

# **ANÁLISIS DEL EXCESO DE CONSUMO DE RECURSOS EN PACIENTES CON ENFERMEDAD TROMBOEMBÓLICA TRAS CIRUGÍA**

Documento de trabajo 02-2011

**Enrique Bernal-Delgado**  
**Natalia Martínez-Lizaga**  
**Manuel Ridao López**

**por el grupo Atlas VPM\***

## **DESCARGOS Y CONFLICTOS DE INTERES**

La mayor parte de los miembros del Grupo VPM trabajan en instituciones dependientes de los Departamentos de Salud de diversas Comunidades Autónomas. Estos Departamentos de Salud o las instituciones participantes no comparten necesariamente el contenido de este trabajo, que es responsabilidad de sus autores.

Por su parte, los autores declaran no tener conflictos de interés relacionados con los objetivos y resultados de este trabajo.

## **AGRADECIMIENTOS**

A todos los que facilitaron la información pertinente para el presente trabajo.

### **Grupo Atlas VPM-SNS lo componen:**

**Andalucía:** Buzón Barrera MI. (Agencia de Evaluación de Tecnologías Sanitarias de Andalucía); Rivas F. (Hospital Costa del Sol de Marbella, Consejería de Salud); Jiménez Puente A. (Hospital Costa del Sol de Marbella, Consejería de Salud); Rodríguez Del Águila MM. (Hospital Virgen de las Nieves); Díaz Martínez A. (Servicio Andaluz de Salud); Goicoechea Salazar JA. (Servicio Andaluz de Salud); Bermúdez Tamayo C. (Escuela Andaluza de Salud Pública); Fornieles Y. (Escuela Andaluza de Salud Pública). **Aragón:** Bernal Delgado E. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud-Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón); Abadía Taira MB. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud-Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón); García Armesto S. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud-Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón); Launa R. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud-Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón); Libroero J. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud-Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón); Martínez Lizaga N. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud-Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón); Ridaio M. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud-Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón); Seral Rodríguez M. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud-Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón); Beltrán Peribáñez J. (Departamento de Salud, Gobierno de Aragón). **Asturias:** Suárez FM. (Consejería Salud y Servicios Sanitarios). **Canarias:** Fiuza Pérez D. (Servicio Canario de la Salud); Alonso Bilbao JL. (Servicio Canario de la Salud); Domínguez Trujillo C. (Universidad de Las Palmas de Gran Canaria). **Cantabria:** Romero G. (Consejería de Sanidad). **Cataluña:** Tebe C. (Agència d'Informació, Avaluació i Qualitat en Salut, AIAQS); Oliva G. (Agència d'Informació, Avaluació i Qualitat en Salut, AIAQS); Ortún Rubio V. (Universitat Pompeu Fabra, Barcelona); Salas T. (CATSALUT). **Castilla León:** Sacristán Salgado A. (Dirección General de desarrollo sanitario); García Crespo J. (Dirección General de desarrollo sanitario); Melgosa Arcos A. (Dirección General de planificación, calidad, ordenación y formación); Sangrador Arenas L. (Dirección General de planificación, calidad, ordenación y formación). **Castilla la Mancha:** García Sánchez MA. (Consejería de Sanidad de Castilla-la Mancha); Jiménez Torres F. (Complejo Hospitalario de Toledo,

SESCAM); López Reneo R. (Servicio Salud Castilla La Mancha, SESCAM); Solas O. (Servicio Salud Castilla La Mancha, SESCAM). **Galicia:** Atienza Merino G. (Conselleria de Sanidade de la Xunta de Galicia); Carballeira Roca C. (Conselleria de Sanidade de la Xunta de Galicia); Castro Villares M. (Servicio Galego de Saúde); Queiro T. (Conselleria de Sanidade de la Xunta de Galicia). **Extremadura:** Montes Salas G. (Escuela de Estudios de Ciencias de la Salud). **Illes Balears:** Castaño Riera EJ. (Conselleria de Salut i Consum); Zaforteza Dezcallar M. (Servei de Salut de les Illes Balears); Santos Terrón MJ. (Conselleria de Salut i Consum); Comendeiro Maaløe M. (Conselleria de Salut i Consum); Martín Martín MV. (Fundació Hospital Son Llätzer); Alegre Latorre LM. (Fundació Hospital Son Llätzer); Ferrer Riera J. (Fundació Hospital Son Llätzer) **La Rioja:** Cestafé A. (Consejería de Salud). **Murcia:** Palomar Rodríguez J. (Consejería de Sanidad de la Región de Murcia); Hernando Arizaleta L. (Consejería de Sanidad de la Región de Murcia). **Navarra:** Álvarez Arruti N. (Departamento de Salud de Navarra- Osasunbidea); Arrazola Aranzadi A. † (Departamento de Salud de Navarra- Osasunbidea); Montes García Y. (Departamento de Salud de Navarra-Osasunbidea); Rodrigo Rincón I. (Departamento de Salud de Navarra-Osasunbidea); **País Vasco:** Aizpuru F. (Grupo de investigación del País Vasco, Osakidetza-SVS); Artieda J. (Departamento de Sanidad del Gobierno Vasco); Begiristáin JM. (Departamento de Sanidad del Gobierno Vasco); Errezola M. (Departamento de Sanidad del Gobierno Vasco); Ibáñez Beroiz B. (Grupo de investigación del País Vasco. BIOEF); Latorre Garcías PM. (Grupo de investigación del País Vasco, Osakidetza-SVS); Latorre A. (Grupo de investigación del País Vasco, Osakidetza-SVS); Pérez De Arriba J. (Grupo de investigación del País Vasco, Osakidetza-SVS). **Valencia:** Meneu R. (Conselleria de Sanitat, Generalitat Valenciana); Peiró Moreno S. (Centro Superior Investigación en Salud Pública); Calabuig J. (Conselleria de Sanitat, Generalitat Valenciana); San Felix G. (Centro Superior Investigación en Salud Pública); Sotoca R. (Fundación IISS).

# INDICE

<b>RESUMEN</b> .....	<b>6</b>
<i>Justificación</i> .....	6
<i>Metodología</i> .....	6
<i>Resultados</i> .....	6
<i>Conclusiones</i> .....	7
<b>INTRODUCCIÓN</b> .....	<b>8</b>
<b>OBJETIVOS</b> .....	<b>11</b>
<b>METODOLOGÍA</b> .....	<b>12</b>
<i>Diseño</i> .....	12
<i>Población a estudio y ámbito de estudio</i> .....	12
<i>Variable dependiente</i> .....	12
<i>Variables predictoras</i> .....	13
<i>Fuentes de datos</i> .....	17
<i>Análisis</i> .....	17
<i>Consideraciones bioéticas</i> .....	20
<b>RESULTADOS</b> .....	<b>22</b>
<i>Regresión lineal múltiple multinivel</i> .....	24
<i>Regresión lineal múltiple apareada</i> .....	26
<i>Exceso de estancia estimado</i> .....	29
<b>DISCUSIÓN</b> .....	<b>30</b>
<i>Discusión sobre las técnicas utilizadas</i> .....	31
<i>Amenazas a la validez</i> .....	33
<i>Mala-clasificación del evento adverso</i> .....	34
<i>Implicaciones</i> .....	36
<b>CONCLUSIONES</b> .....	<b>38</b>
<b>REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....	<b>39</b>

## RESUMEN

### **Justificación**

No se conoce cuál es el impacto de los eventos adversos sobre los costes en el caso español, por eso en este trabajo tratamos de estimar el exceso de estancia atribuible a la presencia de tromboembolismo pulmonar o trombosis venosa profunda (TEP-TVP) en pacientes que han recibido una intervención quirúrgica en el mismo episodio, a través de varias técnicas de análisis.

### **Metodología**

Estudio observacional, transversal, aproximadamente sobre 2 millones de altas hospitalarias producidas en 175 hospitales, cuya estimación del exceso de estancia se calculó usando dos métodos de análisis: modelo general de regresión lineal multivariante multinivel, y modelo general de regresión lineal apareada 1:4.

