

## ORIGINAL

## Validación externa multicéntrica del modelo REPOCUR para la predicción de resultados adversos a 30 días en pacientes con exacerbación aguda de la enfermedad pulmonar obstructiva crónica dados de alta desde servicios de urgencias hospitalarios

Raúl Alonso Avilés<sup>1-3</sup>, Raúl Perales Muñoz<sup>4</sup>, Gonzalo Herrero Muñoz<sup>5</sup>, Ancor Sanz-García<sup>6-8</sup>, Paula Valencia Martínez<sup>9</sup>, Claudia Pérez Velilla<sup>10</sup>, Elisabeth Guzmán Robles<sup>11</sup>, Ester Mora Bastante<sup>12</sup>, José Timoshenko Pérez Hopkins<sup>13</sup>, Raquel Rico Delgado<sup>14</sup>, Marina María Mendoza Jiménez<sup>15</sup>, Cristian Vale Varela<sup>16</sup>, Javier Prieto González<sup>17</sup>, Cristóbal Manuel Rodríguez Leal<sup>18</sup>, Carmen del Arco Galán<sup>19</sup>, Lorena Sanchez Nieto<sup>20</sup>, Esther Gargallo García<sup>21</sup>, Alejandro Valencia Dutor<sup>22</sup>, David Barba Orejudo<sup>23</sup>, Miguel J. Zamorano Serrano<sup>24</sup> (en representación de GdT Respiratorio SEMES), Luis Pérez Ordoño<sup>25</sup> en representación del Grupo PROYECTO EPOC URG CAM

**Objetivo.** Validar externamente REPOCUR, un modelo predictivo de resultado adverso a 30 días en adultos con exacerbación aguda de EPOC (EAEPOC) dados de alta desde servicios de urgencias hospitalarios (SUH) de la Comunidad de Madrid (CAM) y su área limítrofe.

**Método.** Estudio observacional retrospectivo multicéntrico en 20 SUH, 19 de ellos incluidos en el análisis. PREURG CyL: derivación prospectiva en 14 SUH de Castilla y León con seguimiento telefónico a 30 días; CAM: seguimiento retrospectivo por historia clínica electrónica (HCE) y registros administrativos. El desenlace primario fue un evento compuesto a 30 días (recurrencia, revisita, hospitalización, institucionalización o muerte). Se evaluaron discriminación, calibración y heterogeneidad intercentro.

**Resultados.** Se analizaron 1.747 episodios en 1.671 pacientes (4,0% con > 1 visita); la incidencia del evento compuesto 14,8% (258 episodios; institucionalización no registrada, 0/1.747). El área bajo la curva de la característica operativa del receptor (ABC COR) fue de 0,667 (IC 95% 0,631-0,701), equivalente al de PREURG CyL (0,67; IC 95% 0,64-0,71). La puntuación  $\geq 2$  mostró sensibilidad 50,0% y especificidad 75,2%, la pendiente de calibración fue de 1,008 (IC 95% 0,781-1,234), el intercepto -0,321 (IC 95% -0,456 a -0,185) y el índice de Brier escalado 0,030. Se observó sobrestimación absoluta sistemática, probablemente multifactorial. Se obtuvo una heterogeneidad intercentro moderada (coeficiente de correlación intraclass 0,121; odds ratio mediano 1,90).

**Conclusiones.** REPOCUR mantiene su capacidad discriminativa y calibración relativa en una cohorte multicéntrica independiente. La interpretación de las probabilidades absolutas debe ajustarse al contexto asistencial y al seguimiento. Los resultados apoyan su potencial como herramienta de estratificación pronóstica al alta desde SUH; si bien su uso rutinario requerirá estudios prospectivos de impacto.

**Palabras clave:** Enfermedad pulmonar obstructiva crónica. Exacerbación. Modelo de predicción. Validación externa. Servicios de Urgencias. REPOCUR.

### External validation of the REPOCUR model for predicting 30-day adverse outcomes in patients with acute exacerbation of chronic obstructive pulmonary disease discharged from hospital emergency departments

**Objective.** To externally validate REPOCUR, a predictive model for 30-day adverse events in adults with acute exacerbation of chronic obstructive pulmonary disease (AECOPD) discharged from hospital emergency departments (EDs) in the Community of Madrid (Madrid, Spain) and its surrounding area.

#### Filiación de los autores:

<sup>1</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Clínico Universitario de Valladolid, España.

<sup>2</sup>Departamento de Medicina, Dermatología y Toxicología, Facultad de Medicina, Universidad de Valladolid, España.

<sup>3</sup>Instituto de Investigación Biosanitaria de Valladolid (IBioVALL), Valladolid, España.

<sup>4</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Clínico San Carlos, Madrid, España.

<sup>5</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Puerta de Hierro Majadahonda, Madrid, España.

<sup>6</sup>Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Castilla la Mancha, Talavera de la Reina, Toledo, España.

<sup>7</sup>Technological Innovation Applied to Health Research Group (ITAS Group), Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Castilla la Mancha, Talavera de la Reina, Toledo, España.

(Continúa a pie de página)

#### Contribución de los autores:

Todos los autores han confirmado su autoría en el documento de responsabilidades del autor, acuerdo de publicación y cesión de derechos a EMERGENCIAS.

#### Autor para correspondencia:

Raúl Alonso Avilés.  
Servicio de Urgencias.  
Hospital Clínico Universitario de Valladolid.  
Av. Ramón y Cajal, s/n.  
47003 Valladolid, España.

#### Correo electrónico:

ralonsoa@saludcastillayleon.es

#### Información del artículo:

Recibido: 8-6-2026

Aceptado: 30-8-2026

Online: 23-9-2026

#### Editor responsable:

Aitor Alquézar Arbé.

#### DOI:

XXXX

<sup>8</sup>Health Care Evaluation Research Group (ECUSAL), Instituto de Investigación Sanitaria de Castilla-La Mancha (IDISCAM), Toledo, España. <sup>9</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Rey Juan Carlos, Móstoles, Madrid, España. <sup>10</sup>Servicio de Urgencias, Hospital General del Tajo de Aranjuez, Madrid, España. <sup>11</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Central de la Defensa Gómez Ulla, Madrid, España. <sup>12</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Comarcal El Escorial, Madrid, España. <sup>13</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario de Alcorcón, Madrid, España. <sup>14</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario de Móstoles, Madrid, España. <sup>15</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario de Getafe, Madrid, España. <sup>16</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario de Fuenlabrada, Madrid, España. <sup>17</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Fundación Jiménez Díaz, Madrid, España. <sup>18</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario del Henares, Coslada, Madrid, España. <sup>19</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario La Princesa, Madrid, España. <sup>20</sup>Servicio de Urgencias, Hospital General Infanta Sofía, San Sebastián de los Reyes (Madrid), España. <sup>21</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Gregorio Marañón, Madrid, España. <sup>22</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario del Sureste, Arganda, Madrid, España. <sup>23</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario de Guadalajara, España. <sup>24</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Ramón y Cajal, Madrid, España. <sup>25</sup>Servicio de Urgencias, Hospital Universitario 12 de Octubre, Madrid, España.

