

## Artículo original

## Tendencias e impacto pronóstico de la duración de la estancia hospitalaria en el infarto de miocardio con elevación del segmento ST no complicado en España

Emad Abu-Assi<sup>a</sup>, José L. Bernal<sup>b,c,\*</sup>, Sergio Raposeiras-Roubin<sup>a</sup>, Francisco J. Elola<sup>b</sup>, Cristina Fernández Pérez<sup>b,d</sup> y Andrés Íñiguez-Romo<sup>a</sup><sup>a</sup>Servicio de Cardiología, Hospital Álvaro Cunqueiro, Vigo, Pontevedra, España<sup>b</sup>Fundación Instituto para la Mejora de la Asistencia Sanitaria, Madrid, España<sup>c</sup>Servicio de Control de Gestión, Hospital 12 de Octubre, Madrid, España<sup>d</sup>Servicio de Medicina Preventiva, Instituto de Investigación Sanitaria San Carlos, Universidad Complutense, Madrid, España

## Historia del artículo:

Recibido el 14 de enero de 2019

Aceptado el 2 de septiembre de 2019

On-line el 22 de octubre de 2019

## Palabras clave:

Infarto de miocardio

Angioplastia

Estancia

Pronóstico

## RESUMEN

**Introducción y objetivos:** La información sobre la seguridad de la duración de la estancia es escasa en el infarto de miocardio con elevación del segmento ST no complicado. Se han estudiado las tendencias y la seguridad en España de la estancia corta ( $\leq 3$  días) frente a la prolongada.**Métodos:** Se identificaron en el Conjunto Mínimo Básico de Datos los episodios de pacientes con infarto de miocardio con elevación del segmento ST no complicado tratados con intervención coronaria percutánea primaria y dados de alta vivos entre 2003 y 2015. La estancia media se ajustó mediante regresión de Poisson multinivel con efectos mixtos. El efecto de la estancia corta en el reingreso por causa cardiovascular a 30 días se evaluó en episodios de 2012-2014 mediante emparejamiento por puntuaciones de propensión y regresión logística multinivel, comparando las razones estandarizadas de reingreso y mortalidad por riesgo.**Resultados:** La estancia ajustada disminuyó significativamente (razón de tasas de incidencia  $< 1$ ;  $p < 0,001$ ) cada año desde 2003. La estancia corta no fue un predictor independiente de reingreso (OR = 1,10; IC95%, 0,92-1,32) ni de mortalidad (OR = 1,94; IC95%, 0,93-14,03). Después del emparejamiento, tampoco hubo diferencias significativas en ambos casos (OR = 1,26; IC95%, 0,98-1,62; y OR = 1,50; IC95%, 0,48-5,13). Las comparaciones entre las razones estandarizadas de reingreso y mortalidad por riesgo confirmaron estos resultados, excepto en la de mortalidad a los 30 días, significativamente mayor en la estancia corta, aunque probablemente sin significado clínico (el 0,103 y el 0,109%;  $p < 0,001$ ).**Conclusiones:** La estancia  $\leq 3$  días aumentó significativamente en España desde 2003 a 2015 y parece una opción segura en el infarto de miocardio con elevación del segmento ST no complicado.

© 2019 Sociedad Española de Cardiología. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

## Temporal trends and prognostic impact of length of hospital stay in uncomplicated ST-segment elevation myocardial infarction in Spain

## ABSTRACT

**Introduction and objectives:** There are few data on the safety of length of stay in uncomplicated ST-segment elevation myocardial infarction. We studied trends in hospital stay and the safety of short ( $\leq 3$  days) vs long hospital stay in Spain.**Methods:** Using data from the Minimum Basic Data Set, we identified patients with uncomplicated ST-segment elevation myocardial infarction who underwent primary percutaneous coronary intervention and who were discharged alive between 2003 and 2015. The mean length of stay was adjusted by multilevel Poisson regression with mixed effects. The effect of short length of stay on 30-day readmission for cardiac diseases was evaluated in episodes from 2012 to 2014 by propensity score matching and multilevel logistic regression. We also compared risk-standardized readmissions for cardiac diseases and mortality rates.**Results:** The adjusted length of stay decreased significantly (incidence rate ratio  $< 1$ ;  $P < .001$ ) for each year after 2003. Short length of stay was not an independent predictor of 30-day readmission (OR, 1.10; 95%CI, 0.92-1.32) or mortality (OR, 1.94; 95%CI, 0.93-14.03). After propensity score matching, no significant differences were observed between short and long hospital stay (OR, 1.26; 95%CI, 0.98-1.62;

## Keywords:

Myocardial infarction

Coronary angioplasty

Hospital stay

Prognosis

\* Autor para correspondencia: Servicio de Control de Gestión, Hospital 12 de Octubre, Avda. de Córdoba s/n, 28041 Madrid, España.  
Correo electrónico: [jluis.bernal@movistar.es](mailto:jluis.bernal@movistar.es) (J.L. Bernal).

and OR, 1.50; 95%CI, 0.48–5.13), respectively. These results were confirmed by comparisons between risk-standardized readmissions for cardiac disease and mortality rates, except for the 30-day mortality rate, which was significantly higher, although probably without clinical significance, in short hospital stays (0.103% vs 0.109%;  $P < .001$ ).

**Conclusions:** In Spain, hospital stay  $\leq 3$  days significantly increased from 2003 to 2015 and seems a safe option in patients with uncomplicated ST-segment elevation myocardial infarction.

© 2019 Sociedad Española de Cardiología. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

## Abreviaturas

CMBD: Conjunto Mínimo Básico de Datos  
IAMCEST: infarto agudo de miocardio con elevación del segmento ST  
ICPp: intervención coronaria percutánea primaria  
SNS: Sistema Nacional de Salud

## INTRODUCCIÓN

La intervención coronaria percutánea primaria (ICPp) es el modelo de reperfusión ideal en el infarto agudo de miocardio con elevación del segmento ST (IAMCEST)<sup>1</sup>. La implementación de redes asistenciales ha aumentado la tasa de ICPp y las complicaciones y la duración de la estancia han disminuido<sup>1–4</sup>. La vigente guía de práctica clínica de la Sociedad Europea de Cardiología señala que la estancia corta (48–72 h) es una opción válida en el IAMCEST no complicado<sup>1</sup>. Esta recomendación, sin embargo, está basada principalmente en estudios no contemporáneos y de reducido tamaño muestral<sup>3,5–10</sup>, lo cual dificulta una evaluación fiable de la seguridad de la estancia corta.

En España, se desconocen las tendencias recientes de la duración de la estancia en el IAMCEST tratado con ICPp y no hay datos disponibles sobre la variabilidad entre hospitales ni información que respalde la recomendación de estancia corta<sup>1</sup>.