### **Resultados**

La muestra incluye 1,5 millones de altas elegibles de las cuales 6.941 presentaban TEP-TVP, con una incidencia de 4,5 altas por cada 1.000 a riesgo en 2 años. Con los modelos crudos se estimaron 13,46 días de exceso de estancia para el modelo lineal multivariante multinivel, frente a 9,44 días de exceso de estancia para el modelo lineal multivariante apareado, siendo 4 días la diferencia entre ambos modelos. Una vez ajustados por las variables de paciente y de hospital, la estimación para el modelo apareado resultó más conservadora, 8,19 días de exceso en los pacientes con evento

adverso, diferencia de 1,34 días menos si se compara con el modelo lineal multivariante multinivel.

Sin embargo, al añadir en el modelo multinivel la propensión a tener TEP-TVP y la estratificación por DRG –como mecanismo para reducir la extra-variación y el exceso de poder estadístico- la estimación resultó más conservadora, propiedad que se esperaba para la estimación del método con apareamiento.

### **Conclusiones**

Los eventos adversos están asociados a un incremento significativo de exceso de estancia. El CMBD (Conjunto Mínimo Básico de Datos hospitalario) permite hacer una estimación del impacto que esto tiene en los hospitales Españoles. El método multinivel produjo la estimación de exceso de estancia más conservadora, cuando se utilizaba la propensión a tener el evento adverso y la estratificación por DRG.

## INTRODUCCIÓN

La seguridad de los pacientes ha pasado a ocupar un lugar prioritario en la agenda actual de los sistemas sanitarios. De hecho, en la era de la excelencia médica, se ha estimado que el 19,6 por ciento de los pacientes de Medicare<sup>1</sup> sufren una re-hospitalización a los 30 días del alta, y cerca de 50.000 pacientes mueren cada año por infecciones prevenibles en los hospitales.

En España, el estudio IDEA,<sup>2</sup> estudio dedicado a la evaluación de seguridad de pacientes en los hospitales españoles, ofreció, al respecto, resultados irrefutables: la incidencia de alertas de seguridad osciló entre el 31% y el 34,7% de las hospitalizaciones, oscilando la incidencia de eventos adversos entre el 5,6% y el 16,1%. Aunque el resultado más importante es el referido a la capacidad de prevenir dichos eventos: entre el 17% y 42% de los mismos fueron considerados prevenibles, independientemente de la gravedad de sus consecuencias. Por su parte, el estudio ENEAS<sup>3</sup> aportó información sobre 5.624 altas hospitalarias, encontrando una incidencia de sucesos adversos atribuibles a los cuidados del 9,3% (IC 95% 8,6% a 10,1%), de los cuáles, casi la mitad (42,6%) podrían ser evitables.

Además del referido efecto iatrogénico de los cuidados sanitarios, la seguridad de pacientes tiene un segundo componente de interés para la agenda sanitaria. Se ha argumentado que una parte importante del gasto corriente hospitalario se debe a defectos de la atención – errores, hospitalizaciones evitables, y fallos de proceso-, que contribuyen a la utilización evitable de recursos. Así por ejemplo, en Europa se generan 16 millones de días de hospitalización “extra” a causa de estos fallos en la seguridad del paciente. Más específicamente, la Agencia Federal de Investigación Sanitaria y



Calidad (AHRQ)<sup>4</sup> puso de relieve que en el año 2.006 los costes hospitalarios de hospitalizaciones potencialmente evitables fueron casi 30.800 millones de dólares. Analizando estancias evitables, se estimó en un 11% la reducción potencial de coste.<sup>5</sup> En un reciente trabajo sobre *Patient Safety Indicators*, conjunto de indicadores de seguridad que tienen la virtualidad de representar eventos adversos atribuibles a los cuidados sanitarios, Rivard<sup>6</sup> mostró diferencias en el exceso de coste atribuibles a la presencia de éstos que oscilaron, según el tipo de evento, entre 5.476\$ y 17.281\$ por alta hospitalaria (tabla 1).

**Tabla 1**

**Comparación de costes entre las hospitalizaciones con eventos de seguridad de pacientes**

<b>Indicador de seguridad de paciente</b>	<b>Exceso de coste (\$)</b>
3-Ulcera por presión	5.552
6-Neumotórax iatrogénico	5.476
7- Bacteriemia (%)	7.292
9-Hematoma o hemorragia post-quirúrgico	10.012
11-Fallo respiratorio post-quirúrgico	9.641
12-Tromboembolismo o trombosis venosa profunda	9.064
13-Sepsis post-quirúrgica	13.395
14-Dehiscencia de herida quirúrgica	17.281
15-Laceración o punción accidental	6.880

\* Modificado de Rivard<sup>6</sup>

Desafortunadamente no conocemos cuál es el impacto de los eventos adversos sobre los costes en el caso español. Pero tomando como ejemplo el ejercicio de Rivard, y considerando que nuestro grupo ha validado los indicadores de seguridad de pacientes para el caso español<sup>7</sup> se ha realizado una aproximación al consumo de recursos como *Proxy* de coste, basada en el exceso de estancia atribuible a la presencia de evento adverso. De hecho, Rivard en el citado trabajo incorpora también este subrogado, exceso de estancia, obteniendo diferencias que oscilaron entre 3,1 días y 8,3 días, según el indicador de estudio (tabla 2).

**Tabla 2**  
**Comparación de estancia entre las hospitalizaciones con eventos de seguridad de pacientes**

<b>Indicador de seguridad de paciente</b>	<b>Exceso de estancia (días)</b>
3-Ulcera por presión	3,7
6-Neumotórax iatrogénico	3,4
7-Bacteriemia (%)	4,5
9-Hematoma o hemorragia post-quirúrgico	4,7
11-Fallo respiratorio post-quirúrgico	4,5
12-Tromboembolismo o trombosis venosa profunda	4,5
13-Sepsis post-quirúrgica	5,7
14-Dehiscencia de herida quirúrgica	8,3
15-Laceración o punción accidental	3,1

\* Modificado de Rivard<sup>6</sup>

## OBJETIVOS

En definitiva, el objetivo de este trabajo exploratorio fue estimar el exceso de estancia asociado a la aparición de un evento adverso, como aproximación al exceso de consumo de recursos.

Para el citado objetivo, la investigación se centró en el exceso de estancia atribuible a la aparición de tromboembolismo pulmonar o trombosis venosa profunda (TEP-TVP) en pacientes que recibieron una intervención quirúrgica.

Más específicamente, se estimó la incidencia de tromboembolismo pulmonar o trombosis venosa profunda en los hospitales de la muestra y posteriormente, se estimó el exceso de estancia mediante dos técnicas analíticas: modelo general de regresión multinivel y modelo general de regresión lineal sobre datos apareados.

## METODOLOGÍA

### **Diseño**

Estudio observacional, transversal, sobre bases de datos clínico-administrativas al alta hospitalaria.

### **Población a estudio y ámbito de estudio**

Estudio de todas las altas hospitalarias quirúrgicas consideradas elegibles para el evento de estudio en cuestión, tromboembolismo pulmonar o trombosis venosa profunda (TEP-TVP), producidas en los años 2005 y 2006 en los centros hospitalarios de agudos de las siguientes comunidades autónomas: Andalucía, Aragón, Asturias, Baleares, Canarias, Cantabria, Castilla la Mancha, Castilla León, Cataluña, Comunidad Valenciana, Extremadura, Galicia, La Rioja, Navarra, Murcia, País Vasco. Todas ellas forman del proyecto Atlas de Variabilidad de la Práctica Médica en el Sistema Nacional de Salud (Atlas VPM).<sup>8</sup>

Con el fin de reducir el ruido estadístico derivado de manejar pocos casos, los hospitales con menos de 30 pacientes a riesgo fueron excluidos del estudio. Se analizaron un total de 175 hospitales, con aproximadamente 2 millones de altas hospitalarias en total, con sus correspondientes variables demográficas y clínicas.

### **Variable dependiente**

Exceso en el consumo de recursos debido a sufrir una TEP-TVP después de haber recibido una intervención quirúrgica. Exceso de consumo de recursos se definió como el exceso de estancia media que suponía la aparición de un evento adverso. Se excluyeron las

altas con más de 1 año de estancia media (n=100) y aquellos pacientes que murieron durante el episodio. La muestra resultante fueron 1.548.745 altas.