# Avance online de artículo en prensa

**Method.** Multicenter retrospective observational study conducted in 20 EDs, 19 of which were included in the analysis. PREURG CyL: prospective derivation in 14 EDs in Castile and León (Spain) with 30-day telephone follow-up; Community of Madrid (Spain): retrospective follow-up using electronic health records (EHRs) and administrative databases. Primary endpoint: 30-day composite outcome (recurrence, revisit, hospitalization, institutionalization, or death). Discrimination, calibration, and between-center heterogeneity were assessed.

**Results.** A total of 1,747 episodes in 1,671 patients were analyzed (4.0% with > 1 visit); the incidence of the composite endpoints was 14.8% (258 episodes; institutionalization not recorded, 0/1,747). AUC, 0.667 (95% CI, 0.631–0.701), equivalent to that of PREURG CyL (0.67; 95% CI, 0.64–0.71). Scores  $\geq 2$  showed a sensitivity rate of 50.0% and a specificity rate of 75.2%. The calibration slope was 1.008 (95%CI, 0.781–1.234), the intercept was  $-0.321$  (95% CI,  $-0.456$  to  $-0.185$ ), and the scaled Brier score was 0.030. Systematic absolute overestimation was observed, probably due to multiple factors. Moderate between-center heterogeneity was observed (ICC, 0.121; median odds ratio, 1.90).

**Conclusions.** REPOCUR maintains its discriminative ability and relative calibration in an independent multicenter cohort. Interpretation of absolute probabilities should be adjusted according to the health care setting and follow-up. The results support its potential as a prognostic stratification tool at discharge from EDs; routine use will require prospective impact studies.

**Keywords:** Chronic obstructive pulmonary disease. Exacerbation. Prediction model. External validation. Emergency departments. REPOCUR.

**DOI:** XXXXX

## Introducción

La enfermedad pulmonar obstructiva crónica (EPOC) es la tercera causa de muerte mundial<sup>1,2</sup> y afecta al 11,8% de los adultos españoles mayores de 40 años<sup>3,4</sup>. Las exacerbaciones agudas (EAEPOC) son un evento crítico en su historia natural<sup>5</sup>, con elevado coste sanitario y mortalidad a corto plazo<sup>6</sup>.

En los servicios de urgencias hospitalarios (SUH), la decisión entre alta e ingreso es un momento clave en el manejo de la EAEPOC y puede condicionar su evolución posterior. Tras el alta, una proporción no despreciable presenta resultados adversos a 30 días<sup>7,8</sup>. Las herramientas actuales (DECAF, BAP-65) se derivaron en pacientes hospitalizados<sup>9-11</sup>, y el Ottawa COPD Risk Scale (OCRS) –única validada a 30 días tras el alta desde el SUH– requiere analítica que no siempre está disponible en el punto de decisión<sup>12</sup>. Por otro lado, la gravedad de la EAEPOC se realizó según los criterios de Roma<sup>13,14</sup>. Por ello, las actualizaciones GOLD mantienen la EAEPOC como evento heterogéneo cuya estratificación temprana sigue siendo una necesidad no cubierta<sup>15-17</sup>.

El modelo REPOCUR<sup>18</sup> se derivó y validó internamente en el registro PREURG CyL, serie prospectiva multicéntrica de 14 SUH de la red Sanidad Castilla y León (SACYL) con seguimiento telefónico activo a 30 días<sup>18,19</sup>. En su cohorte de derivación, 931 pacientes fueron dados de alta con seguimiento a 30 días y 921 disponían de las cuatro variables predictoras completas para calcular la puntuación; en estos últimos, la incidencia bruta del desenlace fue del 34,7%. El modelo combina cuatro variables binarias de obtención inmediata –sexo masculino, EAEPOC grave (Roma),  $\geq 2$  EAEPOC/12 meses y  $\geq 4$  visitas a SUH/12 meses– en una puntuación 0-4 con probabilidades progresivas de resultado adverso (RA). En su derivación ( $n = 931$ ), el modelo alcanzó un área bajo la curva (ABC) de la ca-

racterística operativa del receptor (COR) de 0,67 (IC 95% 0,64-0,71). Su publicación se acompañó de un editorial<sup>20</sup> que subrayó su potencial anticipatorio en el alta desde SUH.

En la validación externa conviene distinguir entre la calibración absoluta (concordancia entre las probabilidades individualmente predichas y las tasas observadas) y la estratificación relativa del riesgo (gradiente ordenado entre niveles de la escala). Son propiedades necesarias pero distintas: un modelo puede mantener su capacidad para estratificar el riesgo en un contexto nuevo sin preservar necesariamente la concordancia absoluta de las probabilidades<sup>21</sup>.

Antes de su uso clínico generalizado, REPOCUR requiere validación externa independiente conforme a la metodología TRIPOD+AI 2024<sup>22,23</sup>. Este trabajo evalúa si el modelo mantiene su discriminación, calibración relativa y utilidad clínica en una cohorte geográfica y temporalmente independiente, con incidencia potencialmente distinta del desenlace, como paso previo a estudios prospectivos de impacto.

## Método

### Diseño del estudio y modelo objeto de validación

Se diseñó un estudio observacional analítico retrospectivo multicéntrico de validación externa, siguiendo la metodología TRIPOD+AI 2024<sup>22,23</sup> y STROBE<sup>24</sup>. REPOCUR es una regresión logística con cuatro predictores binarios y probabilidades por nivel de la escala de 13,0%, 22,5%, 35,0%, 50,0% y 65,1% (puntuación de 0 a 4). El modelo se aplicó con sus coeficientes publicados<sup>18</sup>:  $\text{logit}(p) = \ln(0,12) + \ln(1,50) \times \text{sexo\_H} + \ln(3,15) \times \text{EAEPOC\_grave} + \ln(1,64) \times \text{EAEPOC} \geq 2 + \ln(2,15) \times \text{visitas} \geq 4$ . Mantener el intercepto original preserva la naturaleza de

# Avance online de artículo en prensa

validación externa pura pero, en cohortes con menor incidencia, puede producir una sobreestimación absoluta inherente al diseño.

## Periodo, ámbito y participantes

El periodo clínico de inclusión fue del 1 de enero de 2022 al 31 de diciembre de 2024. La extracción de la historia clínica electrónica (HCE) y el volcado a REDCap se realizaron en el primer cuatrimestre de 2026. Participaron 20 SUH de distinto tamaño y perfil asistencial (Tabla 1): 19 de la Comunidad de Madrid (CAM) y el Hospital Universitario de Guadalajara, situado en el Corredor del Henares, eje metropolitano limítrofe que comparte flujos asistenciales con el este de la CAM. Uno de los centros (Hospital Universitario de La Princesa) aportó 11 episodios y se descartó del análisis por aportación marginal, de modo que la cohorte analítica procede de 19 SUH. Se incluyeron pacientes  $\geq 40$  años con EAEPOC (CIE-10-ES) dados de alta desde el SUH. Se excluyeron los episodios con desenlace no determinable a 30 días o con cálculo predictor incompleto. La base se cerró tras auditoría final el 3 de junio de 2026. Todas las cifras, tablas, figuras y análisis se han calculado sobre ese volcado definitivo.

