
**Análisis del exceso de
consumo de recursos en
pacientes con enfermedad
tromboembólica tras
cirugía, infección por uso
de dispositivo vascular
postoperatorio o sepsis
post-quirúrgica en el
Sistema Nacional de Salud**

Enrique Bernal Delgado
Natalia Martínez Lizaga
Micaela Comendeiro Maaløe | Ester Angulo Pueyo
Manuel Ridao López

Ayudas a la investigación 2012

AUTORES

Enrique Bernal Delgado

Investigador principal del estudio, es doctor en Medicina, investigador principal de la Unidad de Investigación en Políticas y Servicios de Salud (ARiHSP) del Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud (IACS), es miembro fundador del grupo Atlas de Variaciones en la Práctica Médica del Sistema Nacional de Salud. Ha participado previamente como investigador principal y como investigador colaborador en diversos proyectos con financiación del Plan Nacional I+D+I (FIS) y tiene demostrada capacidad de publicación en revistas científicas. Es, asimismo, el investigador principal del ECHO (European Collaboration for Health Care Optimization). European Commission SEVENTH FRAMEWORK PROGRAMME UE.

Natalia Martínez Lizaga

investigador colaborador del estudio, graduada en Estadística Aplicada(UAB), Master en Salud Pública (UZ) y Diplomada en Estadística (UZ) esta especializada en gestión y análisis de datos, así como en resultados de salud e implicaciones. Actualmente, como miembro de la Unidad de Investigación en Políticas y Servicios de Salud (ARiHSP) del Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud (IACS), forma parte del grupo investigador de los proyectos: ECHO (European Collaboration for Healthcare Optimization), RETIC (Servicios de Salud Orientados a Enfermedades Crónicas), Proyecto CoNoCE (Costes de la No Calidad en España), Evolución espacio-temporal de las variaciones injustificadas de la práctica médica.

Micaela Comendeiro Maaløe

Investigador colaborador del estudio, licenciada en Administración y Dirección de Empresas (UIB), Experta Universitaria en Economía de la Salud (UIB) y Máster en Economía de la Salud y del Medicamento (UPF), está especializada en el análisis microeconómico de resultados en salud e implicaciones, tanto para el sector como en términos de Bienestar Social. Actualmente, como miembro de la Unidad de Investigación en Políticas y Servicios de Salud (ARiHSP) del Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud (IACS), forma parte del grupo investigador de los proyectos: ECHO (European Collaboration for Healthcare Optimization) y WP4 para la CHRODIS JA (Joint Action addressing chronic diseases and promoting healthy ageing across the life cycle). Al mismo tiempo, forma parte del equipo docente del Departamento de Economía Aplicada de la Universidad de las Islas Baleares.

Ester Angulo Pueyo

Investigadora colaborador del estudio. Doctora en Biología por la Universidad de Barcelona (UB) y Máster en Farmacoeconomía y Economía de la Salud (UPF). Investigadora en la Unidad de Investigación en Políticas

y Servicios de Salud (ARiHSP) del Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud (IACS) en los proyectos: ECHO (European Collaboration for Healthcare Optimization), Evolución espacio-temporal de las variaciones injustificadas de la práctica médica en el SNS y CHRODIS JA (Joint Action addressing chronic diseases and promoting healthy ageing across the life cycle).

Manuel Ridao López

Investigador colaborador del estudio, es economista y master en economía de la salud, investigador de la Unidad de Investigación en Políticas y Servicios de Salud (ARiHSP) del Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud (IACS), es miembro del grupo Atlas de Variaciones en la Práctica Médica del Sistema Nacional de Salud. Ha participado previamente como investigador colaborador en diversos proyectos con financiación del Plan Nacional I+D+I (FIS).

AGRADECIMIENTO Y DESCARGO DE RESPONSABILIDAD

Para la realización de este estudio las Comunidades Autónomas han cedido los datos al Proyecto Variaciones en la Práctica Médica del Sistema Nacional de Salud (VPM-SNS) que esta financiado por la Red de Investigación en Servicios de Salud en Enfermedades Crónicas (REDISSEC), el Instituto de Salud Carlos III, el Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud-Instituto de Investigación Sanitaria Aragón y la Fundación IISS.