### **Variables predictoras**

Presencia o ausencia de TEP-TVP tras intervención quirúrgica, variable explicativa principal, cuya definición, criterios de inclusión y exclusión, se describen en la tabla 3. Esta definición, semejante a la desarrollada por la Agencia Federal AHRQ,<sup>9</sup> fue adaptada y validada para el caso español.<sup>7</sup>

Edad y sexo: edad tomada en su valor numérico con un rango entre 18 y 110 años; y, sexo tomada como variable dicotómica, adoptando hombre como valor de referencia.

Comorbilidad, variable necesaria para el ajuste de riesgo,<sup>10</sup> definida utilizando el índice de Elixhauser, indicador alternativo al clásico de Charlson-Deyo,<sup>11</sup> que incluye veintinueve categorías diagnósticas identificables mediante códigos CIE 9-MC, y que acompañan al diagnóstico principal de cada uno de los pacientes del estudio. El índice de comorbilidad de Elixhauser se elaboró a partir de las definiciones AHRQ<sup>7,12,13</sup> (tabla 4) y tiene la virtualidad de excluir los casos en los que un determinado código puede resultar una complicación de los cuidados y no una comorbilidad en sentido estricto.

**Tabla 3.**  
**Definición de trombo embolismo pulmonar y trombosis venosa profunda después de intervención quirúrgica**

<p><b>Numerador</b></p>	<p>Altas con códigos CIE-9-MC de Trombosis Venosa Profunda o Embolismo Pulmonar en cualquier campo (diagnóstico) secundario.</p> <p>Códigos CIE-9-MC de embolismo pulmonar: 415.11 Embolismo pulmonar iatrogénico e infarto 415.19 Embolismo pulmonar e infarto, Otros.</p> <p>Códigos CIE-9-MC de Trombosis venosa profunda: 451.11 Flebitis y tromboflebitis de vena femoral (profunda) (superficial) 451.19 Flebitis y tromboflebitis de otras venas profundas de los MMII 451.2 Flebitis y tromboflebitis de las extremidades inferiores no especificadas. 451.81 Flebitis y tromboflebitis de vena ilíaca 451.9 Flebitis y tromboflebitis de sitio no especificado 453.40 Embolia y trombosis venosa de vasos profundos no especificados de extremidades inferiores. (Código aplicable a las altas de 2006. Altas de años anteriores códigos 453.8) 453.41 Embolia y trombosis venosa de vasos profundos de parte proximal de extremidad inferior. Código aplicable a las altas de 2006. Altas de años anteriores códigos 453.8) 453.42 Embolia y trombosis venosa de vasos profundos de parte distal de extremidad inferior. (Código aplicable a las altas de 2006. Altas de años anteriores códigos 453.8) 453.8 Embolia y trombosis venosa de otras venas especificadas. 453.9 Embolia y trombosis venosa de vasos de sitio no especificado.</p>
<p><b>Denominador</b></p>	<p>Toda alta de 18 o más años de edad definida mediante GRDs quirúrgico y GRD médico o un código CIE-9-MC de condición clínica o procedimiento quirúrgico.</p> <p>Se excluyen las altas:</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. Códigos CIE-9-MC de Trombosis Venosa Profunda o Embolismo Pulmonar en el campo de diagnóstico principal.</li> <li>2. Procedimiento quirúrgico de interrupción de vena cava como único procedimiento realizado (38.7)</li> <li>3. CDM 14 (embarazo, parto y puerperio), códigos 630.xx al 677.xx</li> <li>4. Pacientes con menos de dos días de estancia media</li> </ol>

**Tabla 4**  
**Definiciones para las condiciones de Elixhauser**

Condiciones	Códigos CIE
Insuficiencia cardiaca congestiva	398.91, 428.*
Valvulopatías	093.2*, 394-397.1, 424.*, 746.3-746.66, V42.2, V43.3
Trastornos de la circulación pulmonar	415.1*, 416.*, 417.9
Trastornos de la circulación periférica	440.*, 441.*, 442.*, 443.*, 444.21, 444.22, 447.1, 449.*, 557.1, 557.9, V43.4
Hipertensión No complicada	401.1, 401.9, 642.0
Complicada	401.0, 437.2
Parálisis	342.-344.*, 438.2, 438.3, 438.4, 438.5, 780.72
Otros trastornos neurológicos	330.*, 331.*, 332.0, 333.4, 333.5, 333.7*, 333.85, 333.94, 334.*, 335.*, 338.0, 340.*, 341.*, 345.*, 347.*, 649.4*, 768.7*, 780.3*, 780.97, 784.3*
Enfermedad pulmonar crónica	490.*-505.*, 506.4
Diabetes no complicada	250.00-250.3*, 648.0, 249.0-249.3*
Diabetes complicada	250.4*-250.9*, 775.1*, 249.4*-249.9*
Hipotiroidismo	243-244.2, 244.8, 244.9
Insuficiencia renal	585.3-585.9, 586, V42.0, V45.1*, V56.*
Enfermedad hepática	070.22, 070.23, 070.32, 070.33, 070.44, 070.54, 456.0, 456.1, 456.20, 456.21, 571.0, 571.2, 571.3, 571.4*, 571.5, 571.6, 571.8, 571.9, 572.3, 572.8, V42.7
Úlcera péptica no sangrante	531.41, 531.51, 531.61, 531.70, 531.71, 531.91, 532.41, 532.51, 532.61, 532.70, 532.71, 532.91, 533.41, 533.51, 533.61, 533.70, 533.71, 533.91, 534.41, 534.51, 534.61, 534.70, 534.71, 534.91
SIDA	042-044.*
Linfoma	200.00-202.38, 202.50-203.*, 238.6, 273.3
Cáncer Metastático	196.0-199.1, 209.70-209.75, 209.79, 789.51
Tumor Sólido sin Metástasis	140.0-172.9, 174.0-175.9, 179-195.8, 209.0-209.3*, 258.0*
Colagenopatías artríticas reumatoides	701.0*, 710.*, 714.0-714.9, 720.0-720.9, 725
Coagulopatías	286.0-286.9, 287.1, 287.3-287.5, 649.30-649.34, 289.84
Obesidad	278.0*, 649.*, V85.3*, V85.41-V85.45, V85.54, 793.91
Pérdida de peso	260-263.9, 783.2*
Alteraciones hidroelectrolíticas	276.*
Pérdida de sangre con anemia	280.0, 648.2*
Anemias	280.1, 280.8*, 280.9*, 281.*, 285.2*, 285.9
Abuso de alcohol	291.10-291.3*, 291.5, 291.8*, 291.9*, 303.*, 305.0*
Abuso de drogas	292.0, 292.82-292.89, 292.9, 304.*, 305.20-305.9*, 648.3*
Psicosis	295.00-298.*, 299.10-299.11
Depresión	300.4, 301.12, 309.0, 309.1, 311

Para este estudio, se creó un índice sintético tomando como referencia los coeficientes positivos y estadísticamente significativos de las condiciones de comorbilidad de Elixhauser, una vez modelada la probabilidad de muerte mediante regresión logística. La fórmula usada para calcular el índice sintético de Elixhauser se muestra en el cuadro 1.

**Cuadro 1**  
**Ecuación para la creación del Índice Sintético de Elixhauser para TEP-TVP**

$$(Muerte/1-Muerte)=\exp [chf *3.758493+ valve* 1.54101+ pulmcirc* 1.39861 +perivasc* 1.52362+ htn_c* 1.15230+ para* 2.44959+ neuro* 2.49068+chnrlung* 1.697+ dm* 1.36942+ dmcx* 1.46392+ hypothy* .906836+renlfail* 2.11921+ liver* 1.84354+ ulcer* 1.29050+ aids* 1.14929+ lymph* 2.95093 + mets* 3.80932+ tumor* 2.47122+ arth* 1.23306+ coag* 4.87122 + obese* .776842+wghtloss* 2.72146+ lytes* 5.33960+ bldloss* 1.14983+ anemdef* 1.59286+ alcohol* 1.48890+ drug* .816519+ psych* 1.56993+ depress* .848426]$$

Severidad, también considerada como variable para el ajuste de riesgo, es definida como el riesgo de muerte del paciente en el episodio de estudio; se trata como una variable categórica cuyos valores van desde 1 (menor riesgo de muerte) a 4 (mayor riesgo de muerte).