## Muestreo

En cada uno de los 20 SUH participantes se identificaron los episodios elegibles a partir del conjunto mínimo básico de datos (CMBD) hospitalario, sobre el que se aplicó un muestreo aleatorio simple sin reposición (R 4.3.2, función *sample* con semilla fijada por centro), con el episodio de urgencias como unidad y un tamaño proporcional al volumen local de EAEPOC. El procedi-

miento fue idéntico en los 20 hospitales, estandarizado y coordinado desde los hospitales Clínico Universitario de Valladolid (HCUV) y Clínico San Carlos de Madrid (HCSC) y se garantizó la representatividad estadística respecto a la población base de cada centro.

## Variables

El desenlace principal fue una variable compuesta a 30 días desde el alta del SUH, definida por al menos uno de estos componentes: recurrencia de EAEPOC, revisita al SUH por cualquier causa, hospitalización por cualquier causa, institucionalización o muerte por cualquier causa. La recurrencia de EAEPOC se definió como fracaso terapéutico posterior al alta o resolución incompleta con persistencia clínica dentro de los 30 días siguientes, según criterios de GesEPOC<sup>16</sup>. La mortalidad se consideró por cualquier causa a 30 días, dado que la distinción retrospectiva entre mortalidad respiratoria y no respiratoria a partir de HCE presenta una variabilidad clasificatoria elevada.

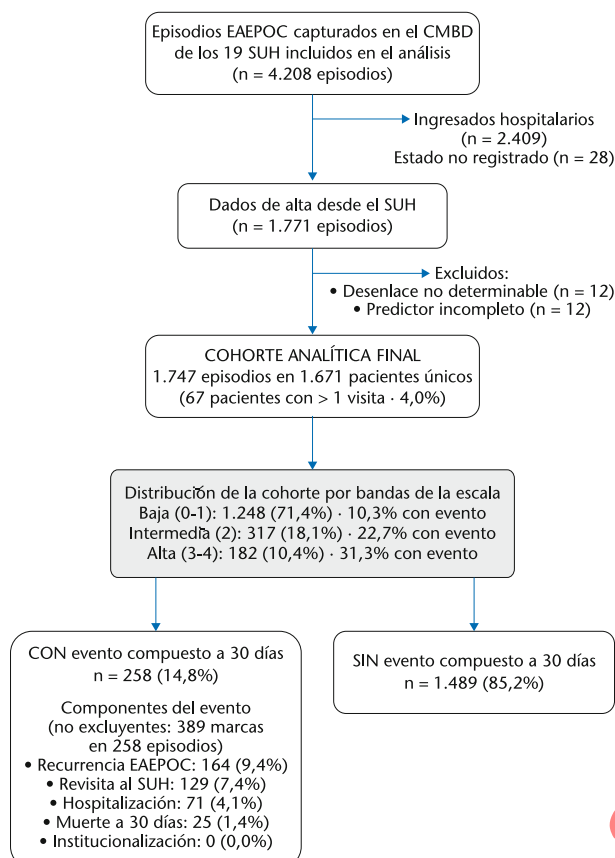
## Cálculo del tamaño muestral

El cálculo muestral ( $\geq 1.650$  episodios, formulación de Riley *et al.*<sup>21</sup>) se refiere a la cohorte analítica de datos de alta desde el SUH, no al total de EAEPOC atendidas. De los 4.208 episodios capturados en los 19 SUH analizados, 1.771 se dieron de alta y, tras excluir 12 por desenlace no determinable y 12 por predictor incompleto, la cohorte final fue de 1.747 episodios (Figura 1). El diseño no contempló un ajuste inicial por agrupamiento; se abordó en el análisis mediante remuestreo por conglomerados por paciente y modelos mixtos con centro como efecto aleatorio.

**Tabla 1.** Características de los 20 servicios de urgencias hospitalarios participantes en el estudio REPOCUR-CAM

| Hospital                                        | Nivel | Camas        | Urgencias (2022-2024) | EAEPOC (2022-2024) | % EAEPOC / Urgencias | Episodios aportados (n) | % incluidos |
|-------------------------------------------------|-------|--------------|-----------------------|--------------------|----------------------|-------------------------|-------------|
| Hospital Universitario Ramón y Cajal            | III   | 820          | 495.985               | 3.964              | 0,80                 | 446                     | 11,3        |
| Hospital Clínico San Carlos                     | III   | 763          | 434.615               | 2.638              | 0,61                 | 356                     | 13,5        |
| Hospital Universitario 12 de Octubre            | III   | 1.107        | 930.268               | 2.717              | 0,29                 | 342                     | 12,6        |
| Hospital General Universitario Gregorio Marañón | III   | 919          | 572.289               | 5.091              | 0,89                 | 327                     | 6,4         |
| Hospital Universitario Infanta Sofía            | II    | 300          | 426.492               | 2.202              | 0,52                 | 304                     | 13,8        |
| Hospital Fundación Jiménez Díaz                 | III   | 651          | 400.000               | 2.210              | 0,55                 | 300                     | 13,6        |
| Hospital Universitario Rey Juan Carlos          | II    | 358          | 366.876               | 2.046              | 0,56                 | 286                     | 14,0        |
| Hospital Universitario Puerta de Hierro         | III   | 613          | 592.052               | 2.013              | 0,34                 | 272                     | 13,5        |
| Hospital Universitario de Guadalajara           | II    | 603          | 150.697               | 1.793              | 1,19                 | 251                     | 14,0        |
| Hospital Universitario del Henares              | I     | 227          | 304.943               | 1.720              | 0,56                 | 245                     | 14,2        |
| Hospital Universitario de Fuenlabrada           | II    | 406          | 435.994               | 3.776              | 0,87                 | 216                     | 5,7         |
| Hospital Universitario de Getafe                | II    | 543          | 280.804               | 1.215              | 0,43                 | 164                     | 13,5        |
| Hospital Universitario Infanta Leonor           | II    | 355          | 362.120               | 1.001              | 0,28                 | 135                     | 13,5        |
| Hospital Central de la Defensa Gómez Ulla       | III   | 315          | 287.631               | 851                | 0,30                 | 115                     | 13,5        |
| Hospital General del Tajo                       | I     | 88           | 215.837               | 736                | 0,34                 | 101                     | 13,7        |
| Hospital Comarcal El Escorial                   | I     | 92           | 153.747               | 756                | 0,49                 | 100                     | 13,2        |
| Hospital Universitario de Móstoles              | II    | 328          | 334.373               | 726                | 0,22                 | 100                     | 13,8        |
| Hospital Universitario del Sureste              | I     | 132          | 198.557               | 615                | 0,31                 | 83                      | 13,5        |
| Hospital Universitario Fundación Alcorcón       | II    | 402          | 356.000               | 475                | 0,13                 | 65                      | 13,7        |
| Hospital Universitario La Princesa              | III   | 500          | 343.123               | 1.608              | 0,47                 | 11                      | 0,7         |
| <b>TOTAL (20 hospitales)</b>                    | –     | <b>9.522</b> | <b>7.642.403</b>      | <b>38.153</b>      | <b>0,50</b>          | <b>4.219</b>            | <b>11,1</b> |

EAEPOC: exacerbación aguda de EPOC.