Este estudio tiene por objetivo evaluar la evolución de la duración de la estancia de los pacientes ingresados en los hospitales del Sistema Nacional de Salud (SNS) español por IAMCEST no complicado tratados con ICP y su posible asociación con las tasas ajustadas por riesgo de reingresos a 30 días por causa cardiovascular y mortalidad en dichos reingresos, a fin de determinar si la recomendación de estancia corta en los episodios sin complicaciones resulta segura en el SNS e identificar la posibilidad de introducir mejoras en el proceso de atención al IAMCEST en España.

## MÉTODOS

### Diseño del estudio, fuente de los datos y población de pacientes

Se realizó un estudio observacional retrospectivo de los episodios de pacientes ingresados por IAMCEST en los hospitales del SNS tratados con ICP. La fuente de los datos fue el Conjunto Mínimo Básico de Datos (CMBD)<sup>11</sup> del Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social, cuya utilidad para el estudio del síndrome coronario agudo en España se ha validado recientemente<sup>12</sup>. Se seleccionaron los episodios registrados entre el 1 de enero de 2003 y el 31 de diciembre de 2015 con diagnóstico principal de IAMCEST tratados con ICP que fueron dados de alta vivos (códigos CIE 9-MC; [tabla 1 del material adicional](#)). Para reducir los sesgos en los análisis, se excluyó a los tratados con trombolisis o procedimientos de cirugía cardíaca. Asimismo, se

excluyó a los pacientes que mostraron durante el episodio índice cualquiera de las siguientes complicaciones: insuficiencia cardíaca, edema agudo de pulmón, arritmias ventriculares, parada cardíaca o *shock* cardiogénico ([tabla 1 del material adicional](#)).

Para mejorar la consistencia y la calidad de los datos, *a*) se concatenaron los episodios de pacientes ingresados en un hospital trasladados a otro para la realización de ICP, y se atribuyeron al hospital emisor las estancias en el hospital receptor del traslado, y *b*) se excluyeron los episodios de los pacientes menores de 35 años y los mayores de 94, las altas voluntarias, las altas por traslado a centro sociosanitario o con motivo desconocido, los episodios que no causaron estancia y fueron alta a domicilio, los trasladados a otro hospital que regresaron al hospital de origen y los clasificados en la categoría diagnóstica mayor 14 (embarazo, parto o puerperio) de los *All Patient Refined* Grupos Relacionados por el Diagnóstico<sup>13</sup>.

La duración de la estancia, medida en días, se calculó como diferencia entre las fechas de alta e ingreso y se analizó su evolución entre 2003 y 2015. El impacto de la estancia corta ( $\leq 3$  días) se evaluó para el periodo 2012–2014, en que el CMBD permite identificar con fiabilidad los episodios de reingreso. Se consideraron variables de resultado los reingresos no programados a los 30 días desde el alta del episodio índice por causa cardiovascular (cardiopatía reumática, cardiopatía hipertensiva, cardiopatía isquémica, enfermedades de la circulación pulmonar, otras formas de cardiopatía y aneurisma aórtico y disecante, así como las demás altas de cardiología y cirugía cardíaca cualquiera que fuera su diagnóstico principal) y la mortalidad exclusivamente hospitalaria en dichos reingresos, dado que el CMBD no incluye información extrahospitalaria.

### Análisis estadístico

Para ajustar la duración de la estancia, considerando su distribución sesgada<sup>14</sup>, se utilizó la regresión de Poisson multinivel con efectos mixtos y, como factores de riesgo, además del año del alta, el sexo y la edad del paciente, los incluidos en los modelos desarrollados por los *Centers for Medicare and Medicaid Services* (metodología CMS) para el ajuste por riesgo de la mortalidad y los reingresos por IAM<sup>15,16</sup>, adaptados a la estructura del CMBD, previa agrupación de los diagnósticos secundarios según las categorías de condiciones clínicas propuestas por Pope et al.<sup>17</sup>, actualizadas anualmente por la *Agency for Healthcare Research and Quality*<sup>18</sup>. La estancia esperada se obtuvo a partir de las predicciones individuales obtenidas del modelo estimado.

Teniendo en cuenta la existencia de características propias de los pacientes y de los centros donde son atendidos, independientes de la calidad de la atención dispensada<sup>19</sup>, los reingresos a los 30 días y la mortalidad en ellos se ajustaron por riesgo según la metodología CMS, considerando como variables independientes las incluidas, respectivamente, en los modelos de reingresos y mortalidad por IAM e incluyendo una variable dicotómica para identificar si la estancia fue corta o prolongada.

Se estimaron modelos de regresión logística multinivel<sup>20</sup> que, además de variables clínicas y demográficas, consideran un efecto

aleatorio específico a nivel de hospital<sup>21,22</sup>, utilizando la técnica de eliminación hacia atrás, con niveles de significación  $p < 0,05$  y  $p \geq 0,10$  respectivamente para la selección y la eliminación de los factores. La discriminación de los modelos definitivos se evaluó mediante el área bajo las curvas *receiver operating characteristic* (AU-ROC).

En todos los modelos multinivel se eliminaron los episodios en que no fue posible identificar el hospital donde se atendió al paciente y se calcularon las razones de tasas de incidencia u *odds ratio* (OR), según necesidad, y sus intervalos de confianza del 95% (IC95%).

Las razones de reingreso y de mortalidad hospitalaria estandarizadas por riesgo (RARER y RAMER respectivamente) se calcularon como cocientes entre el resultado previsto (que considera individualmente el funcionamiento del hospital donde se atiende al paciente) y el esperado (que considera un funcionamiento estándar según la media de todos los hospitales) multiplicado por la tasa bruta de reingresos o de mortalidad de la población de estudio<sup>18,23</sup>. Si la RARER (RAMER) de un hospital es mayor que la tasa bruta de reingresos (tasa bruta de mortalidad), la probabilidad de reingreso (mortalidad) en dicho hospital es mayor que la media de los hospitales estudiados.

