



Revista Clínica Española

www.elsevier.es/rce



ORIGINAL

Recalibración del *Palliative Prognostic Index* en pacientes con enfermedades médicas avanzadas

M.D. Nieto Martín^{a,*}, M. Bernabeu Wittel^a, L. de la Higuera Vila^a, A. Mora Rufete^b, B. Barón Franco^c y M. Ollero Baturone^a, en representación de los investigadores del proyecto PALIAR[◇]

^a Servicio de Medicina Interna, Hospital Universitario Virgen del Rocío, Sevilla, España

^b Servicio de Medicina Interna, Hospital General Universitario de Elche, Elche, Alicante, España

^c Servicio de Medicina Interna, Hospital Juan Ramón Jiménez, Huelva, España

Recibido el 14 de enero de 2013; aceptado el 7 de abril de 2013

Disponible en Internet el 31 de mayo de 2013

PALABRAS CLAVE

Palliative Prognostic Index;
Enfermedades crónicas avanzadas;
Paciente pluripatológico;
Escala pronóstica

Resumen

Objetivo: Analizar el rendimiento del *Palliative Prognostic Index* (PPI) en los pacientes con enfermedades médicas en estadio avanzado, y recalibrarlo para adaptarlo al perfil de estos pacientes.

Métodos: Estudio prospectivo observacional multicéntrico. Se incluyeron pacientes con una o más enfermedades médicas avanzadas. Se analizó la calibración (bondad de ajuste de Hosmer-Lemeshow) y el poder discriminativo (curva ROC y área bajo la curva [AUC]) del PPI en la predicción de la mortalidad a los 180 días. La recalibración se llevó a cabo analizando las puntuaciones en el PPI de cada cuartil ascendente de probabilidad de fallecer. Se comparó la precisión del PPI con la obtenida con el índice de Charlson.

Resultados: La mortalidad global de los 1.788 pacientes fue del 37,5%. La calibración en la predicción de mortalidad fue buena (bondad de ajuste con $p=0,21$), oscilando la probabilidad pronosticada entre 0-0,25 en el primer cuartil de riesgo, y 0,48-0,8 en el último cuartil. El poder discriminativo fue aceptable ($AUC=0,69$; $p<0,0001$). En los grupos recalibrados, la mortalidad de los pacientes con 0/1-2/2,5-9,5 ≥ 10 puntos fue del 13, 23, 39 y 68%, respectivamente. La sensibilidad y el valor predictivo negativo del punto de corte de la escala por encima de 0 fueron 96 y 87%, respectivamente; la especificidad y el valor predictivo positivo del punto de corte de la escala por encima de 9,5 fueron del 95 y 68%. La calibración del índice de Charlson fue buena ($p=0,2$), y el poder discriminativo subóptimo ($AUC=0,52$; $p=0,06$).

Conclusiones: El PPI en los pacientes con enfermedades médicas en estadio avanzado puede ser de utilidad para el pronóstico de supervivencia a 6 meses.

© 2013 Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

* Autor para correspondencia.

Correos electrónicos: lonietoma@gmail.com, mdolores.nieto.sspa@juntadeandalucia.es (M.D. Nieto Martín).

◇ Los nombres de los investigadores del proyecto PALIAR están relacionados en el Anexo 1.

KEYWORDS

Palliative Prognostic Index;
Advanced chronic diseases;
Multi-condition patients;
Prognostic score

Adaptation of the Palliative Prognostic Index in patients with advanced medical conditions

Abstract

Objective: To analyze the accuracy of the Palliative Prognostic Index (PPI) in patients with advanced medical diseases and to recalibrate it in order to adapt it to the profile of these patients.

Methods: Multicenter, prospective, observational study that included patients with one or more advanced medical diseases. Calibration (Hosmer-Lemeshow goodness of fit) and discriminative power (ROC and area under the curve [AUC]) of PPI were analyzed in the prediction of mortality at 180 days. Recalibration was carried out by analyzing the scores on the PPI of each quartile upward of dying probability. Accuracy of PPI was compared with that obtained for the Charlson index.

Results: Overall mortality of the 1.788 patients was 37.5%. Calibration in the prediction of mortality was good (goodness of fit with $P=.21$), the prognostic probabilities ranging from 0-0,25 in the first quartile of risk and from 0,48-0,8 in the last quartile. Discriminative power was acceptable (AUC=69; $P=.0001$). In recalibrated groups, mortality of patients with 0/1-2/2.5-9.5/ ≥ 10 points was 13, 23, 39 and 68%, respectively. Sensitivity (S) and negative predictive value (NPF) of the cutoff point above 0 points were 96 and 87%, respectively; while specificity (sp) and positive predictive value (PPV) of the cutoff point above 9.5 points were 95 and 68%. Calibration of the Charlson index was good ($P=.2$), and its discriminative power (AUC=.52; $P=.06$) was suboptimal.