**Figura 1.** Diagrama de flujo del estudio (STROBE). Cohorte CAM – 19 SUH analizados.

CMBD: conjunto mínimo básico de datos hospitalario. SUH: servicio de urgencias hospitalarias. EAEPOC: exacerbación aguda de EPOC.

### Análisis estadístico

Las variables continuas se describieron mediante mediana y rango intercuartil (RIC) y las categóricas mediante frecuencias absolutas y relativas. Los predictores y el desenlace estuvieron completos en toda la cohorte por definición del criterio de inclusión; entre las variables descriptivas, el índice de Barthel presentó un 10,1% de valores ausentes, el índice de Charlson un 3,4% y la edad un 0,6%. El análisis se realizó por casos completos. La discriminación se evaluó mediante el ABC COR, con intervalos de confianza al 95% por remuestreo por conglomerados de 2.000 réplicas y el paciente como unidad, para respetar la correlación intra-paciente. Para las puntuaciones de corte  $\geq 1$ ,  $\geq 2$  y  $\geq 3$  se calcularon la sensibilidad, la especificidad y los valores predictivos positivo y negativo (VPP y VPN, respectivamente) con intervalos de Wilson. La calibración se evaluó mediante el intercepto, la pendiente de calibración, la representación por nivel de la escala, el test de Hosmer-Lemeshow y el índice de Brier bruto y escalado. La discriminación y la calibración global se calcularon sobre la probabilidad estimada por el modelo; la calibración nivel a nivel y el test de Hosmer-Lemeshow, frente a la tabla de riesgo publicada por nivel de puntuación, por ser la referencia de uso clínico. La hetero-

geneidad intercentro se estimó mediante un modelo logístico de intercepto aleatorio, expresada como coeficiente de correlación intraclass (CCI) en escala latente y *odds ratio* mediano.

La utilidad clínica se evaluó mediante el análisis de curva de decisión (ACD)<sup>25</sup> en el rango de umbrales 0,05-0,40, seleccionado por incluir las probabilidades predichas por REPOCUR (0,13-0,65 por nivel de la escala). La zona 0,11-0,30 se considera clínicamente relevante por corresponder a la incidencia observada y al rango en el que el clínico de urgencias contempla activar un seguimiento estructurado tras el alta.

### Análisis de subgrupos

Se prespecificaron subgrupos por sexo, por edad ( $< 75$  vs  $\geq 75$  años), por comorbilidad (Charlson  $< 3$  vs  $\geq 3$ ), por funcionalidad (Barthel  $\geq 60$  vs  $< 60$ ) y por gravedad de la EAEPOC (Roma leve/moderada vs grave), por su relevancia como modificadores potenciales del pronóstico. Estos fueron análisis estrictamente exploratorios, sin ajuste por multiplicidad. Al tratarse de análisis secundarios con menor tamaño muestral, sus intervalos se obtuvieron por remuestreo simple con 1.000 réplicas y semilla = 42.

### Aspectos éticos

El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Investigación con Medicamentos (CEIm) del HCUV (PI-25-501-C, 23/07/2025) y por el HCSC (25/603-E, 06/08/2025) como centros coordinadores; los 20 hospitales participantes se adhirieron conforme a la normativa autonómica. El estudio se desarrolló según la Declaración de Helsinki y el Reglamento (UE) 2016/679. Ambos CEIm autorizaron la exención de consentimiento informado individual dado el carácter retrospectivo con datos disociados.

## Resultados

### Cohorte

De 4.208 episodios capturados en los 19 SUH finalmente incluidos en el análisis, 1.771 correspondieron a datos de alta; tras exclusiones, la cohorte analítica final fue de 1.747 episodios en 1.671 pacientes únicos (Figura 1). Sesenta y siete pacientes (4,0%) acudieron en más de una ocasión (143 episodios, 8,2%); esta correlación intrapaciente se incorporó mediante remuestreo por conglomerados y efectos aleatorios anidados. Los predictores y el desenlace estuvieron completos en toda la cohorte; entre las variables descriptivas, el índice de Barthel presentó un 10,1% de valores ausentes, el de Charlson un 3,4% y la edad un 0,6%.

La distribución por centro varió de 19 a 181 episodios; los siete mayores reclutadores aportaron el 52,4% de la muestra. Las características basales (Tabla 2) muestran edad mediana de 73 años (RIC 65-81) y un

# Avance online de artículo en prensa

**Tabla 2.** Características basales de la cohorte analítica (n = 1.747 episodios)

| Variable                                  | Valor<br>N = 1.747<br>n (%) |
|-------------------------------------------|-----------------------------|
| <b>Demografía</b>                         |                             |
| Edad, años, [mediana (RIC)]               | 73 (65-81)                  |
| Edad ≥ 75 años                            | 802 (45,9)                  |
| Sexo                                      |                             |
| Varón                                     | 1.185 (67,8)                |
| Mujer                                     | 562 (32,2)                  |
| <b>Comorbilidad y funcionalidad</b>       |                             |
| Índice de Charlson, [mediana (RIC)]       | 2 (1-3)                     |
| Índice de Charlson ≥ 3                    | 670 (38,4)                  |
| Índice de Barthel, [mediana (RIC)]        | 100 (95-100)                |
| Índice de Barthel < 60                    | 95 (5,4)                    |
| <b>Predictores REPOCUR*</b>               |                             |
| Sexo masculino                            | 1.185 (67,8)                |
| EAPOC grave (Roma)                        | 44 (2,5)                    |
| ≥ 2 EAPOC en los 12 meses previos         | 505 (28,9)                  |
| ≥ 4 visitas a SUH en los 12 meses previos | 320 (18,3)                  |
| <b>Distribución de la escala REPOCUR</b>  |                             |
| Puntuación 0                              | 379 (21,7)                  |
| Puntuación 1                              | 869 (49,7)                  |
| Puntuación 2                              | 317 (18,1)                  |
| Puntuación 3                              | 177 (10,1)                  |
| Puntuación 4                              | 5 (0,3)                     |
| <b>Desenlaces a 30 días</b>               |                             |
| Desenlace compuesto (≥ 1 componente)      | 258 (14,8)                  |
| Recurrencia de EAPOC                      | 164 (9,4)                   |
| Revisita al SUH (cualquier causa)         | 129 (7,4)                   |
| Hospitalización (cualquier causa)         | 71 (4,1)                    |
| Institucionalización                      | 0 (0,0)                     |
| Muerte (cualquier causa) a 30 días        | 25 (1,4)                    |
| Mortalidad intrahospitalaria (referencia) | 19 (1,1)                    |

\*Casos con dato disponible: edad 1.737; índice de Charlson 1.688; índice de Barthel 1.571.