Hospital de asistencia, definido en función de sus camas instaladas (la variable se reconstruyó de forma categórica, estimando los terciles de pertenencia de cada centro), de su actividad docente MIR y de su condición de centro terciario, definido tal condición en función de la existencia de acelerador lineal o existencia de salas de hemodinámica.



### **Fuentes de datos**

Los datos se extrajeron del Conjunto Mínimo Básico de Datos (CMBD) al alta hospitalaria, consolidado por el grupo Atlas VPM<sup>7</sup>. Para la extracción de los numeradores y denominadores del indicador, y las distintas variables del estudio (estancia, edad, sexo, comorbilidad, y severidad), se utilizaron las definiciones y algoritmos desarrollados en el citado proyecto (apéndice 1).

Las características del hospital (hospital de atención, camas instaladas, docencia MIR y terciarismo) se obtuvieron de la Encuesta de Establecimientos Sanitarios en régimen de internado (EESRI) para el año 2006.<sup>14</sup>

### **Análisis**

Una vez estimado el exceso de consumo de recursos (estancia media) de forma estratificada (para cada variable predictora), se estimó el exceso de estancia mediante métodos de análisis multivariante: a) regresión lineal multinivel; y, b) regresión lineal con casos y controles apareados y corrección del efecto cluster. En ambas técnicas se modelaron el efecto de la edad del paciente, el sexo, la comorbilidad, la severidad, y las características del hospital, anteriormente mencionadas.

La decisión de utilizar dos técnicas analíticas viene de la advertencia señalada por algunos autores de la desigual prevalencia de registros con evento y sin evento adverso. En nuestro trabajo, por ejemplo, el número de pacientes con evento alcanza los 9.300 mientras que el número de pacientes sin evento es de alrededor de 1,6 millones. Esta desigual prevalencia conlleva dos problemas analíticos: sobre-representación de uno de los valores y sobre-potencia estadística.

<sup>6,15,16</sup> En este sentido es de esperar, que la regresión lineal múltiple multinivel, obtenga valores de predicción más extremos, mientras que la regresión lineal múltiple sobre datos apareados, resultará más conservadora.

### *Regresión lineal múltiple multinivel*

Se estimó mediante modelo de regresión multivariante con selección “hacia delante” de las variables, método por pasos que contrasta la entrada basándose en la significación del estadístico. Como nivel de significación se tomó 0,05 y aquellas variables con valor superior se extrajeron del modelo.

Como la estancia –variable dependiente del modelo- no sigue una distribución normal, se modelizó el logaritmo de la misma. La variable explicativa fundamental (sufrir TEP-TVP) se modelizó junto a edad, sexo, comorbilidad (el índice de Elixhauser) y severidad –riesgo de muerte- como variable del paciente, y número de camas, docente y terciario como variables del hospital. Todas ellas tomadas como efecto fijo.

Una vez seleccionado el modelo más parsimonioso -la razón del logaritmo de la verosimilitud fue el test de bondad de ajuste utilizado para adoptar el modelo final- se modelizó el efecto cluster que presumiblemente presentan los pacientes tratados dentro de cada hospital. Se postula así la hipótesis de que los pacientes tienen un comportamiento más homogéneo dentro del hospital en que son tratados, presentando así menos varianza con respecto a la estancia.<sup>17</sup>

Una vez seleccionado el mejor modelo explicativo más parsimonioso, se predijeron los valores de estancia y sus errores estándar, o diferencia entre los valores observados y los valores predichos. La bondad de ajuste del modelo se evaluó testando la hipótesis de normalidad de los residuos.

### Regresión lineal sobre datos apareados

Se empleó una regresión multivariante semejante a la anterior; la diferencia radicó en la muestra utilizada, en la que en lugar de pacientes con y sin evento, cada caso recibió la asignación de 4 controles. El proceso de apareamiento produjo controles semejantes en cuanto a edad (dentro de un intervalo  $\pm 5$  años), sexo, tamaño del hospital (según el total de personal que trabaja en él), comorbilidad (los controles estaban en un rango del 1% alrededor del índice sintético de Elixhauser de los casos a los que se apareaban). Una vez identificados los potenciales controles se seleccionaron aleatoriamente 4 de ellos obteniéndose así 9.473 grupos 1:4 disponibles para el análisis. Los casos sin controles y los que tenían un número inferior a 4 controles se excluyeron del análisis (254 casos excluidos lo que supuso utilizar el 97,39% de las asignaciones). Como variables de hospital se utilizaron camas instaladas, actividad docente y terciarismo, al igual que en el modelo anterior. (En el apéndice 1 se detalla la programación utilizada para la extracción de controles).

No se consideró el apareamiento por grado de severidad de los pacientes, lo que necesariamente hubiera conllevado más casos sin controles. Para controlar este efecto, la severidad del paciente se

consideró más adelante en la modelización de la regresión multivariante.

El efecto cluster esperado en este modelo, tanto por el hecho de tener casos y controles apareados, como el anteriormente mencionado efecto del hospital donde los pacientes son atendidos, obligó a utilizar estimaciones más robustas del error estándar. Se construyeron así, dos modelos, uno para cada efecto cluster a controlar, y se estimaron los valores de estancia derivados del modelo final.

La bondad de ajuste del modelo se evaluó testando la hipótesis de normalidad de los residuos.

#### *Estimación de la diferencia*

Para cada modelo, se calculó el exceso de estancia por paciente en función de tener o no TEP-TVP, y se evaluó si la diferencia era o no estadísticamente significativa mediante una t de Student, para casos apareados en el caso de la técnica con apareamiento.

Los análisis estadísticos se realizaron con el paquete estadístico STATA 11.0 ® Se estableció, en todos ellos, un nivel de significación  $p < 0,05$  como válido para detectar diferencias estadísticamente significativas.

#### *Consideraciones bioéticas*

El trabajo no presenta más problemas éticos que los derivados de la confidencialidad en el manejo de datos automatizados. El grupo investigador dispone de la correspondiente autorización de las instituciones que facilitan la información de los CMDB al alta

hospitalaria. El número de historia, necesario para identificar los reingresos, se solicitó ya modificado mediante un algoritmo que no permite identificar individuos. Adicionalmente, y para mayor seguridad, la base de datos en origen se decodifica en destino nuevamente. Así, la base de datos utilizada esta codificada con un código identificador disociado para cada episodio, con lo que no es posible vulnerar derechos individuales de acuerdo a la Ley Orgánica 15/1999 de Protección de Datos de Carácter Personal. Por esta razón el estudio no precisó de la autorización del Comité Ético de Investigación Clínica de Aragón para su realización.

La autora del trabajo y su tutor trabajan para una institución pública dependiente del Sistema Sanitario Público objeto del presente trabajo. Ambos declaran no tener conflictos de interés en relación con el mismo.

## RESULTADOS

De los 1,5 millones de altas consideradas elegibles para este estudio, 6.941 presentaban TEP-TVP, lo que supone una incidencia de 4,5 altas por cada 1.000 a riesgo en los 2 años analizados.

Como puede observarse en la tabla 5, la diferencia de estancia entre las altas con TEP-TVP y sin el evento adverso es de 13,46 días. Considerando la mezcla de pacientes que componen el indicador-embolismo, tromboflebitis y trombosis- se observa que la diferencia en días oscila entre 11,8 días más si se sufre un embolismo y 16,37 días más si se sufre una trombosis, estando en 13,09 días el exceso de estancia en las altas que presentaron tromboflebitis.

Con respecto a la edad, se observa que la diferencia de la estancia es menor conforme va aumentando la edad, con un exceso de estancia de 16,16 días en los más jóvenes frente a 10,23 días de exceso en los mayores. Alrededor de 13 días de exceso de estancia se observa en hombres y mujeres, y consistentemente a mayor comorbilidad y severidad de los pacientes, el exceso de estancia debido a tener el evento adverso disminuye: de 16,16 días en pacientes sin comorbilidad a 10,23 en pacientes con valores de Elixhauser por encima de la mediana de la distribución; o de 12,22 días en pacientes no severos a 8,87 días en aquéllos cuya riesgo de muerte es moderado-alto.