Conclusions: PPI can be a useful tool in predicting 6-month survival of patients with advanced medical conditions.

© 2013 Elsevier España, S.L. All rights reserved.

Introducción

El envejecimiento progresivo de la población, y el creciente número de personas con enfermedades crónicas representa un problema emergente de salud¹. Según la Organización Mundial de la Salud se espera que en el año 2020 las enfermedades crónicas sean responsables del 73% de las muertes a nivel mundial, y del 60% de la carga de enfermedad². Las poblaciones con enfermedades crónicas progresivas se conforman como un paradigma sanitario y social emergente de primer orden¹⁻³. Sin embargo, resulta difícil establecer el momento en el cual los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas entran en la fase final de sus vidas⁴. De hecho, los modelos para estimar la supervivencia menor o igual a 6 meses de los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas tienen bajo el valor predictivo positivo, ya que estas enfermedades tienen una evolución poco predecible, con reagudizaciones que se siguen de fases de estabilidad clínica, dentro de las cuales el paciente puede incluso recuperar su estado basal^{4,5}. Todo ello contribuye a la incertidumbre de los pacientes, familiares y profesionales, dificultando la toma de decisiones, y planteando dificultades a la hora de planificar la terapia y los cuidados de estos pacientes.

Las escalas pronósticas para determinar la cercanía del final de la vida en los pacientes con cáncer suelen contener uno o varios ítems específicamente oncológicos (como el número de metástasis), y no se han validado para pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas. En estos pacientes podría resultar interesante el uso del *Palliative Prognostic Index* (PPI), una escala cuantitativa validada para predecir la mortalidad en los pacientes

oncológicos terminales⁶⁻⁸. Se trata de un índice pronóstico diseñado para predecir la supervivencia a las 3 y 6 semanas, mediante la catalogación de 5 dimensiones clínicas no oncoespecíficas (tabla 1)^{9,10}. Se desconoce su utilidad y los puntos de corte más ajustados para los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas.

Tabla 1 *Palliative Prognostic Index*. Dimensiones y ponderación de cada una de ellas

Dimensión	Puntos
<i>Palliative Performance Status</i> ⁹	
10-20 puntos	4
30-50 puntos	2,5
≥ 60 puntos	0
<i>Ingesta oral</i>	
Severamente reducida	2,5
Moderadamente reducida	1
Normal	0
<i>Edemas</i>	
Presentes	1
Ausentes	0
<i>Disnea de reposo</i>	
Presente	3,5
Ausente	0
<i>Delirium</i>	
Presente	4
Ausente	0
Puntuación total	0-15

¿Qué sabemos?

En la clínica cotidiana resulta difícil precisar el momento en el cual los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas entran en la fase final de sus vidas. El objetivo de este estudio ha sido analizar el rendimiento del *Palliative Prognostic Index* en los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas, para predecir la mortalidad en los 6 meses siguientes, y recalibrarlo para adaptarlo a estos pacientes.

¿Qué aporta este estudio?

Tras su recalibración, el *Palliative Prognostic Index* muestra unos buenos valores de sensibilidad (96%), especificidad (95%) y valor predictivo negativo (87%), para predecir el fallecimiento a los 6 meses, y algo menores en cuanto al valor predictivo positivo (68%). Su empleo podría resultar de ayuda en la toma de decisiones clínicas en los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas.

Los editores.

El objetivo de este estudio ha sido analizar la calibración y poder discriminativo de la escala PPI en una cohorte multicéntrica de pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas para predecir la mortalidad en los 6 meses siguientes, y recalibrar su puntaje y estratos de riesgo para adaptarlo a estos pacientes.

Pacientes y método

Estudio prospectivo, observacional, en el que participaron 41 hospitales españoles. La población elegible se seleccionó de las áreas de hospitalización, hospitalización a domicilio, unidad de día o consultas externas. El periodo de inclusión de los pacientes abarcó desde febrero del 2009 a septiembre del 2010.

Según la metodología del proyecto PALIAR previamente publicada⁴, se incluyeron a los pacientes con una o más de las siguientes condiciones:

- Insuficiencia cardíaca con disnea basal $\geq$ III de la *New York Heart Association* (NYHA).
- Insuficiencia respiratoria con disnea basal $\geq$ III de la *Medical Research Council* (MRC), saturación basal de oxígeno menor del 90% u oxigenoterapia domiciliaria.
- Insuficiencia renal crónica estadio 4-5 de la *National Kidney Foundation* (NKF) (tasa de filtrado glomerular menor de 30 ml/min) o creatininemias basales $\geq$ 3 mg/dl).
- Hepatopatía crónica con una puntuación en la escala Child-Pugh mayor de 7.
- Enfermedad neurológica con deterioro cognitivo establecido (puntuación en la escala de Pfeiffer con 7 o más errores, puntuación del mini examen cognitivo de Lobo $\leq$ 18 puntos, o deterioro funcional para las actividades basales

de la vida diaria establecido (índice de Barthel menos de 60 puntos).