RIC: rango intercuartil; SUH: servicio de urgencias hospitalarias; EAPOC: exacerbación aguda de EPOC.

67,8% de varones. Los componentes del desenlace compuesto se detallan en la Tabla 2; el desenlace se registró en 258 episodios (14,8%) y el más frecuente fue la recurrencia de EAPOC, seguido de revisita y hospitalización. La mortalidad a 30 días fue 1,4% (25/1.747) y la intrahospitalaria 1,1%. La institucionalización no se registró en ningún episodio (0/1.747).

## Discriminación

El modelo aplicado con sus coeficientes publicados presentó un ABC COR de 0,667 (IC 95% 0,631-0,701; Figura 2A), equivalente al AUC de la cohorte de derivación PREURG CyL (0,67; IC 95% 0,64-0,71;  $\Delta$  ABC COR  $\approx$  0). Su IC incluye el valor de derivación, cumpliendo el criterio orientativo clásico de generalización propuesto por Steyerberg y Vergouwe<sup>26</sup>.

La puntuación  $\geq 1$  identifica el 89,1% de los eventos (sensibilidad 89,1%; IC 95% 84,8-92,4; especificidad 23,6%; IC 95% 21,5-25,8; VPP 16,8%; VPN 92,6%);  $\geq 2$  captura el 50,0% (IC 95% 43,9-56,1) (especificidad 75,2%; IC 95% 72,9-77,3; VPP 25,9%; VPN 89,7%);  $\geq 3$  identifica el 22,1% (IC 95% 17,5-27,5; es-

pecificidad 91,6%; IC 95% 90,1-92,9; VPP 31,3%; VPN 87,2%). La distribución por bandas fue baja (0-1) en el 71,4% de episodios, con 10,3% de eventos; intermedia (2) en el 18,1%, con 22,7% de eventos; y alta (3-4) en el 10,4%, con 31,3%.

## Calibración

La calibración global se mantuvo dentro de rangos prespecificados: intercepto -0,321 (IC 95% -0,456 a -0,185), pendiente 1,008 (IC 95% 0,781-1,234) e índice de Brier bruto 0,122 y escalado 0,030. La inspección nivel a nivel (Tabla 3) mostró probabilidades observadas sistemáticamente inferiores a las predichas (diferencias -0,051 a -0,195), con test de Hosmer-Lemeshow significativo ( $p < 0,001$ ; Figura 2B).

Al estratificar por bandas de riesgo (Tabla 4), las tasas absolutas de evento fueron menores en CAM que en la cohorte de derivación (10,3%, 22,7% y 31,3% vs 18,3%, 38,3% y 53,5%;  $p < 0,001$  en las tres bandas), conservándose el gradiente relativo: OR alto vs bajo = 3,96 en CAM (IC 95% 2,75-5,68) frente a 5,16 en PREURG CyL.

## Utilidad clínica

El ACD (Figura 2C) mostró un beneficio neto positivo del modelo frente a las dos estrategias por defecto (tratar a todos o a ninguno) entre umbrales de 0,11-0,30. Fuera de esa zona, dentro del intervalo analizado (0,05-0,40), el beneficio neto se aproximó al de dichas estrategias.

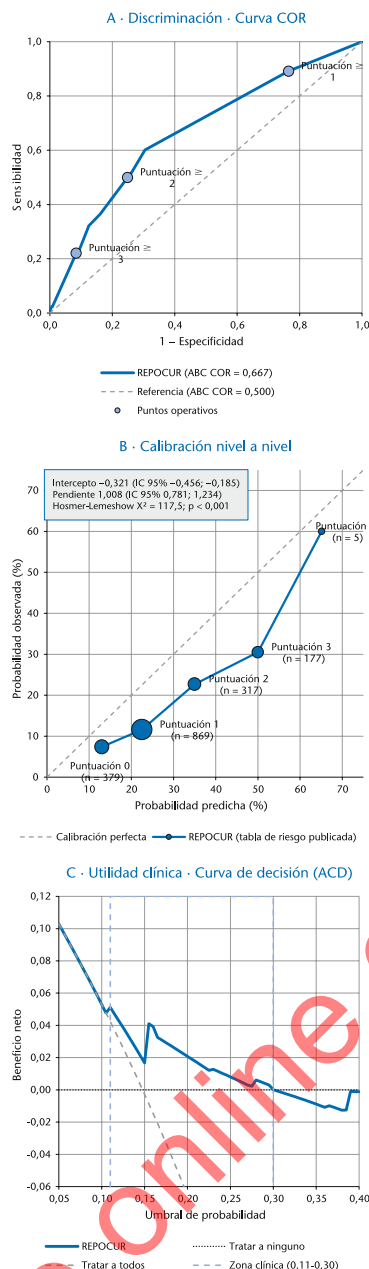
## Heterogeneidad intercentro y análisis exploratorios de subgrupos

El modelo logístico de intercepto aleatorio mostró una heterogeneidad intercentro moderada (CCI 0,121; odds ratio mediano 1,90), que los predictores explicaron solo parcialmente. En los subgrupos exploratorios, la discriminación se mantuvo próxima a la global según sexo (varones 0,646; mujeres 0,686) y edad ( $< 75$  años 0,674;  $\geq 75$  años 0,651), y fue menor en pacientes con mayor carga comórbida (Charlson  $\geq 3$ : 0,617; IC 95% 0,570-0,671) que en los de menor carga (Charlson  $< 3$ : 0,689; IC 95% 0,635-0,742). Los subgrupos de EAPOC grave ( $n = 44$ ) y de Barthel  $< 60$  ( $n = 95$ ) fueron reducidos y sus intervalos, muy amplios (0,631; IC 95% 0,412-0,847 y 0,647; IC 95% 0,533-0,760), lo que no permite extraer conclusiones.

La tasa de mortalidad a 30 días aumentó de forma progresiva entre bandas (baja 1,0%, 13/1.248; intermedia 1,6%, 5/317; alta 3,8%, 7/182); 8 de las 25 muertes correspondieron a pacientes con Barthel  $< 60$ .