Para minimizar el sesgo de selección, se evaluó el impacto de la estancia corta en los reingresos y la mortalidad en dichos reingresos mediante emparejamiento por puntuaciones de propensión (opción *k-nearest neighbors matching*, *psmatch2*, Stata), seleccionando entre los episodios con estancia prolongada aquellos con probabilidad de estancia corta más parecida a cada episodio de estancia corta, según las características demográficas y las

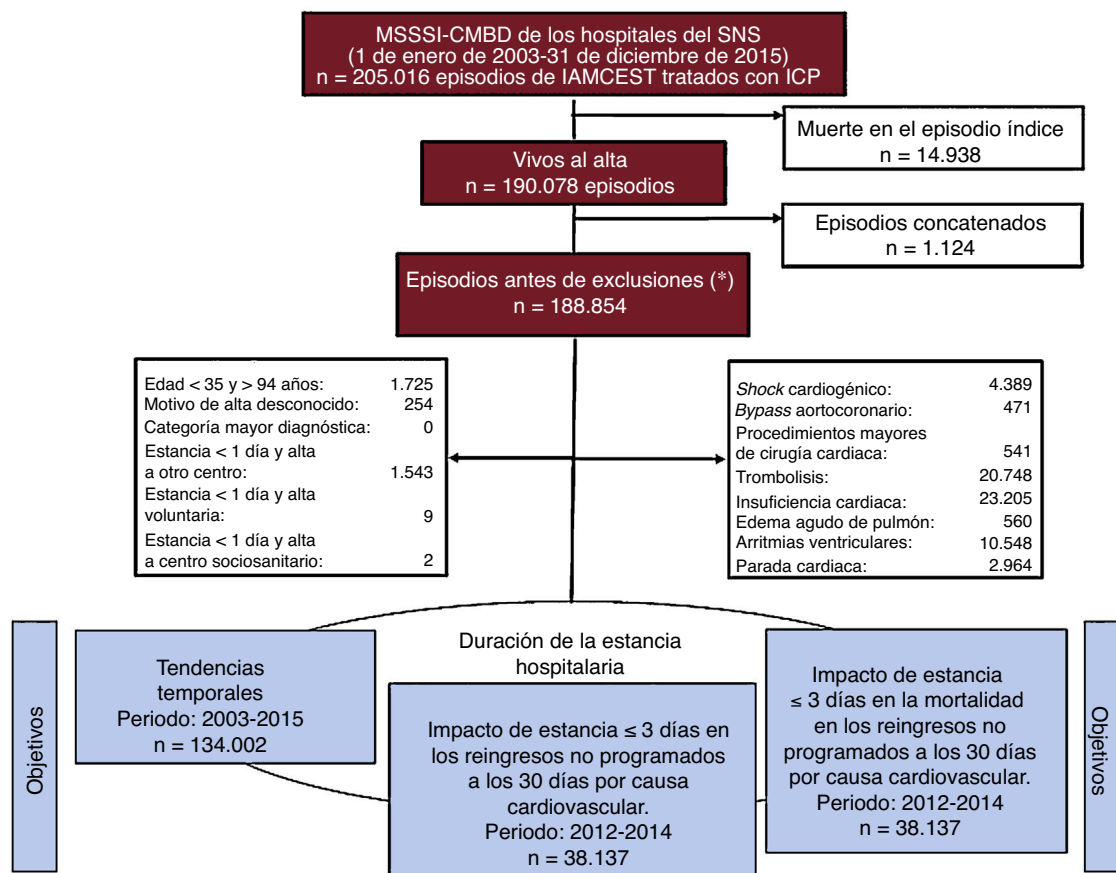
comorbilidades de los pacientes. El emparejamiento se realizó a partir de los modelos de ajuste por riesgo, con proporción 1:1, diferencia máxima de puntuaciones de propensión de 0,05 desviaciones estándar (*caliper*) y sin reemplazo. Se calculó la probabilidad de reingreso o muerte, el efecto de las diferencias entre ambos grupos (efecto promedio del tratamiento en los tratados o *average treatment effect on the treated*) y las OR con sus IC95%.

Para discriminar entre hospitales de alto y bajo volumen (según el número de episodios atendidos), se utilizó en dos tercios del conjunto de datos un algoritmo de agrupación por conglomerados con *k-medias* para obtener la máxima densidad intragrupal y la mínima densidad intergrupala, que se validó con el tercio restante.

La RARER y RAMER en los reingresos a 30 días se compararon entre los 2 grupos de estancia por hospitales clasificados según su complejidad, utilizando la tipología RECALCAR<sup>24</sup> (tabla 2 del material adicional), y el volumen de episodios atendidos.

Como análisis de sensibilidad, se evaluó el impacto de los traslados entre hospitales excluyendo los episodios índice con alta por traslado.

Las variables cuantitativas se expresan como medias  $\pm$  desviación estándar y las cualitativas, como frecuencias y porcentajes. La correlación entre variables cuantitativas se analizó con el coeficiente por rangos de Spearman ( $\rho$ ) y para su comparación se utilizó el test de la *t* de Student para 2 categorías y ANOVA (análisis de la varianza), con la corrección de Bonferroni, para 3 o más. Las comparaciones entre variables discretas se realizaron mediante la prueba de la  $\chi^2$  o el estadístico exacto de Fisher. Todos los contrastes realizados fueron bilaterales y las diferencias se consideraron significativas con  $p < 0,05$ . Los análisis estadísticos realizaron con STATA 13 y SPSS 21.0.



**Figura 1.** Flujo de episodios de pacientes en el estudio. IAMCEST: infarto agudo de miocardio con elevación del segmento ST; ICP: intervención coronaria percutánea; MSSSI-CMBD: Conjunto Mínimo Básico de Datos cedido por el Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad; SNS: Sistema Nacional de Salud. \*Las exclusiones no son mutuamente excluyentes.

## RESULTADOS

### Tendencias temporales de la duración de la estancia

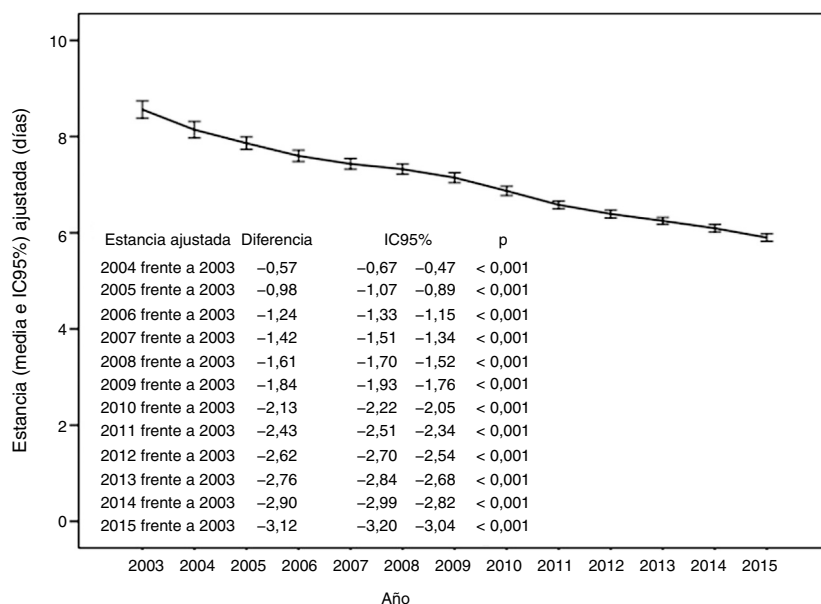
Se identificaron 205.016 episodios de hospitalización por IAMCEST como diagnóstico principal, tratados con ICP, de los cuales se dio de alta vivos a 190.078. Una vez concatenados los episodios de traslados entre hospitales, quedaron 188.854 episodios y, tras las exclusiones, 134.002 constituyeron la población de estudio para tendencias (figura 1).