Las variables recogidas incluían datos demográficos, epidemiológicos, clínicos y analíticos presentes en el momento de la inclusión⁴.

En todos los casos se determinó la escala PPI (puntuación global y por áreas), y el índice de Charlson. Todos los pacientes recibieron un seguimiento de 180 días tras la inclusión considerándose como variable dependiente principal la mortalidad. Se analizó la sensibilidad (S), la especificidad (E), el valor predictivo positivo (VPP), y el valor predictivo negativo (VPN) del PPI, empleando como dintel una puntuación mayor de 4 y 6 puntos, utilizando como «criterio de verdad» la mortalidad a los 30, 60, 90, 120, 150 y 180 días de seguimiento.

La precisión del PPI en la predicción de la mortalidad a los 180 días fue analizada determinando su calibración mediante la prueba de la bondad de ajuste de Hosmer-Lemeshow (H-L) sobre la probabilidad pronosticada de fallecer, y la mortalidad real observada, realizado en un modelo de remisión logística. El poder discriminativo se realizó mediante las curvas *Receiver Operating Characteristic* (ROC), y el cálculo del área bajo la curva (AUC).

La recalibración del índice se llevó a cabo analizando las puntuaciones en el PPI de cada cuartil ascendente de probabilidad de fallecer. Posteriormente, se construyeron estratos ascendentes y excluyentes con las horquillas de puntuación del PPI correspondientes a ese cuartil de probabilidad. No aplicamos otros métodos descritos para la detección de puntos de corte óptimos de las pruebas diagnósticas, tales como la de Youden, por su escaso uso en la actualidad, dado que tiende a sobredimensionar la capacidad de los modelos. Ulteriormente, construimos curvas de Kaplan-Meier para cada estrato de riesgo para la comprobación de las diferencias en las trayectorias de supervivencia de cada estrato, analizándose esta trayectoria mediante la prueba del «rango de logaritmos» y la de Tarone-Ware.

Finalmente, se comparó la precisión (calibración mediante la prueba de H-L, poder discriminativo mediante las curvas ROC, y el cálculo del AUC) del PPI recalibrado con la obtenida con el índice de Charlson. Todos los cálculos se llevaron a cabo utilizando el paquete estadístico SPSS® v.18.0.

Resultados

Se incluyeron a un total de 1.847 pacientes, 51% de ellos varones, con una edad media de 78,74 (desviación estándar [DE]: 10 años). Los datos clínicos de los pacientes incluidos en el estudio se detallan en la [tabla 2](#). La media de condiciones de inclusión fue de 1,35/paciente (DE=0,6), siendo las más frecuentes las enfermedades neurológicas (814 pacientes; 44,1%), seguidas de la insuficiencia cardíaca (718; 38,9%), la insuficiencia respiratoria (615; 33,3%), la enfermedad renal crónica (225; 12,2%), y la hepatopatía (115; 6,2%). Un 29,5% (526 pacientes) presentaron 2 o más criterios de inclusión. La carga de comorbilidades fue de 4,85 enfermedades por paciente (DE=2,6), destacando la hipertensión arterial (1.273 pacientes; 68,9%), la fibrilación auricular (663; 35,9%), la dislipemia (601;

Tabla 2 Características clínicas de los pacientes con enfermedades médicas avanzadas incluidos en el estudio PALIAR

Característica	Porcentaje/media $\pm$ DE/mediana (RIC)
<i>Edad</i>	78,7 $\pm$ 10
<i>Género varón</i>	51%
<i>Momento de la inclusión</i>	
Ingreso hospitalario	90%
Consulta	7%
Hospitalización domiciliaria	3%
Media de insuficiencias orgánicas crónicas, criterio de inclusión	1,35 $\pm$ 0,6
Enfermedad neurológica crónica	44,1%
Insuficiencia cardíaca	38,9%
Insuficiencia respiratoria	33,3%
Insuficiencia renal	12,2%
Hepatopatía crónica	6,2%
Índice de Charlson	3 (3)
Prevalencia de pluripatología ^a	70%
Media de categorías por cada paciente pluripatológico	2,9 $\pm$ 1
<i>Comorbilidades más frecuentes</i>	
Media de comorbilidades por paciente	4,85 $\pm$ 2,6
Hipertensión arterial	68,9%
Fibrilación auricular crónica	35,9%
Dislipemia	32,5%
EPOC ^b	30,3%
Diabetes	28,4%
<i>Síntomas más frecuentes</i>	
Disnea severa (3-4 de la NYHA y/o mMRC)	51,5%
Astenia	23%
Delirium y/o encefalopatía	22%
Anorexia	20%
Dolor crónico	19%
Insomnio	18%
Náuseas-vómitos	4,3%
Diarrea	2,2%
<i>Índice de Barthel basal</i>	40 $\pm$ 34
<i>Dependencia de cuidador principal</i>	78%
<i>N.º de fármacos de prescripción crónica</i>	8,5 $\pm$ 3,5
<i>N.º de ingresos en el último año</i>	2,1 (2)
<i>ECOG-PS</i>	
Asintomático	2%
Sintomático-ambulatorio	23%
Sintomático menor del 50% vigil en la cama	31%
Sintomático mayor del 50% vigil en la cama	22%
Postrado en la cama	22%
<i>Palliative Performance Score</i>	45,7 $\pm$ 20
<i>Palliative Performance Index</i>	4,5 (4,5)
Porcentaje de pacientes que reunieron criterios de la NHO	52%