## Discusión

Este estudio es la primera validación externa multicéntrica de REPOCUR para predecir resultados adversos a



**Figura 2.** Rendimiento del modelo REPOCUR en la cohorte CAM (n = 1.747).

Panel A. Discriminación. Curva COR del modelo REPOCUR aplicado con sus coeficientes originales a la cohorte CAM: AUC 0,667 (IC 95% 0,631-0,701), equivalente al de la cohorte de derivación PREURG CyL (0,67). Se marcan los tres puntos operativos clínicamente relevantes: puntuación  $\geq 1$  (S 89,1 %; E 23,6 %);  $\geq 2$  (S 50,0 %; E 75,2 %);  $\geq 3$  (S 22,1 %; E 91,6 %). Panel B. Calibración nivel a nivel: probabilidad observada frente a probabilidad predicha por la tabla de riesgo publicada del modelo REPOCUR original, con puntos proporcionales al tamaño muestral de cada nivel de la escala. Se observa sobrestimación absoluta sistemática, con parámetros de intercepto -0,321 (IC 95 % -0,456; -0,185) y pendiente de calibración 1,008 (IC 95% 0,781; 1,234). Panel C. Utilidad clínica. Curva de decisión (ACD): beneficio neto del modelo REPOCUR frente a las estrategias por defecto (tratar a todos o tratar a ninguno) en el rango de umbrales 0,05-0,40. La zona sombreada 0,11-0,30 corresponde al rango clínicamente relevante en el que el modelo aporta beneficio neto positivo.

ABC: área bajo la curva; ACD: análisis de curva de decisión; COR: característica operativa del receptor; E: especificidad; S: sensibilidad.

**Tabla 3.** Calibración nivel a nivel del modelo REPOCUR en la cohorte CAM (n = 1.747)

| Puntuación   | n episodios  | Probabilidad predicha* (%) | Probabilidad observada (%) | Diferencia Eventos (O - P) | Eventos, n |
|--------------|--------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|------------|
| 0            | 379          | 13,0                       | 7,4                        | -0,056                     | 28         |
| 1            | 869          | 22,5                       | 11,6                       | -0,109                     | 101        |
| 2            | 317          | 35,0                       | 22,7                       | -0,123                     | 72         |
| 3            | 177          | 50,0                       | 30,5                       | -0,195                     | 54         |
| 4            | 5            | 65,1                       | 60,0                       | -0,051                     | 3          |
| <b>Total</b> | <b>1.747</b> | <b>—</b>                   | <b>14,8</b>                | <b>—</b>                   | <b>258</b> |

\*Las probabilidades predichas corresponden a la tabla de riesgo publicada por nivel de puntuación del modelo original.

P: probabilidad predicha; O: probabilidad observada.

30 días tras el alta desde SUH. La aplicación literal –sin recalibración– replica el ABC COR de derivación (0,667 vs 0,67), cumpliendo el criterio orientativo clásico de generalización de Steyerberg y Vergouwe<sup>26</sup>. La generalización, no obstante, no puede considerarse demostrada por una única validación externa, de manera que este estudio aporta evidencia favorable pero preliminar.

La cohorte CAM presenta un perfil clínicamente menos grave que el de PREURG CyL: edad mediana de 73 frente a 76 años, 67,8% frente a 76,6% de varones, EAEPOC grave según Roma en el 2,5% frente al 47,2%,  $\geq 2$  exacerbaciones anuales en el 28,9% frente al 40,2% y  $\geq 4$  consultas anuales en el 18,3% frente al 24,7%. Estas diferencias, en tres de los cuatro predictores del modelo REPOCUR, contribuyen a explicar la menor incidencia del desenlace en la cohorte de validación.

La pendiente de calibración muy cercana a 1 indica que la fuerza relativa de los predictores se conserva en la cohorte madrileña. Se observa, en cambio, sobrestimación absoluta sistemática (probabilidades predichas superior a las tasas observadas), probablemente multifactorial: menor incidencia bruta en la CAM (14,8%) frente a PREURG CyL (34,7%), seguimiento retrospectivo con posible infraregistro fuera del centro índice, diferencias en la complejidad de los casos, cambios temporales en la práctica clínica y variaciones organizativas entre ambos entornos. No cabe atribuirla a una única causa demostrada, en consonancia con la fragilidad de la calibración en los modelos externalizados<sup>27</sup>.

El ABC COR observada (0,667) es moderada pero comparable al de otras herramientas de EAEPOC (DECAF, BAP-65 y OCS reportan ABC entre 0,65 y

**Tabla 4.** Estratificación por bandas de riesgo. Comparación entre CAM y PREURG CyL

| Banda de riesgo (puntuación) | Cohorte CAM (n = 1.747) |                   | Cohorte PREURG CyL <sup>18</sup> (n = 921) |                   | Valor de p |
|------------------------------|-------------------------|-------------------|--------------------------------------------|-------------------|------------|
|                              | n (%)                   | Eventos n (%)     | n (%)                                      | Eventos n (%)     |            |
| Baja (0-1)                   | 1.248 (71,4)            | 129 (10,3)        | 356 (38,7)                                 | 65 (18,3)         | < 0,001    |
| Intermedia (2)               | 317 (18,1)              | 72 (22,7)         | 311 (33,8)                                 | 119 (38,3)        | < 0,001    |
| Alta (3-4)                   | 182 (10,4)              | 57 (31,3)         | 254 (27,6)                                 | 136 (53,5)        | < 0,001    |
| <b>Total</b>                 | <b>1.747 (100)</b>      | <b>258 (14,8)</b> | <b>921 (100)</b>                           | <b>320 (34,7)</b> | –          |

Odds ratio de eventos en grupo de riesgo alto vs bajo: CAM 3,96 (IC 95% 2,75-5,68) | PREURG CyL 5,16.

Los valores en negrita denotan significación estadística (p < 0,05).

# Avance online de artículo en prensa

0,75 en sus cohortes de validación<sup>9-12</sup>), en línea con el marco actual de manejo en urgencias<sup>28</sup>. La aportación diferencial de REPOCUR es su simplicidad para ser aplicada a pie de cama sin pruebas complementarias y su especificidad para el alta desde el SUH.

Una recalibración local del intercepto o de las probabilidades predichas por nivel de la escala mejoraría probablemente la concordancia absoluta en entornos con incidencias distintas. Hemos mantenido los coeficientes originales para preservar la naturaleza de validación externa pura<sup>21</sup>. Un sistema sanitario que desee implementar REPOCUR podría considerar esa recalibración local si su incidencia del desenlace difiere sustancialmente de la de derivación.

En términos operativos, la puntuación  $\geq 2$  identifica al 50% de los eventos con una especificidad del 75,2%, mientras que una puntuación  $\geq 3$  delimita un subgrupo de alto riesgo, con especificidad del 91,6%. Sin embargo, antes de recomendar su uso rutinario se requieran estudios prospectivos de impacto que evalúen la seguridad de las decisiones de alta apoyadas en el modelo. Su simplicidad facilitaría la integración en la HCE si dichos estudios resultaran favorables.

La heterogeneidad intercentro fue moderada y los predictores del modelo explicaron solo una fracción marginal de la variabilidad entre centros, lo que sugiere un origen más organizativo que de casuística, y refuerza la conveniencia de recalibración local. Pese a la diversidad de tamaño, organización y perfil asistencial de los 19 SUH participantes, el rendimiento discriminativo se mantuvo consistente, lo que diferencia a REPOCUR de escalas más dependientes de pruebas específicas.