La estancia media bruta fue de  $7,2 \pm 5,5$  días, osciló entre un máximo anual de  $9,0 \pm 7,2$  días en 2003 y un mínimo de  $6,1 \pm 4,7$  días en 2015 y cada año disminuyó respecto al anterior con una tasa media anual del 3,2%. La duración de la estancia ajustada se redujo significativamente (razón de tasas de incidencia  $< 1$ ;  $p < 0,001$ ) todos los años del periodo analizado; tomando como referencia 2003 (tabla 1), las estancias medias esperadas presentaron diferencias anuales significativas (figura 2) y el porcentaje de estancia corta aumentó (el 14,3% en 2003, el 19,3% en 2015;  $p < 0,001$ ) (figura 3).

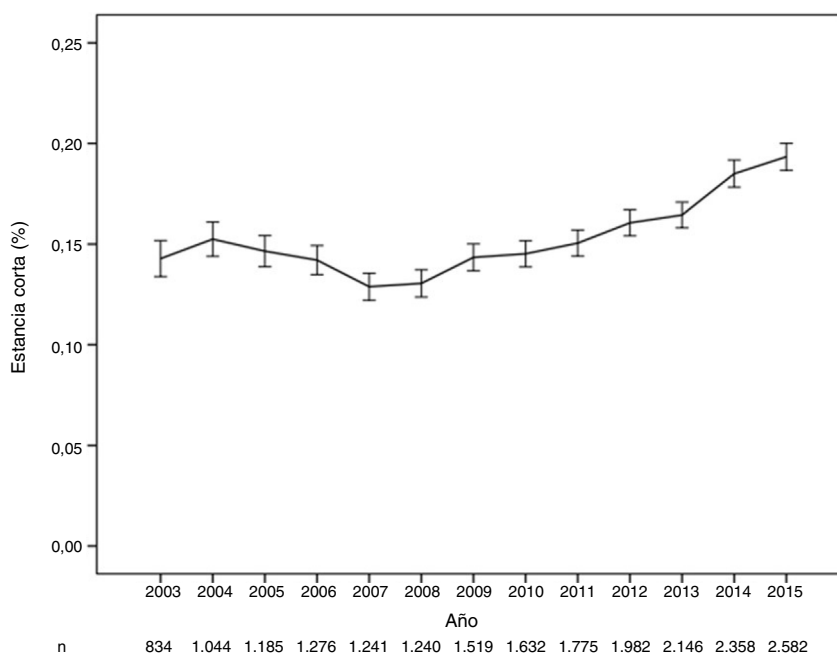
**Tabla 1**  
Modelo de ajuste de la duración de la estancia

	RTI	IC95%	p
<i>Año de estudio</i>			
2003 (referencia)	1,00	—	—
2004	0,94	0,92-0,97	< 0,001
2005	0,90	0,86-0,94	< 0,001
2006	0,86	0,82-0,90	< 0,001
2007	0,83	0,79-0,88	< 0,001
2008	0,80	0,75-0,85	< 0,001
2009	0,77	0,72-0,82	< 0,001
2010	0,74	0,69-0,78	< 0,001
2011	0,70	0,66-0,74	< 0,001
2012	0,68	0,63-0,72	< 0,001
2013	0,66	0,62-0,71	< 0,001
2014	0,64	0,60-0,68	< 0,001
2015	0,62	0,58-0,66	< 0,001
<i>Mujer</i>	1,04	1,03-1,05	< 0,001
<i>Edad (por cada incremento de 1 año)</i>	1,004	1,003-1,004	< 0,001
<i>DM o complicaciones de DM</i>	1,05	1,04-1,06	< 0,001
<i>Accidente cerebrovascular</i>	1,87	1,65-2,11	< 0,001
<i>Enfermedad cerebrovascular</i>	1,10	1,05-1,15	< 0,001
<i>Antecedentes de enfermedad/complicaciones vasculares</i>	2,05	1,63-2,58	< 0,001
<i>Hemiplejía, paraplejía, parálisis, discapacidad funcional</i>	1,16	1,10-1,22	< 0,001
<i>Enfermedad vascular o circulatoria</i>	1,13	1,10-1,16	< 0,001
<i>Antecedentes de infarto agudo de miocardio</i>	1,17	1,07-1,28	0,001
<i>Antecedentes de otras formas agudas/subagudas de cardiopatía isquémica</i>	1,13	1,10-1,15	< 0,001
<i>Antecedentes de insuficiencia cardiaca congestiva</i>	1,10	1,06-1,13	< 0,001
<i>Antecedentes de insuficiencia cardiopulmonar o shock (no cardiogénico)</i>	1,65	1,52-1,79	< 0,001
<i>Antecedentes de arritmias específicas y otros trastornos del ritmo cardiaco</i>	1,14	1,12-1,15	< 0,001
<i>Enfermedad cardiaca valvular o reumática</i>	1,08	1,06-1,11	< 0,001
<i>Enfermedad obstructiva pulmonar crónica</i>	1,03	1,01-1,05	< 0,001
<i>Asma</i>	1,05	1,01-1,09	0,024
<i>Antecedentes de neumonía</i>	1,37	1,31-1,44	< 0,001
<i>Historia de cáncer</i>	1,13	1,09-1,18	< 0,001
<i>Historia de cáncer metastásico o leucemia aguda</i>	0,88	0,77-1,00	0,042
<i>Traumatismo en el último año</i>	1,47	1,31-1,65	< 0,001
<i>Trastornos psiquiátricos graves</i>	1,11	1,06-1,17	< 0,001
<i>Demencia y otros trastornos cerebrales específicos</i>	1,28	1,20-1,37	< 0,001
<i>Infarto de miocardio actual de localización anterior</i>	0,89	0,83-0,96	0,003
<i>Otras localizaciones del infarto de miocardio actual</i>	0,89	0,83-0,95	0,001
<i>Desnutrición proteinocalórica</i>	1,69	1,13-2,54	0,011
<i>Trastornos hidroelectrolíticos o acidobásicos</i>	1,17	1,12-1,22	< 0,001
<i>Deficiencia de hierro u otras anemias y enfermedades sanguíneas específicas</i>	1,28	1,24-1,31	< 0,001
<i>Insuficiencia renal</i>	1,25	1,22-1,28	< 0,001
<i>Otros trastornos del tracto urinario</i>	1,25	1,19-1,31	< 0,001
<i>Úlcera de decúbito o cutánea crónica</i>	1,95	1,58-2,41	< 0,001

DM: diabetes mellitus; IC95%: intervalo de confianza del 95%; RTI: razón de tasas de incidencia. N = 132.715; 1.287 (0,96%) episodios perdidos.