DE: desviación estándar; ECOG-PS: *Eastern Cooperative Oncology Group Performance Status*; EPOC: enfermedad pulmonar obstructiva crónica; mMRC: *modified Medical Research Council*; NHO: *National Hospice Organization*; NYHA: *New York Heart Association*; RIC: rango intercuartílico.

^a Fuente: tomado de Ollero Baturone et al.¹¹.

^b Sin criterio de inclusión.

32,5%), la enfermedad pulmonar obstructiva crónica (560; 30,3%), y la diabetes mellitus (525; 28,4%). Un 70% (1.285 pacientes) reunían criterios de paciente pluripatológico¹¹. La mediana de la puntuación del índice de Charlson fue de 3. Los síntomas más prevalentes fueron la disnea severa

(grados 3-4 de la NYHA o MRC) en 952 pacientes (51,5%), la astenia en 423 (23%), el delirium y/o encefalopatía en 403 (22%), la anorexia en 363 (20%), el dolor crónico en 356 (19%) (mediana en la escala visual analógica de 6/10), el insomnio en 332 (18%), y menos frecuentemente, las

Tabla 3 Descripción de la sensibilidad, especificidad, valor predictivo positivo y negativo del PPI, en la determinación del final de la vida en los siguientes 180 días, en una cohorte de pacientes con enfermedades médicas avanzadas

Puntos de corte del PPI	Sensibilidad	Especificidad	Valor predictivo positivo	Valor predictivo negativo
PPI (más de 0 puntos)	96 _(180 d) -98% _(30 d)	12 _(30 d) -15% _(180 d)	17 _(30 d) -40% _(180 d)	87 _(180 d) -97% _(30 d)
PPI (más de 2 puntos)	90 _(180 d) -94% _(30 d)	22 _(30 d) -25% _(180 d)	18 _(30 d) -42% _(180 d)	78 _(180 d) -94% _(30 d)
PPI (más de 4 puntos)	70 _(180 d) -78% _(30 d)	49 _(30 d) -54% _(180 d)	22 _(30 d) -47% _(180 d)	75 _(180 d) -92% _(30 d)
PPI (más de 6 puntos)	54 _(180 d) -66% _(30 d)	67 _(30 d) -71% _(180 d)	27 _(30 d) -53% _(180 d)	72 _(180 d) -91% _(30 d)
PPI (más de 9,5 puntos)	20 _(180 d) -29% _(30 d)	93 _(30 d) -95% _(180 d)	42 _(30 d) -68% _(180 d)	66 _(180 d) -87% _(30 d)

Los puntos de corte son los establecidos previamente, y los obtenidos tras recalibrar el índice adaptándolo a la muestra reclutada. Para cada dimensión se expresa el menor y el mayor de los valores obtenidos en los 6 puntos temporales analizados (30, 60, 90, 120, 150 y 180 días).

d: días; PPI: Palliative Prognostic Index.

náuseas-vómitos en 80 (4,3%) y la diarrea en 41 (2,2%). La mediana de la puntuación en la escala PPI fue de 4,5.

La mortalidad en los 1.788 pacientes que finalizaron el seguimiento (96,8% de los reclutados) fue del 15,8, 22,8, 28,1, 31,7 y 37,5% de los pacientes a los 30, 60, 90, 120, 150 y 180 días, respectivamente. La mortalidad atendiendo a las enfermedades de inclusión osciló entre el 33% (pacientes incluidos por enfermedad respiratoria), y el 44% (pacientes incluidos por enfermedad neurológica). El 50,3% de los pacientes presentaron criterios de situación terminal de la *National Hospice Organization*¹² para los puntos de corte mayor de 4 (el 44,4% para más de 6 puntos). Fallecieron el 48,2% de los pacientes con una puntuación mayor de 4 (53,3% para más de 6 puntos). Los valores de S, E, VPP y VPN del PPI, en los puntos de corte predefinidos por los autores del índice a los 30 y 180 días se detallan en la [tabla 3](#).