Los análisis exploratorios sugieren una menor discriminación en pacientes con mayor carga comórbida (Charlson  $\geq 3$  puntos, AUC 0,617). En el subgrupo con Barthel  $< 60$  puntos, el tamaño reducido y la amplitud del intervalo impiden extraer conclusiones, pese al peso pronóstico reconocido del estado funcional basal en la EAEPOC<sup>7,29</sup> y a un trabajo reciente del grupo en la cohorte PREURG CyL<sup>30</sup>, en el que el Índice de Barthel = 100 emerge como predictor independiente protector en un modelo de efectos mixtos ajustado por edad, sexo, comorbilidad y gravedad, captando dimensiones de vulnerabilidad no reflejadas por la gravedad respiratoria aislada.

La consistencia del rendimiento del modelo entre PREURG CyL y CAM sugiere una razonable robustez en el sistema sanitario público español, pero no es extrapolable a otros contextos organizativos. Su transferibilidad a sistemas sanitarios con distinta organización de urgencias, patrones de derivación y perfiles poblacionales requerirá validaciones externas específicas.

El diseño retrospectivo constituye la principal limitación. El registro de eventos se realizó desde la HCE del centro índice y los registros administrativos disponibles, pudiendo infraregistrar recurrencias gestionadas en otros centros, atención primaria o urgencias extrahospitalarias, hechos que contribuyen a la sobreestimación absoluta observada. La ausencia de recogida de variables potencialmente discriminativas (nivel de consciencia, urea, gasometría) responde a su trazabilidad limitada y la clasificación de gravedad según Roma a partir de HCE puede estar sujeta a errores de clasificación. El periodo 2022-2024 comprende una fase pospandémica con actualizaciones de GesEPOC/GOLD, que pueden haber influido en patrones de exacerbación y criterios de ingreso. Como fortalezas, el estudio se realizó mediante muestreo aleatorio intracentro, aplicación literal de coeficientes, 19 SUH heterogéneos, tamaño muestral holgado y prespecificación estadística detallada.

En conclusión, en una cohorte multicéntrica independiente de 19 SUH de la Comunidad de Madrid y su área limítrofe, REPOCUR mantiene una discriminación y una calibración relativamente consistentes con las de su cohorte de derivación, cumpliendo el criterio orientativo clásico de generalización. Se observó, no obstante, una sobrestimación absoluta sistemática cuya interpretación debe ajustarse al contexto asistencial y al seguimiento. Los resultados apoyan su potencial como herramienta simple de estratificación pronóstica a pie de cama tras el alta desde urgencias, pero la validación retrospectiva no permite recomendar aún su uso rutinario. Cualquier orientación por categorías de riesgo debe adaptarse a la incidencia local y la capacidad de seguimiento ambulatorio.

**Conflicto de intereses:** Los autores declaran que no existen conflictos de intereses en relación con el presente artículo.

**Financiación:** Los autores declaran la no existencia de financiación con relación al presente artículo.

**Responsabilidades éticas:** Todos los autores confirman el mantenimiento de la confidencialidad y respeto de los derechos de los pacientes en el documento de responsabilidades del autor, acuerdo de publicación y cesión de derechos a EMERGENCIAS. Comité de Ética de la Investigación con Medicamentos (CEIm) del Hospital Clínico Universitario de Valladolid (PI-25-501-C; 23/07/2025).

**Artículo no encargado por el Comité Editorial y con revisión externa por pares.**

**Agradecimientos:** Los autores agradecen la colaboración de los investigadores principales/colaboradores y equipos de los SUH participantes en el Grupo PROYECTO EPOC URG CAM, así como el apoyo metodológico del Servicio de Urgencias del HCUV. Agradecemos al ICSCYL (Instituto de Ciencias de la Salud de Castilla y León), en especial a su director, el Dr. Alberto Caballero García, por el apoyo en la logística de soportes informáticos para la monitorización y captura de datos, realización y divulgación entre los investigadores, colaboradores y coordinadores del proyecto.

## Adenda

**Investigadores colaboradores del Grupo Proyecto EPOC URG CAM:** Pablo Matías Soler (Servicio de Urgencias, Hospital Clínico San Carlos, Madrid, España), María Moreno Moreno (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Rey Juan Carlos, Móstoles, Madrid, España), Damaris Hernández Gutiérrez (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Rey Juan Carlos, Móstoles, Madrid, España), Luis María Martín Rodríguez (Servicio de Urgencias, Hospital General del Tajo de Aranjuez, Madrid, España), Patricia Bravo Viejo (Servicio de Urgencias, Hospital Central de la Defensa Gómez Ulla, Madrid, España), Sara Gayoso Martín (Servicio de Urgencias, Hospital Comarcal El Escorial, Madrid, España), Pablo Alía Gil (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Fundación Alcorcón, Madrid, España), Javier Jalvo Lorente (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario de Getafe, Madrid, España), Alicia Sarah Knabe (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario de Fuenlabrada, Madrid, España), Sara Mateos Díez (Servicio de Urgencias, Hospital Fundación Jiménez Díaz, Madrid, España), Arantxa Galindo Martín (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario del Henares, Coslada, Madrid, España), María Isabel Puca Briones (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario La Prince-

sa, Madrid, España), Elena Pinilla Baron (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Infanta Sofía, San Sebastián de los Reyes, Madrid, España), Gianfranco Faccin D'Abizio (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Gregorio Marañón, Madrid, España), Héctor Magro García (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario del Sureste, Arganda, Madrid, España), Beatriz Otero López (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario de Guadalajara, España), Iago Aldao Arguelles (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario 12 de Octubre, Madrid, España), Ana Sáinz Herro (Servicio de Urgencias, Hospital Universitario Puerta de Hierro Majadahonda, Madrid, España).

**Colaboradores GdT Respiratorio SEMES:** Pablo Rubianes Fernández (Hospital Universitario Central de Asturias), Arturo Huerta García (Clínica Sagrada Familia de Barcelona), Pascual Piñera Salmerón (Hospital General Universitario Reina Sofía, de Murcia), Inés María Fernández Guerrero (Hospital Universitario Virgen de las Nieves de Granada), Cesáreo Álvarez Rodríguez (Hospital de Verin, Orense), Esther Pulido Herrero (Hospital de Galdakao, Vizcaya), María Begoña Mora Ordóñez (Hospital Universitario Virgen de la Victoria de Málaga), Rafael José Jiménez López (Hospital Universitario Virgen de la Victoria de Málaga), Mónica de Diego Arnáiz (Hospital Universitario de Burgos), Yolanda Donat Sanz (Hospital Arnau de Vilanova, Valencia), Francisco José Contreras Anguita (Hospital de Guadix, Granada), Rocío Moyano García (Hospital Valle de los Pedroches de Pozoblanco, Córdoba), Jesús Merino Chávez (Hospital Universitario de Basurto, Bilbao)