En relación con las variables del hospital, se observa que los hospitales más grandes, con alta tecnología o docentes son aquéllos que tienen un exceso de estancia mayor que el resto.

**Tabla 5**  
**Análisis estratificado**  
**Exceso de estancia en función de la existencia de TEP-TVP**

	<b>No TPE/TVP</b> media(sd) n=1.541.804	<b>TPE/TVP</b> media(sd) n=6.941	<b>Diferencia*</b>
<b>Variable principal</b>			
Todos los casos de TPE/DTV	9,99 (12,39)	23,45 (24,87)	-13,46
Casos de Embolismo	10,02 (12,46)	21,82(22,95)	-11,8
Casos de Tromboflebitis	10,03(12,47)	23,12 (25,95)	-13,09
Casos de Trombosis	10,02 (12,45)	26,39 (26,80)	-16,37
<b>Otras variables de paciente</b>			
<b>Edad</b>			
18 a 39 años	7,13 (11,50)	31,76 (38,07)	-24,63
40 a 64 años	9,09 (12,58)	25,93 (28,81)	-16,84
65 o mayor	11,46 (12,29)	21,73 (21,19)	-10,27
<b>Sexo</b>			
Hombre	10,59 (13,24)	23,95 (26,49)	-13,36
Mujer	9,32 (11,34)	22,92 (23,01)	-13,6
<b>Elixhauser</b>			
0: valores 0	7,65 (9,81)	23,81 (27,57)	-16,16
1: valores < mediana	10,44(12,43)	22,08(23,55)	-11,64
2: valores >=mediana	14,01(15,35)	24,24 (24,13)	-10,23
<b>Severidad</b>			
1: mortalidad baja	7,59 (8,70)	19,81 (21,10)	-12,22
2: mortalidad media-alta	15,43 (16,93)	24,30 (25,59)	-8,87
<b>VARIABLES DE HOSPITAL</b>			
<b>Número de camas</b>			
12 a 167	7,82 (8,44)	16,58 (17,27)	-8,76
168 a 456	8,66 (9,92)	20,08 (21,28)	-11,42
457 a 1570	10,73 (13,47)	25,38 (26,42)	-14,65
<b>Docente</b>			
No	8,57 (9,49)	16,92 (18,09)	-8,35
Si	10,13 (12,64)	24,22 (25,44)	-14,09
<b>Terciario</b>			
No	8,91 (10,13)	20,19 (19,59)	-11,28
Si	10,64 (13,53)	25,49 (27,46)	-14,85

\* En todos los estratos la t de Student resultó significativa para  $p < 0,05$

Observado el efecto de cada estrato, en las siguientes tablas se muestran los resultados para los dos métodos multivariante modelizados: modelo general de regresión lineal múltiple multinivel y modelo de regresión lineal múltiple para casos-controles apareados.

### **Regresión lineal múltiple multinivel**

Como se observa en la tabla 6, tras sucesivos modelos, empezando por el efecto hospital y acabando por el más complejo en el que se modelizan las variables del paciente y las variables del hospital, el exceso de días de estancia se asocia de forma independiente con tener o no tener el evento adverso ( $\beta=0,52$  o  $1,68$  días), y además con tener más edad ( $\beta=0,0056$  o  $1$  día), ser mujer ( $\beta=-0,019$  o  $0,99$  días), tener mayor comorbilidad ( $\beta=0,19$  o  $\beta=0,30$ ,  $1,21$  días y  $1,35$  días respectivamente-) si se trata de pacientes con un índice sintético por debajo o por encima de la mediana), tener mayor severidad clínica ( $\beta=0,71$  o  $2,03$  días) aunque en interacción con la comorbilidad, a mayor severidad se produce menor exceso de días de estancia ( $\beta=-0,24$  o  $0,79$  días y  $\beta=-0,28$  o  $0,76$  días, a mayor grado de comorbilidad y severidad) y con la mayor capacidad instalada de hospitales ( $\beta=0,09$  o  $1,09$  días si se trata de centro medianos, y  $\beta=0,23$  o  $1,26$  días si se trata de centro de más de 457 camas). Las variables "docente" y "terciario" no fueron estadísticamente significativas y por tanto no se presentan en los modelos. Una vez ajustadas todas las variables del modelo de efectos fijos, se observa como el efecto cluster explicaría el 3% de la varianza restante, reduciéndose con respecto al ya moderadamente bajo valor de 6% que mostraba en el modelo 1.

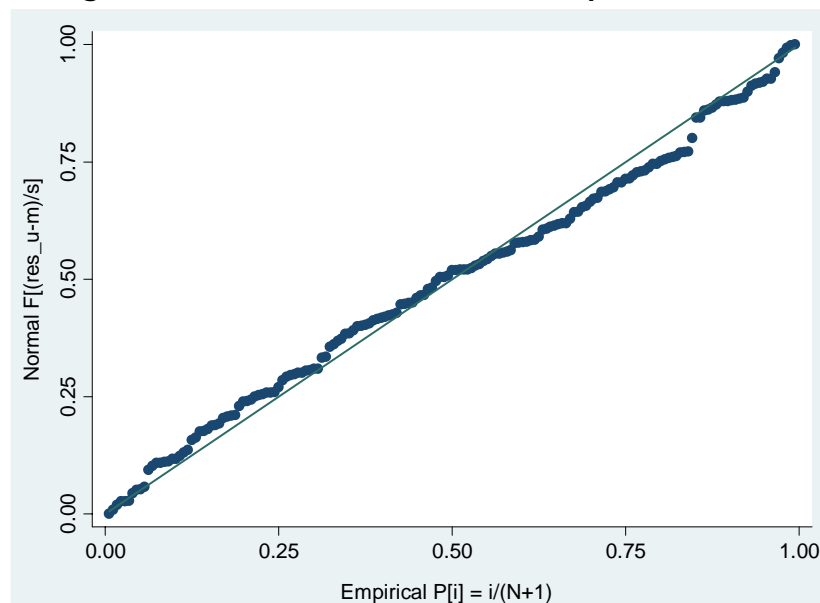


**Tabla 6 Modelo multinivel: Factores asociados al exceso de estancia**

<b>Exceso de estancia</b>	<b>Modelo1 Efecto hospital</b>	<b>Modelo 2 Variables de paciente</b>	<b>Modelo 3 Más efecto capacidad</b>
<b>VARIABLES DEL PACIENTE (β coeff. , 95% CI)</b>			
Constante	1,83 (1,79, 1,86)	1,22 (1,20, 1,25)	1,12 (1,08, 1,15)
<b>Psi12</b> (PTE post o TVP)		0,52 (0,50, 0,54)	0,52 (0,5, 0,54)
<b>Edad</b>		0,0056 (0,0055, 0,0057)	0,0056 (0,0056, 0,0057)
<b>Sexo</b>			
Hombre		-	-
Mujer		-0,019 (-,021, -0,019)	-0,019 (-,021, -0,017)
<b>Elixhauser</b>			
0: valores 0		-	-
1: valores < mediana		0,19 (0,18, 0,19)	0,19 (0,18, 0,19)
2: valores >= mediana		0,30 (0,29, 0,31)	0,30 (0,29, 0,30)
<b>Severidad</b>			
1: mortalidad baja		-	-
2: mortalidad media-alta		0,71 (0,70, 0,72)	0,71 (0,70, 0,72)
<b>Elixhauser* Severidad</b>			
Elix=1* Severidad =2		-0,24 (-,25, -0,23)	-0,24 (-,25, -0,23)
Elix=2* Severidad =2		-0,28 (-0,28, -0,27)	-0,28 (-0,28, -0,27)
<b>VARIABLES DE HOSPITAL</b>			
<b>Número de camas</b>			
12 a 167			-
168 a 456			0,09 (0,03, 0,14))
457 a 1570			0,23 (0,18, 0,28)
<b>Medidas de variación o clustering</b>			
Varianza del nivel hospital (SE)	0,05	0,03	0,02
Rho	0,06	0,04	0,03

Los residuos derivados del modelo más parsimonioso mostraron una distribución normal (figura 1), prueba de la buena calibración del modelo.