Cuando analizamos la calibración para la predicción de la mortalidad, esta fue buena (bondad de ajuste de H-L con $p = 0,037$), oscilando la probabilidad pronosticada entre 0-0,25 para el primer cuartil de riesgo, y 0,48-0,8 para el último cuartil. La mortalidad en el grupo de pacientes con puntuaciones de 0 fue del 13% (supervivencia media: 167 días; DE = 2,7), en aquellos con puntuaciones entre 1-2, del 23% (supervivencia media: 157 días; DE = 4), en aquellos con puntuaciones entre 2,5-9,5, del 39% (supervivencia media: $135 \pm 1,9$; DE = 1,9), y en aquellos con puntuaciones superiores a 9,5 puntos del 68% (supervivencia media: 83 ± 5 ; DE = 5; $p < 0,0001$ para las 2 pruebas utilizadas). Los valores de S, E, VPP, y VPN para los puntos de corte de la escala por encima de 0 y de 9,5 puntos se detalla en la [tabla 3](#). El poder discriminativo del PPI fue aceptable en la cohorte global (AUC = 0,69, intervalo de confianza al 95% [IC 95%] = 0,665-0,717; $p < 0,0001$). La calibración del índice de Charlson fue buena (bondad de ajuste del modelo con $p = 0,2$), y el poder discriminativo pobre (AUC = 0,52; IC 95% = 0,49-0,55; $p = 0,06$).

Discusión

El PPI mostró una buena calibración, así como un aceptable poder discriminativo cuando lo aplicamos a los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas reclutados en el presente estudio. Con la recalibración del índice hemos podido obtener 4 estratos de riesgo de fallecer a los 6 meses claramente diferenciados (oscilando entre

el 13% en aquellos pacientes con puntuación 0, y el 68% en aquellos con puntuaciones de 10 o más puntos). La sensibilidad (96%), especificidad (95%), así como los valores predictivos negativo (87% para el punto de corte de 0 puntos) y positivo (68% para el punto de corte de 10 o más puntos), que obtuvo el PPI en sus predicciones de muerte a los 180 días fueron también aceptables.

Los criterios de paciente terminal para los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas más universalmente utilizados por el momento son los acuñados en 1996 por la *National Hospice Organization* estadounidense¹². Estos se basan en 3 criterios generales de naturaleza mixta clínica, asistencial y de preferencias del paciente y en criterios específicos para cada una de las insuficiencias orgánicas terminales. Sin embargo, a pesar de las diferentes modificaciones realizadas para su mejor aplicabilidad a escenarios de gestión sanitaria distintos a los estadounidenses, su índice de validez y reproducibilidad no han resultado óptimos, siendo sus principales limitaciones el moderado valor predictivo positivo y la subjetividad del propio médico que lo aplica a la hora de valorar los 3 criterios generales¹³⁻¹⁷. Las escalas pronósticas organoespecíficas son útiles para la predicción del pronóstico de enfermedades concretas, pero su poder en las poblaciones de pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas probablemente se vea mermado, como consecuencia de la notable carga de enfermedades coprotagonistas y de otras comorbilidades que presentan estos pacientes; en el caso de nuestro estudio, el 70% de los pacientes eran pluripatológicos, y el 30% presentaba 2 o más criterios de enfermedad médica crónica en estadio avanzado. Por tanto, parece razonable optimizar los instrumentos que manejamos a la hora de valorar el pronóstico en las fases finales de la vida de estos pacientes mediante la generación de nuevos índices específicamente diseñados o mediante la adaptación de alguno de los ya existentes. La adaptación y validación de los índices y escalas disponibles pudiera contribuir a mejorar el tratamiento de los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas, permitiendo iniciar los cuidados paliativos de forma precoz y paulatina, conforme vayan surgiendo las necesidades subjetivas y objetivas del paciente y su entorno, para mejorar su calidad de vida^{15,18}.

Este planteamiento cobra aún mayor vigencia en el marco epidemiológico de los últimos años, en el que el peso global de los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas está superando a las de origen oncológico. En

el año 2004, en España, las enfermedades médicas crónicas no neoplásicas fueron el origen del fallecimiento de 130.150 ciudadanos (56% del total de muertes por enfermedades crónicas), mientras que las neoplasias constituyeron el origen de 100.244 fallecimientos (44%)¹². Además, la adaptación de los índices desarrollados para las poblaciones de pacientes con cáncer en estadios avanzados a pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas puede tener una justificación fisiopatológica y clínica, ya que probablemente el cortejo e intensidad de los síntomas, las repercusiones biológicas, psicoemocionales, funcionales y familiares en ambas poblaciones pueden parecerse¹⁹⁻²¹. Nos planteamos que dado su elevado poder predictivo en las poblaciones con cáncer avanzado, y por su composición derivada de dimensiones, no específicamente oncológicas, muy adaptables a diferentes poblaciones, el PPI podría constituir uno de los instrumentos a tener en cuenta para su validación en los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas.