**Figura 2.** Evolución anual de las estancias medias esperadas (ajuste de la duración de la estancia mediante regresión multinivel de Poisson). Las barras representan el IC95% de la estancia media ajustada. IC95%: intervalo de confianza del 95%.



**Figura 3.** Evolución anual de la proporción de altas de estancia corta ( $\leq 3$  días).

### Impacto de la estancia corta en los reingresos y la mortalidad

Se identificaron 38.137 (28,5%) episodios índice de pacientes con episodios índice de IAMCEST tratado con ICP registrados en el CMBD entre el 1 de enero de 2012 y el 31 de diciembre de 2014. De ellos, 6.486 (17%) tuvieron estancia corta, con mayor prevalencia de mujeres, más jóvenes y menos comorbilidades (tabla 2).

Las causas más frecuentes de reingreso se muestran en la tabla 3 del material adicional. La tasa bruta de reingresos a los 30 días fue del 2,59% (el 2,69% en el grupo de estancia corta frente al 2,61%) y la tasa bruta de mortalidad en los reingresos a los 30 días, el 0,11% (el 0,15 frente al 0,10%).

Los modelos de ajuste de riesgo de los reingresos a los 30 días y la mortalidad en dichos reingresos se muestran en la tabla 3. La estancia corta no fue un predictor independiente en ninguno de ellos: OR = 1,10 (IC95%, 0,92-1,32;  $p = 0,30$ ) y OR = 1,94 (IC95%, 0,93-14,03;  $p = 0,077$ ) respectivamente.

La discriminación en los reingresos a 30 días fue discreta (AUC-ROC = 0,65) y sensiblemente más alta en la mortalidad en dichos reingresos (AUC-ROC = 0,84) (figura 1 del material adicional). Los coeficientes de correlación intraclase de ambos modelos fueron 0,02 y 0,11 respectivamente y sus OR medianas, 1,3 y 1,8, lo que indica una gran variabilidad entre hospitales.

**Tabla 2**  
Perfil de los pacientes con episodios índice registrados en 2012-2014

	Estancia corta ( $\leq 3$ días) n=6.486	Estancia prolongada ( $> 3$ días) n=31.651	p
Edad (años)	60,6 $\pm$ 12,2	63,1 $\pm$ 12,7	< 0,001
Estancia (días)	2,4 $\pm$ 0,6	7,3 $\pm$ 4,6	< 0,001
Mujer (%)	18,2	21,4	< 0,001
Hipertensión y enfermedad hipertensiva (%)	46,7	51,2	< 0,001
DM o complicaciones de DM (%)	21,4	25,3	< 0,001
Antecedentes de arritmias (%)	12,0	17,2	< 0,001
Enfermedad cardíaca valvular o reumática (%)	5,1	9,2	< 0,001
Enfermedad vascular o circulatoria (%)	5,2	7,8	< 0,001
Enfermedad pulmonar obstructiva crónica (%)	5,7	6,5	< 0,001
Insuficiencia renal (%)	3,3	6,6	< 0,001
Insuficiencia cardíaca congestiva (%)	4,4	6,0	< 0,001
Deficiencia de hierro u otras anemias y enfermedades sanguíneas específicas (%)	1,7	4,0	< 0,001
Infarto de miocardio anterior actual (%)	2,6	3,6	< 0,001

DM: diabetes mellitus.

Número total de pacientes = 38.137.

**Tabla 3**  
Predictores independientes de reingreso a los 30 días después del alta y mortalidad en dichos reingresos

	Reingresos a los 30 días		Mortalidad en los reingresos a los 30 días	
	OR (IC95%)	p	OR (IC95%)	p
Mujer	1,18 (1,02-1,38)	0,03	—	—
Edad (por cada incremento de 1 año)	1,02 (1,01-1,02)	< 0,001	1,06 (1,03-1,01)	< 0,001
Estancia corta ( $\leq 3$ días)	1,10 (0,92-1,32)	0,30	1,94 (0,93-14,03)	0,077
Antecedentes de insuficiencia cardíaca congestiva	1,80 (1,45-2,23)	< 0,001	—	—
Enfermedad cardíaca valvular o reumática	1,43 (1,18-1,74)	< 0,001	2,99 (1,50-6,00)	0,002
Antecedentes de arritmias específicas y otros trastornos del ritmo cardíaco	1,29 (1,10-1,51)	0,002	—	—
Insuficiencia renal	1,58 (1,28-1,95)	< 0,001	—	—
Hemiplejía, paraplejía, parálisis, discapacidad funcional	—	—	2,99 (1,50-6,00)	0,018
Enfermedad hepática crónica	—	—	4,27 (1,30-14,05)	0,03
Constante	0,005 (0,004-0,008)	< 0,001	0,001 (0,00-0,001)	< 0,001

IC95%: intervalo de confianza del 95%; OR: odds ratio.

Mediante el emparejamiento por puntuaciones de propensión, se obtuvieron 2 cohortes de 12.966 episodios para el análisis del impacto de la estancia corta en los reingresos y de 12.972 en la mortalidad (el 99,99 y el 100% de los episodios con estancia corta), cuyas características se muestran en la [tabla 4](#). Después del emparejamiento, no se encontraron diferencias significativas entre los 2 grupos en los reingresos a 30 días (ATT = 0,024 frente a 0,019;  $p = 0,204$ ; OR = 1,26; IC95%, 0,98-1,62) ni para la mortalidad a los 30 días (ATT = 0,001 frente a 0,001;  $p = 0,52$ ; OR = 1,5; IC95%, 0,48-5,13).

Tampoco hubo diferencias significativas entre ambos grupos en la RARER (el 2,54 frente al 2,55%;  $p = 0,20$ ) y la media de la RAMER a los 30 días fue significativamente mayor en el grupo de estancia corta, aunque probablemente sin significado clínico (el 0,103 frente al 0,109%;  $p < 0,001$ ) ([tabla 4 del material adicional](#)).

### Impacto del volumen de casos atendidos y el tipo de hospital

Los hospitales de mayor volumen ( $> 415$  episodios) tuvieron en 2012-2014 una proporción mayor de estancia corta (el 18,10 frente al 17,10%;  $p = 0,02$ ), pero no se encontraron diferencias significativas entre las medias de la duración de la estancia, las RARER y

RAMER a 30 días según el volumen ( $p > 0,05$  en todos los casos). Tampoco se observó correlación significativa de RAMER y RARER con el volumen de casos atendidos ni sus diferencias fueron significativas según el tipo de hospital ( $p > 0,05$  en todos los casos).