**Figura 1: Residuos del modelo más parsimonioso**



### **Regresión lineal múltiple apareada**

En cuanto al modelo casos-contróles apareado (tabla 7), el exceso de estancia se relacionó de forma independiente con la presencia de evento adverso ( $\beta=0,49$  o 1,63 días), aumentando para los pacientes con mayor severidad ( $\beta=0,55$  o 1,73 días), siendo asimismo dependiente de las camas instaladas ( $\beta=0,09$  o 1,10 días en los hospitales intermedios y  $\beta=0,26$  o 1,30 días en los hospitales de más de 457 camas).

Entre los dos modelos, el primero estimando el error estándar de forma robusta a través de la la consideración de cluster dentro de

cada par 1:4, y el segundo considerando el cluster de los pacientes de un mismo hospital, apenas se observaron diferencias en la estimación del error estándar, siendo los intervalos de confianza algo más amplios en el modelo en el que se consideró el cluster en función del hospital de tratamiento.

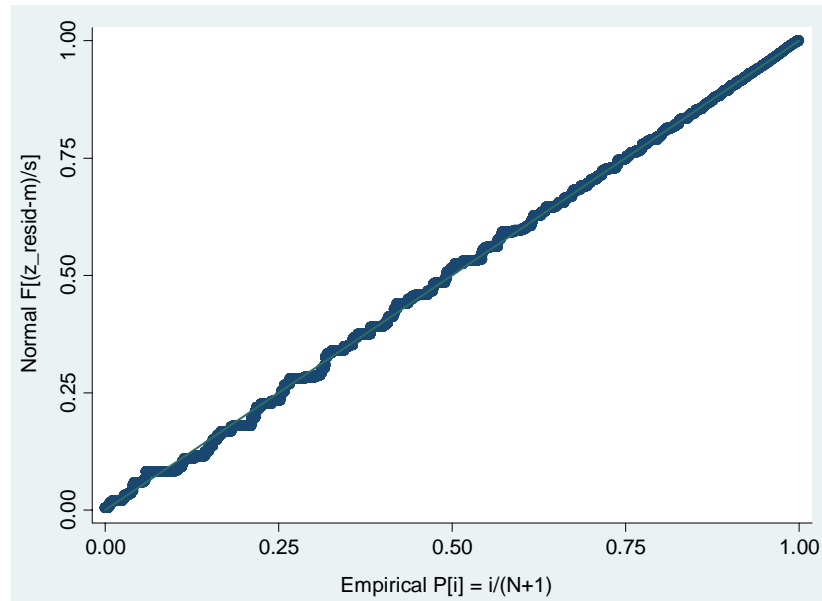
**Tabla 7**  
**Factores asociados al exceso de estancia, modelo apareado**

<b>Exceso de estancia</b>	<b>Modelo 1 (cluster:pares 1:4)*</b>	<b>Modelo 2 (cluster, hospital)*</b>
Variables del paciente ( $\beta$ coeff. , 95% CI)		
Constante	1,64 (1,61, 1,68)	1,65 (1,59, 1,70)
<b>TEP-TVP**</b>	0,49 (0,47, 0,52)	0,49 (0,46, 0,53)
<b>Severidad</b>		
1: mortalidad baja	-	-
2: mortalidad media-alta	0,55 (0,53, 0,57)	0,55 (0,52, 0,58)
Variables de hospital		
<b>Número de camas</b>		
12 a 167	-	-
168 a 456	0,09 (0,06, 0,13)	0,09 (0,03, 0,16)
457 a 1570	0,26 (0,23, 0,29)	0,26 (0,19, 0,32)

\* Los errores estándar se modelaron de forma robusta. En el modelo 1 mediante el análisis del efecto cluster en cada agrupación caso-control 1:4. En el modelo 2, modelando el efecto de cluster que produce cada hospital. \*\* La variable representa el coeficiente beta para el conjunto de los pares (1:4) de la muestra

Ambos modelos explicaron el 25% de la variación, según el coeficiente de determinación estimado, y los residuos mostraron buena calibración, como se observa en la figura 2.

Figura 2: Distribución de residuos modelo cluster:hospital



### **Exceso de estancia estimado**

La tabla 8 detalla las diferencias que los distintos modelos estimados tienen en cuanto a la predicción del exceso de estancia atribuible a la aparición de TEP-TVP considerando el efecto del resto de variables. Como se observa la estimación para el modelo apareado resulta más conservadora, 8,19 días de exceso en los pacientes que sufren el evento adverso, diferencia de 1,34 días menos si se compara con el modelo de efectos fijos, modelo que obviaría como relevante el 3% de efecto cluster encontrado en el modelo multinivel.

**Tabla 8**  
**Exceso de estancia media atribuible a la presencia de TEP-TVP**

		Ausencia TPE-TVP	Presencia TPE-TVP	Diferencia
Modelo multinivel	Crudo	9,99	23,45	-13,46
	Modelo efectos fijos	6,63	16,16	-9,53
	Modelo conjunto	6,61	16,02	-9,41
Modelo apareado	Crudo	12,88	22,32	-9,44
	Ajustado	8,79	16,98	-8,19

## DISCUSIÓN

En este trabajo sobre más de 1,5 millones de altas hospitalarias se ha observado como, con independencia del método de análisis, sufrir TEP o TVP incrementa el exceso de estancia (tabla 8), aunque este exceso también se ve influido por la edad de los pacientes, su sexo, la comorbilidad con la que son ingresados, la gravedad de la enfermedad que padecen y en cierta medida, el hospital en el que son atendidos. Observando los coeficiente  $\beta$  estandarizados de la regresión lineal generalizada, una estimación independiente de la escala en la que las variables son medidas, la gravedad de los pacientes ( $\beta=0,38$  o 1,46 días), la mayor comorbilidad ( $\beta=0,14$  o 1,15 días o  $\beta=0,09$  o 1,09 días, según mediana), la atención en hospitales con más de 457 camas ( $\beta=0,13$  o 1,14 días), la interacción de comorbilidad y gravedad ( $\beta=-0,12$  o 0,89 días) y la edad ( $\beta=0,12$  o 1,13 días), precedieron a la presencia de evento adverso en la producción de exceso de estancia ( $\beta=0,04$  o 1,04 días). Por su parte, en el modelo apareado la severidad de los pacientes ( $\beta=0,30$  o 1,35 días) precedió a la presencia del evento, que tendría un coeficiente estandarizado de 0,21 o 1,23 días.

El hecho de que la aportación específica del evento adverso sea relativamente baja, junto con el hecho de que las consecuencias de su aparición modificarán necesariamente el score de severidad del paciente afectado, sugiere que ambas variables no son independientes, y que el exceso de estancia real provendría de la “interacción” de ambos factores.

### **Discusión sobre las técnicas utilizadas**

Además de la estimación del exceso de estancia, este trabajo tenía por objeto comparar los estimados en función de dos técnicas –un método multinivel, siguiendo un modelo lineal generalizado y un método con apareamiento para reducir el riesgo de sobre-representación de las altas sin evento adverso y evitar la sobre-potencia estadística.

Como era de esperar, el método apareado produjo una estimación más conservadora del exceso de estancia y aparentemente debido a un efecto de suavizado sobre los pacientes sin evento adverso, si se compara con la escasa diferencia de la estimación para los pacientes con evento adverso (alrededor de 16 días de estancia). (Tabla 8)

Sin embargo, y a priori, el modelo multinivel nos ofrece como ventaja modelizar la variación atribuible al hospital donde el paciente es atendido, un paso más allá de la estimación robusta del error estándar que se obtiene en la regresión lineal para casos apareados, y que tiene mayor significación desde el punto de vista del uso de estos indicadores en gestión sanitaria.

Para tratar de reducir la extra-variación debida a la gran diferencia entre altas con y sin evento adverso, se recalibraron los modelos: a) considerando la propensión a tener un evento adverso en lugar de utilizar la existencia o no del mismo y, b) incorporando la estratificación por APR-DRG.

Los modelos obtenidos (tabla 9), que mejoraron la capacidad explicativa de los previos ( $r^2=0,27$ ), modificaron sustancialmente el estimado de exceso de estancia; así en el modelo con propensión a

tener evento adverso el exceso de estancia fue de 4,3 días (5 días menos de lo estimado en el modelo multinivel); tras añadir la estratificación por APR-DRG, el exceso de estancia estimado alcanzado se redujo a 3,9 días, siendo la estimación más conservadora de todas.