La mayor parte de las 5 dimensiones que contiene el PPI constituyen individualmente poderosos factores de mal pronóstico. El deterioro de la funcionalidad para el desarrollo de actividades básicas (medido en el PPI mediante el *Palliative Performance Status*), el delirium, la disnea severa, y la baja ingesta oral se han relacionado previamente con resultados deletéreos sobre la salud²²⁻²⁵. La presencia de edemas es la única dimensión con un bajo potencial de predicción en los estudios previos, si bien es cierto, que también es la que menos pondera el PPI (uno de 15 posibles puntos)^{26,27}.

Comparando con el índice de Charlson, el PPI obtuvo un poder discriminativo claramente superior, por lo que para este perfil de pacientes probablemente sea de más utilidad para el clínico en la toma de decisiones. Recientemente, se ha desarrollado una aproximación al índice de Charlson para los pacientes de atención primaria de nuestro entorno, utilizando datos fácilmente disponibles en nuestros sistemas de información; no obstante, se desconoce su reproducibilidad en otros ámbitos asistenciales²⁸. Pensamos que en función de su elevado VPN y buen VPP en sus estratos más extremos (pacientes con 0 puntos, y con 10 o más puntos) podría ser de utilidad en la toma de decisiones clínicas. Para los pacientes con puntuaciones intermedias (aquéllos entre uno y 9,5 puntos), asimismo podría ser de ayuda junto con la valoración clínica integral. En futuros estudios se debería explorar la precisión del PPI en los pacientes afectados predominantemente de una sola enfermedad avanzada; si bien en un porcentaje alto (en nuestro caso del 29,5%) estos pacientes suelen tener fallo avanzado de 2 o más órganos, y muchos de ellos reúnen criterios de pluripatología (70% en nuestra experiencia).

La limitación esencial del presente estudio radica en la propia naturaleza del PPI que, al estar inicialmente destinado a predecir la supervivencia en los pacientes con enfermedades oncológicas, no incorporó originariamente otras dimensiones de importancia en los pacientes con enfermedades médicas crónicas avanzadas, tales como la edad, el número y la carga de comorbilidades, la presencia y relación de la persona cuidadora, o los antecedentes de hospitalizaciones recientes^{22,29,30}. Ignoramos, por tanto, si la adición de alguno de estos parámetros pudiera haber incrementado el poder discriminativo y VPP del PPI.

En conclusión, el PPI en nuestro estudio mostró una buena calibración y poder discriminativo cuando lo aplicamos a los pacientes con enfermedades médicas avanzadas. Una vez recalibrado, pudimos obtener 4 estratos de riesgo de fallecer a los 6 meses claramente diferenciados, que pueden ser de ayuda en la toma de decisiones clínicas con respecto al abordaje asistencial de estas poblaciones vulnerables.

Anexo 1. Investigadores del proyecto PALIAR

M. Bernabeu-Wittel (1); J. Murcia-Zaragoza (2); M. Ollero-Baturone (1); B. Escolano Fernández (3); G. Jarava Rol (3); C. Hernández Quiles (1); M. Oliver (4); J. Díez-Manglano (5); S. Sanz Baena (6); B. Barón-Franco (7); L.M. Pérez Belmonte (8); L. Moreno-Gaviño (1); J. Galindo-Ocaña (1); P. Macías Mir (9); D. Camacho González (9); D. Nieto Martín (1); J. Praena Segovia (1); B. Massa (10); M. Maiz-Jiménez (3); N. Ramírez-Duque (1); A. Mora-Rufete (11); A. Fernández-Moyano (12); A. Alemán (13); P. Sánchez López (14); J.B. López-Sáez (15); M. Bayón Sayago (16); F. Díez (14); F. Masanés (17); C. Ramos-Cantos (8); D. Mendoza Giraldo (1); G. Ternavasio (18); P. González-Ruano (19); J.A. García García (20); R. Castillo Rubio (21); M. Loring (8); S. Gómez Lesmes (18); S. Serrano Villar (22); I. Novo Valeiro (18); L. de la Higuera (1); M.A. Soria-López (23); B. González Gisbert (24); L. Joya (25); A. Urrutia de Diego (26); H. Llorente Cancho (18); M. Rincón Gómez (1); M. Polvorosa (18); E. González Escoda (27); M. García Gutiérrez (1); M. Cassani Garza (12); L. Alveta (18); M.P. Pérez Gutiérrez (28); J.M. Machín-Lázaro (29); D. Navarro Hidalgo (30); L. Díez (31); M. Muniesa (32); M. Zubiaga (33); A. Fernández (1); L. Feliu-Mazaría (34); G. Tolchinski (35); R. Riera Hortelano (36); P. Retamar (16); P. Giner (37); M.F. Fernández-Miera (38); N. Castro Iglesias (18); A. Fuertes-Martín (18); A. Ruiz-Cantero (3); M.A. García Ordóñez (9); C. Sanromán y Terán (8); A. Martín Pérez (39); F. Formiga (40); A. López-Soto (17); C. Martínez Velasco (32) y M.A. Cuervo (41).