### Análisis de sensibilidad

En el análisis de sensibilidad se excluyeron los episodios de 4.192 (11%) pacientes que fueron trasladados a otro hospital entre 2012 y 2014. Al igual que en los modelos originales, ni el factor estancia corta ni los respectivos OR y ATT obtenidos del emparejamiento resultaron significativos.

### DISCUSIÓN

El principal hallazgo de este estudio es mostrar, con una población muy amplia (SNS) y un dilatado periodo de tiempo (2003-2015), que el alta hospitalaria  $\leq 3$  días en pacientes con IAMCEST no complicado es una práctica segura. Nuestros resultados refuerzan la decisión de la guía europea de práctica clínica de aumentar el grado de recomendación de esta práctica a



**Tabla 4**

Características clínicas y demográficas de los pacientes de los grupos de estancia corta y prolongada antes y después del emparejamiento por puntuaciones de propensión

	Antes del emparejamiento			Después del emparejamiento		
	Estancia corta (≤ 3 días)	Estancia prolongada (> 3 días)	p	Estancia corta (≤ 3 días)	Estancia prolongada (> 3 días)	p
<i>Reingresos no programados de causa cardiovascular a 30 días</i>						
Número de casos válidos	6.486	31.615		6.483	6.483	
Edad (años), media	60,6	63,0	<0,001	60,6	60,7	0,796
Mujer (%)	18,2	21,7	<0,001	18,2	18,4	0,89
Metabolismo hídrico (%)	0,9	1,6	<0,001	0,9	0,8	0,45
Antecedentes de insuficiencia cardíaca congestiva (%)	4,4	6,0	<0,001	4,4	4,2	0,70
Síndrome coronario agudo (%)	4,9	6,9	<0,001	4,9	4,9	0,90
Enfermedad cardíaca valvular o reumática (%)	6,1	9,2	<0,001	6,1	5,0	0,84
Antecedentes de arritmias específicas y otros trastornos del ritmo cardíaco (%)	12,0	17,2	<0,001	12,0	12,1	0,87
Insuficiencia renal (%)	3,3	6,6	<0,001	3,3	3,3	0,84
<i>Mortalidad en los reingresos a 30 días</i>						
Número de casos válidos	31.651	6.486		6.486	6.486	
Edad (años), media	60,6	63,0	<0,001	60,6	60,7	0,86
Antecedente de cirugía de revascularización coronaria (%)	0,8	0,8	0,81	0,8	0,9	0,92
Enfermedad cardíaca valvular o reumática (%)	5,1	9,0	<0,001	5,1	5,1	0,94
Hemiplejía, paraplejía, parálisis, discapacidad funcional (%)	0,9	1,3	0,006	0,9	0,8	0,64
Enfermedad hepática crónica (%)	0,3	0,3	0,56	0,3	0,3	0,37

n: número de casos válidos.

lla<sup>1</sup>. Otro hallazgo de interés es la progresiva y significativa disminución de la estancia media de los pacientes ingresados con IAMCEST durante el periodo estudiado, lo que probablemente implica un mejor abordaje clínico.

Después del emparejamiento, que con un equilibrio correcto entre los grupos de estancia corta y prolongada es un análisis menos sesgado que las comparaciones de las RARER y RAMER, no se apreciaron diferencias significativas.

La RARER por enfermedades cardiovasculares fue igualmente similar en los 2 grupos y, aunque la RAMER a los 30 días en la estancia corta fue mayor (el 0,109 frente al 0,103%), la diferencia no parece clínicamente relevante, pues equivale a 6 muertes/100.000 pacientes, lo que suponen un exceso de riesgo < 1 muerte por año en la estancia corta.

Estudios realizados fundamentalmente en Estados Unidos concuerdan en la observación de un significativo descenso de la estancia en los últimos años<sup>3,4,25</sup>. En el SNS español, sin embargo, no se han caracterizado las tendencias de la duración de la estancia del IAMCEST y su impacto pronóstico, y disponer de datos relacionados con el impacto de la estancia corta podría contribuir a mejorar el proceso asistencial.

En el registro CathPCI<sup>25</sup>, que incluyó a 33.920 pacientes con IAMCEST tratados con ICPp, la proporción de estancia ≤ 3 días aumentó del 24% en 2004 al 30% en 2009, un crecimiento porcentual similar al encontrado en España en el periodo 2003-2015, (el 5%; el 14,30% en 2003 frente al 19,30% en 2015), aunque en España la proporción de estancia ≤ 3 es considerablemente menor. En un estudio con más de 50.000 pacientes, se observó una estancia significativamente más prolongada (al menos 3-4 días) en países europeos, entre ellos España<sup>26</sup>. Las estancias potencialmente innecesarias cada 100 pacientes oscilaron entre 65 (Nueva Zelanda) y 839 (Alemania) y se ha propuesto que el potencial para una estancia más eficiente de los pacientes con bajo riesgo es especialmente evidente en los países europeos. Con independencia de las causas de estas diferencias, la seguridad de una estancia corta en el IAMCEST debe marcar el significado de una estancia

eficiente. En este sentido, la información sobre la eficiencia y la seguridad del acortamiento de estancia en el IAMCEST proviene de estudios mayoritariamente observacionales<sup>3,6,9,10,25</sup>, y además son escasos los estudios contemporáneos y multicéntricos<sup>9,25</sup>. En un reciente metanálisis, se concluyó que una estancia ≤ 3 días no confiere mayor riesgo de reingreso o muerte a 30 días y 6 meses<sup>27</sup>, aunque es un estudio con tamaño muestral pequeño, definición heterogénea de IAMCEST de bajo riesgo, diferentes protocolos de seguimiento tras el alta e inclusión de estudios de 1998-2016 y sus conclusiones, por ello, son limitadas.

La reducción de la estancia entre 2003 y 2015 en nuestro estudio podría deberse a la mayor generalización en los últimos años del uso de ICP, a otras mejoras y avances terapéuticos y en el tratamiento del IAMCEST, además de otros factores, como la mayor eficiencia en la gestión clínica de esos pacientes. La proporción de pacientes con estancia > 3 días, sin embargo, fue muy alta (> 80%), de modo que la estancia corta en pacientes de bajo riesgo se puede considerar poco frecuente en España. Se ha demostrado que acortar la estancia es una alternativa válida para los pacientes con IAMCEST de bajo riesgo<sup>9,10,25</sup> y se ha señalado que pueden representar hasta el 50-70% de todos los pacientes con IAMCEST<sup>5,6,9,25,26</sup>. De Luca et al.<sup>6</sup> observaron que prolongar la estancia del IAMCEST de bajo riesgo solo salvaría, a 30 días del alta, 1 vida cada 1.097 pacientes, con un coste adicional de casi 200.000 euros. En un estudio de coste-efectividad, Newby et al.<sup>28</sup> comunicaron que cuando los pacientes quedaron ingresados un (cuarto) día adicional, solo se ganaron 0,006 años de vida por paciente. En este sentido, creemos que un programa de revisión precoz, especialmente en unidades de rehabilitación cardíaca, podría representar un potencial recurso para optimizar la duración de la estancia. De todas formas, el objetivo de este estudio no es profundizar en el ahorro estimado que supondría el acortamiento de la estancia, sino reflejar la realidad de la atención presentada en términos de estancia hospitalaria y su efecto en el pronóstico. Una estancia más corta de un paciente con bajo riesgo puede reducir las complicaciones y los costes<sup>29</sup>. En contrapartida,

una desventaja potencial podría estar relacionada con que se modifique la percepción del paciente de la gravedad de la enfermedad, lo que pondría en peligro los esfuerzos para una adecuada prevención secundaria<sup>1</sup>.