Esta modificación del estimado tan sustancial, junto con lo señalado con respecto a los *beta estandarizados*, sugiere que el propensity score captura mejor que el modelo con variables separadas, la idea de que evento adverso y severidad no son variables independientes.

**Tabla 9**  
**Recalibración del modelo multinivel con Propensity score y Estratificación por APR-DRG**

Exceso de estancia	Modelo (Propensity Score)	Modelo con estratificación APR-DRG
Variables del paciente ( $\beta$ coeff. , 95% CI)		
Constante	3,62 (3,59, 3,67)	3,44 (3,41, 3,48)
<b>Propensity Score (log)</b>	0,312 (0,310, 0,313)	0,287 (0,286 ,0,289)
<b>Peso APR</b>		
1: 0,07 a 0,45 (Menor)		-
2: 0,46 a 0,60		-0,242 (-0,246, 0,238)
3: 0,61 a 0,79		-0,092 (-0,096, -0,088)
4: 0,80 a 1,30		0,467 (0,463, 0,471)
5: 1,31 a 12,67 (Mayor)		0,477 (0,473, 0,481)
Variables de hospital		
<b>Número de camas</b>		
12 a 167	-	-
168 a 456	0,08 (0,03, 0,14)	0,06 (0,005, 0,11)
457 a 1570	0,22 (0,17, 0,28)	0,14 (0,09, 0,19)
<b>Medidas de variación o clustering</b>		
Varianza del nivel hospital (SE)	0,15	0,14
Rho	0,04	0,03

Esta modificación del estimado de exceso de estancia para los modelos multinivel, y que pretendía reducir los riesgos señalados



anteriormente, no fue equivalente al estratificar por APR-DRG los modelos pareados. En la tabla 10, se presentan los modelos estimados cuyo coeficiente de determinación alcanzó el 24%. La estimación del exceso de estancia no difirió de lo estimado previamente: 8,04 días comparados con los 8,19 días estimados en el modelo previo (tabla 8).

**Tabla 10**  
**Modelos pareados incorporando el efecto de la estratificación por APR-DRG**

Exceso de estancia	Modelo 1 (cluster 1:4)*	Modelo 2 (cluster, hospital)*
Variables del paciente ( $\beta$ coeff., 95% CI)		
Constante	1,48 (1,45, 1,52)	1,48 (1,43, 1,54)
<b>TEP-TVP**</b>	0,51 (0,48, 0,53)	0,51 (0,47, 0,54)
<b>Severidad</b>		
1: mortalidad baja	-	-
2: mortalidad media-alta	0,63 (0,61, 0,65)	0,63 (0,61, 0,66)
<b>Peso APR</b>		
1: 0,07 a 0,45 (Menor)	-	-
2: 0,46 a 0,60	-0,08 (-0,10, -0,05)	-0,08 (-0,10, -0,05)
3: 0,61 a 0,79	-0,03 (-0,06, 0)	-0,03 (-0,06, 0,002)
4: 0,80 a 1,30	0,42 (0,39, 0,44)	0,42 (0,38, 0,45)
5: 1,31 a 12,67 (Mayor)	0,47 (0,45, 0,50)	0,47 (0,44, 0,51)
Variables de hospital		
<b>Número de camas</b>		
12 a 167	-	-
168 a 456	0,06 (0,03, 0,09)	0,06 (-0,001, 0,13)
457 a 1570	0,18 (0,15, 0,21)	0,06 (-0,12, 0,24)

\* Los errores estándar se modelaron de forma robusta. En el modelo 1 mediante el análisis del efecto cluster en cada agrupación caso-control 1:4. En el modelo 2, modelando el efecto de cluster que produce cada hospital. \*\* La variable representa el coeficiente beta para el conjunto de los pares (1:4) de la muestra

### **Amenazas a la validez**

A las habituales de un diseño observacional transversal, hay que añadir las clásicas de los estudios sobre la calidad de los servicios

basados en datos administrativos,<sup>18,19</sup> en particular, los problemas de información y la eventual heterogeneidad con la que los sujetos de estudio son clasificados para las variables dependiente, e independientes.

Así por ejemplo, con respecto a la clasificación de los factores de exposición individual, las variables utilizadas para determinar el riesgo de cada paciente (edad, el sexo, la comorbilidad, severidad, etc.) podrían provocar sesgos de clasificación diferencial si los hospitales codificasen de forma diferente por causa del tipo de paciente que atienden, por ejemplo en las altas en las que el paciente muere.<sup>20</sup> Más allá de que en nuestro estudio este fenómeno particular no amenaza su validez al haber prescindido de los casos con muerte, dos fuentes de mala-clasificación deben ser evaluadas: la clasificación del evento adverso, variable explicativa principal, y la clasificación de los factores que se utilizan en el ajuste de riesgo: comorbilidad y severidad, muy dependientes del número de diagnósticos secundarios codificados.

### **Mala-clasificación del evento adverso**

A pesar de que la definición de los indicadores de seguridad de pacientes, y de TEP-TVP en particular, tratan de disminuir los riesgos de falsos positivos y negativos,<sup>4</sup> investigación reciente muestra valores de sensibilidad relativamente bajos [58% (IC95%: 51% - 64%)].<sup>21</sup> En un reciente trabajo de validación de criterio para el indicador español, la sensibilidad fue de 66,7% (IC95% 35,8% - 97,5%) y la especificidad de 99,8% (IC95% 99,6% - 99,9%).<sup>22</sup>

En el citado trabajo, se destacan como causa de los casos clasificados como falsos negativos, casos que afectaron a la moderadamente baja

sensibilidad y al valor predictivo de prueba positiva, la no contabilización de reingresos en las dos semanas posteriores tras una intervención quirúrgica. Aunque contabilizásemos una tasa de reingresos del 10%, muy superior al 4% referido en algún trabajo,<sup>23</sup> la reclasificación de falsos negativos en verdaderos positivos apenas mejoraría el valor predictivo de la prueba positiva (hasta un 41%), por lo que no podemos descartar un cierto sesgo de clasificación de los casos, que en todo caso infraestimaría en alguna medida el diferencial de estancia.

### **Efecto del número de diagnósticos codificados**

La segunda amenaza a la validez afectaría a las variables utilizadas para cuantificar la comorbilidad o la severidad de los pacientes, tan importantes como se han mostrado en los modelos estimados, ya que éstas son dependientes del número de diagnósticos secundarios registrados y codificados. Puesto que registro y codificación son procesos que pueden resultar endógenos para cada hospital, se exploró si el efecto del número medio de diagnósticos secundarios modificaba los modelos estimados. Como se observa en la tabla 11, aunque en efecto, el número de diagnósticos persiste en los modelos, su incorporación no modificó, ni los estimados de morbilidad y severidad, ni el efecto cluster de hospital, ni la estimación final del exceso de estancia –diferencia de 9.53 días.

### **Implicaciones**

Con independencia de las diferencias en estimación del exceso de estancia, que pueden oscilar entre 3 días en la estimación más conservadora y 9 días en la menos conservadora, lo que se muestra en este trabajo es que, más allá de la edad del paciente, de sus condiciones clínicas, y de las características del hospital donde es atendido, la aparición de un evento adverso atribuible a los cuidados incrementa su estancia y, en consecuencia el consumo de recursos asociados.

Si consideramos que el coste medio por día de estancia es 648,83 euros [este dato se obtuvo empíricamente de los estudios publicados en el Atlas sobre costes de hospitalización en España para datos de 2002,<sup>24</sup> y este coste fuese homogéneo para los días de estancia de un paciente sin evento y con evento adverso a lo largo de su estancia (hipótesis conservadora), el exceso de coste atribuible a la presencia de evento adverso sería de 6.105,5 euros en la estimación menos conservadora y 2.595 euros en la más conservadora. Asumiendo un número de casos de TEP-TVP constante cada año para los hospitales del estudio, el exceso global de gasto evitable debido a su aparición sería de 21 millones de euros, o de 9 millones de euros al año, según la estimación elegida.