Hospitales participantes en el estudio:

(1) Hospital Virgen del Rocío, Sevilla; (2) Hospital de La Vega Baja, Alicante; (3) Hospital de la Serranía, Málaga; (4) Hospital de Sanlúcar de Barrameda, Cádiz; (5) Hospital Royo Villanova, Zaragoza; (6) Hospital de la Cruz Roja San José y Santa Adela, Madrid; (7) Hospital Juan Ramón Jiménez, Huelva; (8) Hospital de la Axarquía, Málaga; (9) Hospital de Antequera, Málaga; (10) Hospital de Villajoyosa, Alicante; (11) Hospital General Universitario de Elche, Alicante; (12) Hospital San Juan de Dios del Aljarafe, Sevilla; (13) Hospital Morales Meseguer, Murcia; (14) Hospital de Torrecárdenas, Almería; (15) Hospital Universitario de Puerto Real, Cádiz; (16) Hospital Virgen Macarena, Sevilla; (17) Hospital Clínic, Barcelona; (18) Hospital Universitario de Salamanca; (19) Hospital Cantoblanco-La Paz, Madrid; (20) Hospital Nuestra Señora de Valme, Sevilla; (21) Hospital de la Malva-Rosa, Valencia; (22) Hospital Clínico San Carlos, Madrid; (23) Clínica Virgen de la Vega, Murcia; (24) Hospital Pare Jofré, Valencia; (25) Hospital de Leganés, Madrid; (26) Hospital Germans Trias i Pujol, Barcelona; (27) Hospital San Vicente Raspeig, Alicante; (28) Hospital Clínico Universitario de Valladolid; (29) Hospital Universitario de Guadalajara; (30) Hospital Infanta Margarita, Córdoba; (31) Hospital de la Paz, Madrid; (32) Hospital San Juan de

Dios de Pamplona; (33) Complejo Asistencial de Burgos; (34) Hospital General de Palma de Mallorca; (35) Hospital Municipal de Badalona; (36) Hospital San Agustín de Avilés; (37) Hospital San Cecilio, Granada; (38) Hospital Marqués de Valdecilla, Santander; (39) Hospital Sant Joan Despí, Barcelona; (40) Hospital de Bellvitge, Barcelona; y (41) Equipo de Cuidados Paliativos de Badajoz.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses

Bibliografía

- Unidad de Pacientes Pluripatológicos. Estándares y Recomendaciones. Ministerio de Sanidad y Política Social. Madrid: Ministerio de Sanidad y Política Social, 2009.
- World Health Organization (WHO). The World Health Report 2002-Reducing Risks, Promoting Healthy Life. Ginebra: World Health Organization (WHO); 2002. [Consultado el 19 May 13]. Disponible en: <http://www.who.int/whr/2002/en/>
- Jeran AF, Azari RS, Nesbitt TS, Meyers FJ. The TLC model of palliative care in the elderly: preliminary application in the assisted living setting. *Ann Fam Med*. 2004;2:54-60.
- Bernabeu-Wittel M, Ruiz-Cantero A, Murcia-Zaragoza J, Hernandez-Quiles C, Baron-Franco B, Ramos-Cantos C, et al. Precisión de los criterios definitorios de pacientes con enfermedades médicas no neoplásicas en fase terminal. *Proyecto PALIAR. Rev Esp Geriatr Gerontol*. 2010;45:203-12.
- Guía Práctica Clínica sobre cuidados Paliativos. Ministerio de sanidad y consumo. Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco. Vitoria-Gasteiz, 2008.
- Morita T, Tsunoda J, Inoue S, Chihara S. The Palliative Prognostic Index: a scoring system for survival prediction of terminally ill cancer patients. *Support Care Cancer*. 1999;7:128-33.
- Morita T, Tsunoda J, Inoue S, Chihara S. Improved accuracy of physicians survival prediction for terminally ill cancer patients using Palliative prognostic Index. *Palliat Med*. 2001;15:419-24.
- Stone PC, Lund S. Predicting prognosis in patients with advanced cancer. *Ann of Oncol*. 2007;18:971-6.
- Anderson F, Downing GM, Hill J, Casorso L, Lerch N. Palliative Performance Scale: a new tool. *J Palliat Care*. 1996;12:5-11.
- Glare P, Sinclair C, Downing M, Stone P, Maltoni M, Viganò A. Predicting survival in patients with advanced disease. *Eur J Cancer*. 2008;44:1146-56.
- Ollero Baturone M (coordinador), Álvarez Tello M, Barón Franco B, Bernabéu Wittel M, Codina Lanaspá A, Fernández Moyano A, et al. Atención al paciente pluripatológico: Proceso Asistencial Integrado. 2.ª ed. Sevilla: Consejería de Salud; 2007. [Consultado el 19 May 13]. Disponible en: http://www.juntadeandalucia.es/salud/export/sites/csulud/galerias/documentos/p.3_p.3_procesos_asistenciales_integrados/pacientes_pluripatologicos/pluri.pdf
- Medical guidelines for determining prognosis in selected non.cancer diseases. The National Hospice Organization. *Hosp J*. 1996;11:47-63.
- Grbich C, Maddocks I, Parker D, Brown M, Willis E, Piller N, et al. Identification of patients with noncancer diseases for palliative care services. *Palliat Support Care*. 2005;3:5-14.
- Lynn J. Perspectives on care at the close of life. Serving patients who may die soon and their families: the role of hospice and other services. *JAMA*. 2001;285:925-32.
- Coventry PA, Grande GE, Richards DA, Todd CJ. Prediction of appropriate timing of palliative care for older adults with non-malignant life-threatening disease: a systematic review. *Age Ageing*. 2005;34:218-27.
- Christakis NA, Escarce JJ. Survival of medicare patients after enrollment in hospice programs. *N Engl J Med*. 1996;335:172-8.
- Fox E, Landrum-McNiff K, Zhong Z, Dawson NV, Wu AW, Lynn J. Evaluation of prognostic criteria for determining hospice eligibility in patients with advanced lung, heart, or liver disease. SUPPORT Investigators. Study to Understand Prognoses and Preferences for Outcomes and Risks of Treatments. *JAMA*. 1999;282:638-45.
- Estrategia en Cuidados Paliativos del Sistema Nacional de Salud. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo; Gobierno de España; 2007.
- Jerant AF, Azari RS, Nesbitt TS, Meyers FJ. The TLC model of palliative care in the elderly: preliminary application in the assisted living setting. *Ann Fam Med*. 2004;2:54-60.
- Kristjanson L, Nikolett S, Porock D, Smith M, Lobchuk M, Pedler P. Congruence between patient and family caregiver perceptions of symptom distress in patients with terminal cancer. *J Palliat Care*. 1998;14:24-32.
- Parker D, Grbich C, Brown M, Maddocks I, Willis E, Roe P. A palliative approach or specialist palliative care? What happens in aged care facilities for residents with a noncancer diagnosis? *J Palliat Care*. 2005;21:80-7.
- Bernabeu-Wittel M, Ollero-Baturone M, Moreno-Gaviño L, Barón-Franco B, Fuertes A, Murcia-Zaragoza J, et al. Development of a new predictive model for polypathological patients. The PROFUND index. *Eur J Intern Med*. 2011;22:311-7.
- Weng LC, Huang HL, Wilkie DJ, Hoenig NA, Suarez ML, Marschke M, et al. Predicting survival with the Palliative Performance Scale in a minority-serving hospice and palliative care program. *J Pain Symptom Manage*. 2009;37:642-8.
- Drame M, Jovenin N, Novella JL, Lang PO, Somme D, Laniece I, et al. Predicting early mortality among elderly patients hospitalised in medical wards via emergency department: the SAFES cohort study. *J Nutr Health Aging*. 2008;12:599-604.
- Figarska SM, Boezen HM, Vonk JM. Dyspnea severity, changes in dyspnea status and mortality in the general population: the Vlagtwedde/Vlaardingen study. *Eur J Epidemiol*. 2012;27:867-76.
- Komajda M, Jais JP, Reeves F, Goldfarb B, Bouhour JB, Juilleries Y, et al. Factors predicting mortality in idiopathic dilated cardiomyopathy. *Eur Heart J*. 1990;11:824-31.
- Devroey D, van Casteren V. Symptoms and clinical signs associated with hospital admission and mortality for heart failure. *Cent Eur J Public Health*. 2010;18:209-14.
- Gutiérrez-Misis A, Sánchez-Santos M, Otero A. Utilización de un proxy al índice de Charlson para estudiar la asociación entre comorbilidad y mortalidad a corto y largo plazo en mayores. *Aten Primaria*. 2012;44:153-61.
- Walter LC, Brand RJ, Counsell SR, Palmer RM, Landefeld S, Fortinsky RH, et al. Development and validation of a prognostic index for 1-year mortality in older adults after hospitalization. *JAMA*. 2001;285:2987-93.
- Lee SJ, Lindquist K, Segal M, Covinsky KE. Development and validation of a prognostic index for 4-year mortality in older adults. *JAMA*. 2006;295:801-8.