### Limitaciones

Aunque es un análisis retrospectivo basado en datos administrativos, la validez del uso de registros administrativos se ha contrastado con registros médicos<sup>12,22</sup> y la fiabilidad de estos estudios permite la comparación pública de hospitales en términos de resultados<sup>30</sup>.

Por otra parte, en contraste con la metodología de CMS, únicamente se consideraron los reingresos (y la mortalidad en los episodios de reingreso) debidos a enfermedades cardiovasculares, por carecerse de los episodios con diagnóstico principal diferente de enfermedades cardiovasculares (no incluidos en el CMBD facilitado por el del Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad). Sin embargo, cabe destacar que los eventos cardíacos probablemente representan un mejor indicador de desempeño en relación con la duración de la estancia que los reingresos por cualquier causa<sup>31</sup>. Asimismo, la diferencia de mortalidad de los pacientes con IAMCEST por causas cardiovasculares observada en otros estudios<sup>32,33</sup> respecto de la que hemos encontrado puede explicarse porque la población con IAMCEST en aquellos no estaba seleccionada, a diferencia de la nuestra, de la que se excluyó a los pacientes que tenían insuficiencia cardíaca, edema agudo de pulmón, arritmias ventriculares, parada cardíaca o *shock* cardiogénico. Además, no se consideraron los reingresos como criterio de valoración recurrente; pero en la población de nuestro estudio el riesgo de eventos adversos es bajo o muy bajo, y cabría esperar una baja carga de recurrencias.

Otra limitación radica en que la codificación CIE 9-MC no permite conocer con precisión si la ICP fue primaria. Sin embargo, según el Registro de la Sección de Hemodinámica<sup>34</sup>, el 86% de las ICP en el IAMCEST fueron primarias y, como un 5% de las ICP son de rescate (después de fibrinólisis, excluidas de nuestra población de estudio), resulta que el 91% de las ICP serían primarias en nuestro estudio.

### CONCLUSIONES

La estancia en el IAMCEST no complicado tratado con ICP ha disminuido significativamente en España entre 2003 y 2015, aunque la mayoría de los pacientes permanecen ingresados 4 o más días. El alta de estos pacientes en  $\leq 3$  días se muestra como una práctica segura en el SNS y su generalización, siguiendo las recomendaciones de la guía europea de práctica clínica, aumentaría la eficiencia en la utilización de los recursos sanitarios.

### AGRADECIMIENTOS

Al Instituto de Información Sanitaria del SNS. Al Ministerio de Sanidad, Consumo y Bienestar Social, por la cesión parcial de la base de datos del CMBD.

### FINANCIACIÓN

Este estudio se ha financiado mediante una subvención no condicionada de la Fundación Interhospitalaria de Investigación Cardiovascular, España (1-2018).

### CONFLICTO DE INTERESES

E. Abu-Assi es Editor Asociado de *Revista Española de Cardiología*. Los demás autores no declaran ningún conflicto.

### ¿QUÉ SE SABE DEL TEMA?

- El aumento de la tasa de intervención coronaria percutánea en el IAMCEST contribuyó a reducir las complicaciones y acortar la estancia hospitalaria.
- Aunque recientemente se ha fortalecido la recomendación del alta en menos de 3 días en el IAMCEST de bajo riesgo, la evidencia científica es escasa en general y ausente en el SNS español.

### ¿QUÉ APORTA DE NUEVO?

- En España, la estancia en IAMCEST disminuyó significativamente desde 2003 a 2015. El porcentaje de estancia corta ( $\leq 3$  días) aumentó significativamente del 14,30% (2003) al 19,30% (2015).
- Después del emparejamiento por propensión, no hubo diferencias entre estancia corta y prolongada en los reingresos a 30 días ni en la mortalidad durante ellos.

### ANEXO. MATERIAL ADICIONAL

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en <https://doi.org/10.1016/j.recesp.2019.08.011>

### BIBLIOGRAFÍA

1. Ibáñez B, James S, Agewall S, et al. Guía ESC 2017 sobre el tratamiento del infarto agudo de miocardio en pacientes con elevación del segmento ST. *Rev Esp Cardiol*. 2017;70:1082e1-1082.e61.
2. Cequier Fillat A, Ariza-Solé A, Elola FJ, et al. Impacto sobre la mortalidad de diferentes sistemas de asistencia en red en el tratamiento del infarto agudo de miocardio con elevación del segmento ST. La experiencia de España. *Rev Esp Cardiol*. 2017;70:155–161.
3. Berger AK, Duval S, Jacobs Jr DR et al. Relation of length of hospital stay in acute myocardial infarction to postdischarge mortality. *Am J Cardiol*. 2008;101:428–434.
4. Spencer FA, Lessard D, Gore JM, et al. Declining length of hospital stay for acute myocardial infarction and postdischarge outcomes. *Arch Intern Med*. 2004;164:733–740.
5. Grines CL, Marsalese DL, Brodie B, et al. Safety and cost-effectiveness of early discharge after primary angioplasty in low risk patients with acute myocardial infarction. *J Am Coll Cardiol*. 1998;31:967–972.
6. De Luca G, Suryapranata H, Van't Hof AW, et al. Prognostic assessment of patients with acute myocardial infarction treated with primary angioplasty: implications for early discharge. *Circulation*. 2004;109:2737–2743.
7. Azzalini L, Sole E, Sans J, et al. Feasibility and safety of an early discharge strategy after low-risk acute myocardial infarction treated with primary percutaneous coronary intervention. *Cardiology*. 2015;130:120–129.
8. Melberg T, Jorgensen M, Orn S, Solli T, Edland U, Dickstein K. Safety and health status following early discharge in patients with acute myocardial infarction treated with primary PCI: a randomized trial. *Eur J Prev Cardiol*. 2015;22:1427–1434.
9. Noman A, Zaman AG, Schechter C, Balasubramaniam K, Das R. Early discharge after primary percutaneous coronary intervention for ST-elevation myocardial infarction. *Eur Heart J Acute Cardiovasc Care*. 2013;2:262–269.
10. Jones DA, Rathod KS, Howard JP, et al. Safety and feasibility of hospital discharge 2 days following primary percutaneous intervention for ST-segment elevation myocardial infarction. *Heart*. 2012;98:1722–1727.
11. Sistema Nacional de Salud. Registro de altas de hospitalización: CMBD del Sistema Nacional de Salud. Glosario de términos y definiciones. Portal estadístico del SNS [actualizado Mayo 2018]. p. 5-6. Disponible en: <https://peestadistico.inteligenciadegestion.msbs.es/publicoSNS/comun/DescargaDocumento.aspx?IdNodo=6415>. Consultado 28 Ago 2019.