**Tabla 11**  
**Modelo multinivel incorporando el efecto del número de diagnósticos**

Exceso de estancia	$\beta$ coeff. (95% CI)
<b>VARIABLES DEL PACIENTE</b>	
Constante	1,10 (1,05, 1,13)
Psi12(PTE post o TVP)	0,48 (0,46, 0,50)
<b>Edad</b>	0,00489 (0,00481, 0,0049)
<b>Sexo</b>	
Hombre	-
Mujer	-0,006 (-0,008, -0,003)
<b>Elixhauser</b>	
0: valores 0	-
1: valores < mediana	0,05 (0,05, 0,06)
2: valores $\geq$ mediana	0,05 (0,04, 0,06)
<b>Severidad</b>	
1: mortalidad baja	-
2: mortalidad media-alta	0,52 (0,51, 0,53)
<b>Elixhauser* Severidad</b>	
Elix=1* Severidad =2	-0,17 (-0,18, -0,16)
Elix=2* Severidad =2	-0,11 (-0,12, -0,10)
<b>Número de diagnósticos</b>	
0: menos de 4	-
1: 4 o más	0,36 (0,35, 0,37)
<b>VARIABLES DE HOSPITAL</b>	
<b>Número de camas</b>	
12 a 167	-
168 a 456	0,08 (0,03, 0,13)
457 a 1570	0,22 (0,16, 0,27)
<b>MEDIDAS DE VARIACIÓN O CLUSTERING</b>	
Varianza del nivel hospital (SE)	0,02
Rho	0,03

## CONCLUSIONES

El exceso de estancia en las altas con TEP-TVP osciló según los modelos entre los 3,9 días y los 9,5 días. Aunque se pueden descartar parte de las más importantes amenazas a la validez del trabajo, no es posible diferenciar que parte de la severidad de los pacientes es basal –viene con ellos- y qué parte es consecuencia del evento adverso; esto afectaría al estimado final y probablemente es la razón de las diferencias encontradas.

El método que produjo la estimación más conservadora fue el método multinivel que utilizó la propensión a tener evento adverso y estratificación por DRG como mecanismos para reducir la extra-variación y el exceso de poder estadístico derivado de la enorme diferencia entre altas con y sin evento adverso. Éste fue, de hecho, más conservador que el método con apareamiento, para el que se esperaba esta propiedad.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 
- <sup>1</sup> Stephen F. Jencks, M.D., M.P.H., Mark V. Williams, M.D., and Eric A. Coleman, M.D., M.P.H. Rehospitalizations among Patients in the Medicare Fee-for-Service Program. *N Engl J Med* 2009; 360:1418-1428.
- <sup>2</sup> Aranaz JM, Limón R, Requena J, Gea MT, Núñez V, Bermúdez MI, y el Grupo de trabajo del Proyecto IDEA\* Incidencia e impacto de los efectos adversos en dos hospitales *Rev Calidad Asistencial*. 2005; 20(2):53-60.
- <sup>3</sup> Estudio Nacional sobre los Efectos Adversos Ligados a la Hospitalización (Informe Febrero 2006). Ministerio de Sanidad y Consumo. 2006: Madrid. 169pp.
- <sup>4</sup> Agency for Healthcare Research and Quality, AHRQ. National Healthcare Quality Report, 2006; Accedido el 13 de Julio de 2011. <http://www.ahrq.gov/qual/nhqr06/nhqr06.htm>
- <sup>5</sup> Jiang HJ, Friedman B, Begun JW. Factors associated with high-quality/low-cost hospital performance. *J Health Care Finance*. 2006;32(3):39-52.
- <sup>6</sup> Rivard PE, Luther SL, Christiansen CL, Shibe Zhao, Loveland S, Elixhauser A, et al. Using patient safety indicators to estimate the impact of potential adverse events on outcomes. *Med Care Res Rev*. 2008 Feb;65(1):67-87.

---

<sup>7</sup> Bernal-Delgado E. Validation of Patient Safety Indicators (PSIs) for the Spanish National Health System. Summary 2008. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo; 2008.

<sup>8</sup> Atlas de Variaciones de la Práctica Médica (Atlas VPM), Accedido el 26 de Julio de 2011. <http://www.atlasvpm.es/avpm/>

<sup>9</sup> Agency for Healthcare Research and Quality. (2003). Patient safety indicators SAS software documentation, Version 2.1 Rev 1. Rockville, MD; Author.

<sup>10</sup> Iezzoni, L. I. (Ed.) (2003). Risk adjustment for measuring health care outcomes (3rd ed.). Chicago: Health Administration Press.

<sup>11</sup> Charlson ME, Pompei P, Ales KL, MacKenzie CR. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. J Chron Dis 1987; 40: 373-383.

<sup>12</sup> Elixhauser A, Steiner C, Harris DR, Coffey RM Comorbidity measures for use with administrative data. Med Care 1998; 36:8-27.

<sup>13</sup> Southern DA, Quan H, Ghali WA Comparison of the Elixhauser and Charlson/Deyo Methods of Comorbidity Measurement in Administrative Data Med Care 2004; 42: 355-360.

<sup>14</sup> Encuesta de Establecimientos Sanitarios en Régimen de Internado (ESCRI). Accedido el 26 de Julio de 2011.



---

<http://www.msps.es/estadEstudios/estadisticas/estadisticas/microdatos/frmBusquedaMicrodatos.jsp>

<sup>15</sup> Zhan C, Miller MR. Excess length of stay, charges, and mortality attributable to medical injuries during hospitalization. *Journal of the American Medical Association* 2003; 290(14): 1868-1874.

<sup>16</sup> Bates, D. W., Spell, N., Cullen, D. J., Burdick, E., Laird, N., Petersen, L. A., et al. The costs of adverse drug events in hospitalized patients. *Journal of the American Medical Association*. 1997;277(4): 307-311.

<sup>17</sup> Merlo J, Chaix B., Yang M., Lynch J., Råstam L., A brief conceptual tutorial on multilevel analysis in social epidemiology: interpreting neighbourhood differences and the effect of neighbourhood characteristics on individual health. *J Epidemiology Community Health* 2005 Dec; 59(12): 1022-8.

<sup>18</sup> Iezzoni LI, Daley J, Heeren T, Foley SM, Fisher ES, Duncan C, et al. Identifying complications of care using administrative data. *Med Care*. 1994 Jul; 32(7): 700-15.

<sup>19</sup> Iezzoni LI, Foley SM, Heeren T, Daley J, Duncan CC, Fisher ES, et al. A method for screening the quality of hospital care using administrative data: preliminary validation results. *QRB Quall Rev Bull*. 1992 Nov; 18(11): 361-71.

---

<sup>20</sup> Librero J, Peiró S, ¿Previenen las enfermedades crónicas la mortalidad intrahospitalaria? Paradojas y sesgos en la información sobre morbilidad hospitalaria. Gac Sanit 1998;12:195-202.

<sup>21</sup> Romano PS, Mull HJ, Rivard PE, Zhao S, Henderson WG, Loveland S, Tsilimingras D, Christiansen CL, Rosen AK. Validity of selected AHRQ patient safety indicators based on VA National Surgical Quality Improvement Program data. Health Serv Res. 2009 Feb;44(1):182-204. Epub 2008 Sep 17.

<sup>22</sup> Documento de trabajo del grupo Atlas VPM. Validación de criterio de los indicadores de seguridad de pacientes (Patient Safety Indicators) Accedido el 26 de Julio de 2011.

<http://www.atlasvpm.es/avpm/nodoUser.navegar.do?idObjeto=50&hijos=462&indice=1&subindice=1&marcado=1&viene de=ppal>

<sup>23</sup> Salvador Peiró Moreno, Jorge García-Petit, Enrique Bernal Delgado, M. Ridao López, Julián Librero López. El gasto hospitalario poblacional variaciones geográficas y factores determinantes. Presupuesto y gasto público, ISSN 0210-5977, N° 49, 2007 , págs. 193-209.

<sup>24</sup> García Ortega C, Almenara Barrios J, García Ortega JJ. Tasa de reingresos en un hospital regional. Rev Esp Salud Publica. 1998 Mar-Apr; 72(2):103-10.