## Bibliografía

- GBD Chronic Respiratory Diseases Collaborators. Prevalence and attributable health burden of chronic respiratory diseases, 1990-2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017. *Lancet Respir Med*. 2020;8:585-96.
- World Health Organization. Chronic obstructive pulmonary disease (COPD). Ginebra: WHO; 2023.
- Soriano JB, Alfageme I, Miravittles M, de Lucas P, Soler-Cataluña JJ, García-Río F, et al. Prevalence and Determinants of COPD in Spain: EPISCAN II. *Arch Bronconeumol*. 2021;57:61-9.
- López-Campos JL, Alcázar Navarrete B. COPD Diagnosis in EPI-SCAN II. *Arch Bronconeumol*. 2021;57:234.
- Wedzicha JA, Seemungal TAR. COPD exacerbations: defining their cause and prevention. *Lancet*. 2007;370:786-96.
- Kong CW, Wilkinson TMA. Predicting and preventing hospital readmission for exacerbations of COPD. *ERJ Open Res*. 2020;6:00325-2019.
- Hurst JR, Vestbo J, Anzueto A, Locantore N, Müllerova H, Tal-Singer R, et al. Susceptibility to exacerbation in chronic obstructive pulmonary disease. *N Engl J Med*. 2010;363:1128-38.
- Kim V, Aaron SD. What is a COPD exacerbation? Current definitions, pitfalls, challenges and opportunities for improvement. *Eur Respir J*. 2018;52:1801261.
- Steer J, Gibson J, Bourke SC. The DECAF Score: predicting hospital mortality in exacerbations of chronic obstructive pulmonary disease. *Thorax*. 2012;67:970-6.
- Echevarria C, Steer J, Heslop-Marshall K, Stenton SC, Hickey PM, Hughes R, et al. Validation of the DECAF score to predict hospital mortality in acute exacerbations of COPD. *Thorax*. 2016;71:133-40.
- Tabak YP, Sun X, Johannes RS, Gupta V, Shorr AF. Mortality and need for mechanical ventilation in acute exacerbations of chronic obstructive pulmonary disease: development and validation of a simple risk score (BAP-65). *Arch Intern Med*. 2009;169:1595-602.
- Stiell IG, Perry JJ, Clement CM, Brison RJ, Rowe BH, Aaron SD, et al. Clinical validation of a risk scale for serious outcomes among patients with COPD managed in the emergency department. *CMAJ*. 2018;190:E1406-E1413.
- Celli BR, Fabbri LM, Aaron SD, Agusti A, Brook R, Criner GJ, et al. An updated definition and severity classification of chronic obstructive pulmonary disease exacerbations: the Rome Proposal. *Am J Respir Crit Care Med*. 2021;204:1251-8.
- Reumkens C, Endres A, Simons SO, Savelkoul PHM, Sprooten RTM, Franssen FME. Application of the Rome severity classification of COPD exacerbations in a real-world cohort of hospitalised patients. *ERJ Open Res*. 2023;9:00569-2022.
- Global Initiative for Chronic Obstructive Lung Disease (GOLD). Global Strategy for the Diagnosis, Management, and Prevention of Chronic Obstructive Pulmonary Disease: 2024 Report. GOLD; 2024.
- Soler-Cataluña JJ, Piñera P, Trigueros JA, Calle M, Casanova C, Cosío BG, et al. Spanish COPD Guidelines (GesEPOC) 2021 Update — Diagnosis and Treatment of COPD Exacerbation Syndrome. *Arch Bronconeumol*. 2022;58:159-70.
- Miravittles M, Calle M, Molina J, Almagro P, Gómez JT, Trigueros JA, et al. Spanish COPD Guidelines (GesEPOC 2021): updated pharmacological treatment of stable COPD. *Arch Bronconeumol*. 2022;58:69-81.
- Alonso Avilés R, Del Pozo Vegas C, López Izquierdo R, Lozano Alonso JE, Jimeno Asensio M, Rodríguez Borrego R, et al. en representación del grupo PROYECTO EPOC URG CYL. REPOCUR: modelo de riesgo a 30 días en los pacientes adultos con exacerbación aguda de enfermedad pulmonar obstructiva crónica (EPOC) dados de alta de urgencias. *Emergencias*. 2025;37:251-8.
- Alonso Avilés R, Pozo Vegas CD, de Santos Castro PÁ, Guerrero Tejada R, Torres Gutiérrez RP, López Izquierdo R; Proyecto EPOC URG CYL. Characteristics of emergency department patients with confirmed diagnoses of chronic obstructive pulmonary disease vs patients with respiratory symptoms and a suspected diagnosis. *Emergencias*. 2025;37:31-8.
- Piñera Salmerón P. REPOCUR y la estratificación anticipatoria de la EAEPOC en Urgencias. *Emergencias*. 2025;37:241-3.
- Riley RD, Debray TPA, Collins GS, Archer L, Ensor J, van Smeden M, et al. Minimum sample size for external validation of a clinical prediction model with a binary outcome. *Stat Med*. 2021;40:4230-51.
- Collins GS, Moons KGM, Dhiman P, Riley RD, Beam AL, Van Calster B, et al. TRIPOD+AI statement: updated guidance for reporting clinical prediction models that use regression or machine learning methods. *BMJ*. 2024;385:e078378.
- Cohen JF, Bossuyt PMM. TRIPOD+AI: an updated reporting guideline for clinical prediction models. *BMJ*. 2024;385:q824.
- von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP; STROBE Initiative. The Strengthening of Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. *Lancet*. 2007;370:1453-7.
- Vickers AJ, Elkin EB. Decision curve analysis: a novel method for evaluating prediction models. *Med Decis Making*. 2006;26:565-74.
- Steyerberg EW, Vergouw Y. Towards better clinical prediction models: seven steps for development and an ABCD for validation. *Eur Heart J*. 2014;35:1925-31.
- Van Calster B, McLernon DJ, van Smeden M, Wynants L, Steyerberg EW; Topic Group 'Evaluating diagnostic tests and prediction models' of the STRATOS initiative. Calibration: the Achilles heel of predictive analytics. *BMC Med*. 2019;17:230.
- Piñera Salmerón P, Pulido Herrero E, Perales Muñoz R, Huerta García A, Alonso Avilés R, Cinesi Gómez C, et al. Management of exacerbations of chronic obstructive pulmonary disease in the emergency department. *Expert Rev Respir Med*. 2025;19:1181-91.
- Almagro P, Soler-Cataluña JJ, Huerta A, González-Segura D, Cosío BG; CLAVE Study Investigators. Impact of comorbidities in COPD clinical control criteria. The CLAVE study. *BMC Pulm Med*. 2024;24:6.
- Alonso Avilés R, Del Pozo Vegas C, Lozano Alonso JE, Jimeno Asensio M, Gómez de Diego A, Caballero García A, et al. Complexity of maintenance treatment as a predictor of 30-day deterioration in chronic obstructive pulmonary disease (COPD) exacerbations in the emergency department. *Emergencias*. 2026;38:179-85.