12. Bernal JL, Barrabés JA, Iñiguez A, et al. Clinical and administrative data on the research of acute coronary syndrome in Spain: minimum basic data set validity. *Rev Esp Cardiol.* 2018;72:56–62.
13. Averill RF, McCullough EC, Goldfield N, Hughes JS, Bonazelli J, Bentley L. *3M APR DRG Classification System*. 31st ed. Wallingford, CT: Agency for Healthcare Research and Quality; 2013. Report No.: GRP-041. Disponible en: [https://www.hcup-us.ahrq.gov/db/nation/nis/grp031\\_aprdrg\\_meth\\_ovrview.pdf](https://www.hcup-us.ahrq.gov/db/nation/nis/grp031_aprdrg_meth_ovrview.pdf). Consultado 28 Ago 2019
14. Damrauer S, Gaffey AC, DeBord Smith A, et al. Comparison of risk factors for length of stay and readmission following lower extremity bypass surgery. *J Vasc Surg.* 2015;62:1192–1200.
15. Centers for Medicare and Medicaid Services. Measures updates and specifications: 2017 condition-specific measures updates and specifications report hospital-level 30-day risk-standardized readmission measures. Acute myocardial infarction, chronic obstructive pulmonary disease, heart failure, pneumonia and stroke. Yale New Haven Health Services Corporation, Centers for Medicare and Medicaid Services (CMS); 2017.
16. Centers for Medicare and Medicaid Services. Measures Updates and Specifications: 2017 Condition-specific measures updates and specifications report hospital-level 30-day risk-standardized mortality measures. Yale New Haven Health Services Corporation, Centers for Medicare and Medicaid Services (CMS); 2017.
17. Pope GC, Ellis RP, Ash AS, et al. Principal inpatient diagnostic cost group model for Medicare risk adjustment. *Health Care Financ Rev.* 2000;21:93–118.
18. AHRQ QITM Version v6.0 ICD9CM. Inpatient quality indicators #91, technical specifications, mortality for selected conditions. Disponible en: [www.qualityindicators.ahrq.gov](http://www.qualityindicators.ahrq.gov). Consultado 15 Ago 2018.
19. Iezzoni LI. Dimensions of risk. En: In: Iezzoni LI, ed. *Risk adjustment for measuring health care outcomes* 2. a ed. Ann Arbor: Health Administration Press; 1997. p. 43168.
20. Krumholz HM, Wang Y, Mattera JA, et al. An administrative claims model suitable for profiling hospital performance based on 30 day mortality rates among patients with an acute myocardial infarction. *Circulation.* 2006;113:168392.
21. Normand SLT, Glickman ME, Gatsonis CA. Statistical methods for profiling providers of medical care: issues and applications. *J Am Stat Assoc.* 1997;92:80314.
22. Goldstein H, Spiegelhalter DJ. League tables and their limitations: statistical aspects of institutional performance. *J Royal Stat Soc.* 1996;159:385444.
23. Shahian DM, Normand SL, Torchiana DF, et al. Cardiac surgery report cards: comprehensive review and statistical critique. *Ann Thorac Surg.* 2001;72:215568.
24. Iñiguez Romo A, Bertomeu Martínez V, Rodríguez Padial L, et al. The RECALCAR Project. Healthcare in the cardiology units of the Spanish National Health System, 2011 to 2014. *Rev Esp Cardiol.* 2017;70:567–575.
25. Swaminathan RV, Rao SV, McCoy LA, et al. Hospital length of stay and clinical outcomes in older STEMI patients after primary PCI: a report from the National Cardiovascular Data Registry. *J Am Coll Cardiol.* 2015;65:1161–1171.
26. Kaul P, Newby LK, Fu Y, et al. International differences in evolution of early discharge after acute myocardial infarction. *Lancet.* 2004;363:511–517.
27. Gong W, Li A, Ai H, Shi H, Wang X, Nie S. Safety of early discharge after primary angioplasty in low-risk patients with ST-segment elevation myocardial infarction: A meta-analysis of randomised controlled trials. *Eur J Prev Cardiol.* 2018;25:807–815.
28. Newby LK, Hasselblad V, Armstrong PW, et al. Time-based risk assessment after myocardial infarction. Implications for timing of discharge and applications to medical decision-making. *Eur Heart J.* 2003;24:182–189.
29. Zhan C, Miller MR. Excess length of stay, charges, and mortality attributable to medical injuries during hospitalization. *JAMA.* 2003;290:1868–1874.
30. Centers for Medicare and Medicaid Services. Specifications Manual for National Hospital Inpatient Quality Measures, Version 3.1 a. Centers for Medicare and Medicaid Services (CMS), The Joint Commission. Apr 1, 2010. Disponible en: [https://www.jointcommission.org/assets/1/18/ReleaseNotes\\_3.1a.pdf](https://www.jointcommission.org/assets/1/18/ReleaseNotes_3.1a.pdf). Consultado 28 Ago 2019.
31. Southern DA, Ngo J, Martin BJ, et al. Characterizing types of readmission after acute coronary syndrome hospitalization: implications for quality reporting. *J Am Heart Assoc.* 2014;3:e001046.
32. Pedersen F, Butrymovich V, Kelbæk H, et al. Short- and long-term cause of death in patients treated with primary PCI for STEMI. *J Am Coll Cardiol.* 2014;64:2101–2108.
33. Yamashita Y, Shiomi H, Morimoto T, et al. Cardiac and noncardiac causes of long-term mortality in ST-segment-elevation acute myocardial infarction patients who underwent primary percutaneous coronary intervention. *Circ Cardiovasc Qual Outcomes.* 2017. <http://dx.doi.org/10.1161/CIRCOUTCOMES.116.002790>.
34. Cid Álvarez AB, Rodríguez Leor O, Moreno R, Pérez de Prado A. Spanish Cardiac Catheterization and Coronary Intervention Registry. 27th Official Report of the Spanish Society of Cardiology Working Group on Cardiac Catheterization and Interventional Cardiology (1990-2017). *Rev Esp Cardiol.* 2018;71:1036–1046.