La mayor parte de los miembros del Grupo VPM-SNS trabajan en instituciones dependientes de los Departamentos de Salud de las Comunidades Autónomas participantes en el Proyecto VPM-SNS. Estos Departamentos de Salud o las instituciones participantes, no comparten necesariamente las opiniones de este estudio.

Índice

	Página
RESUMEN	4
INTRODUCCIÓN	4
OBJETIVOS	5
METODOLOGÍA	5
Diseño	5
Población a estudio y ámbito de estudio	5
Variable dependiente	5
Variables predictoras	5
Fuentes de datos	6
Análisis	6
RESULTADOS	8
Infección debida a uso de dispositivo vascular	8
Tromboembolismo pulmonar y trombosis venosa profunda	9
Sepsis postquirúrgica	11
DISCUSIÓN	11
CONCLUSIONES	13
Implicaciones para la política y gestión sanitaria	13
BIBLIOGRAFÍA	14

RESUMEN

Objetivo: Estimar el exceso de estancia asociado a la aparición de un evento adverso (EA) post-quirúrgicos: infección debida a uso de dispositivo vascular (bacteriemia o BCE), tromboembolismo pulmonar o trombosis venosa profunda (TEP-TVP) o sepsis (SPQ) en pacientes que han recibido una intervención quirúrgica en el mismo episodio.

Métodos: Estudio observacional, transversal, sobre bases de datos clínico-administrativas al alta hospitalaria. Las altas elegidas fueron producidas en los años 2009 y 2010 en los centros hospitalarios de agudos de las 17 comunidades autónomas del SNS español, las cuáles forman parte del proyecto Atlas de Variabilidad de la Práctica Médica en el Sistema Nacional de Salud (Atlas VPM). Una vez estimado el exceso de consumo de recursos (estancia media) de forma estratificada (para cada variable predictora), se estimó el exceso de estancia (en su forma logarítmica) mediante métodos de análisis multivariante, en particular, regresión lineal multinivel donde se modelaron el efecto de la edad del paciente, el sexo, la comorbilidad, y las características del hospital,

Resultados: El exceso de estancia medio fue de 27,6 días, 10,21 días y 14 días en las altas con infección debida a uso de dispositivo vascular, altas con tromboembolismo o trombosis venosa profunda tras la cirugía y altas con sepsis post-quirúrgica en el análisis estratificado. Al modelizar mediante regresión multinivel, el exceso de estancia multiplica por 2,63 días, 1,38 y 1,26 días la estancia basal en las altas con infección debida a uso de dispositivo vascular, altas con tromboembolismo o trombosis venosa profunda tras la cirugía y altas con sepsis post-quirúrgica

Conclusiones: Los eventos adversos están asociados a un incremento significativo de exceso de estancia y de los costes hospitalarios. El CMBD (Conjunto Mínimo Básico de Datos hospitalario) permite hacer una estimación del impacto que esto tiene en los hospitales Españoles.

INTRODUCCION

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 (1) 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 (2), 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 (3) aportó información sobre 5.624 altas hospitalarias, encontrando una incidencia de sucesos adversos atribuibles a los cuidados del 9,3% [IC95%: 8,6% - 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) (4) 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 (5). 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 (6) 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

Indicador de seguridad de paciente	Exceso de coste (\$)
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 (6)

Tomando como ejemplo el ejercicio de Rivard, y considerando que nuestro grupo ha validado los indicadores de seguridad de pacientes para el caso español (7) 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

Indicador de seguridad de paciente	Exceso de estancia (días)
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 (6)

OBJETIVO

El objetivo de este trabajo 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 los siguientes eventos adversos post-quirúrgicos:

- Bacteriemia asociada a catéter endovenoso
- Tromboembolismo pulmonar o trombosis venosa profunda postquirúrgica
- Sepsis post-quirúrgica

Específicamente, se estimará la incidencia tras intervención quirúrgica de cada uno de estos eventos. Posteriormente se comparará la estancia de los pacientes con y sin evento adverso, estimando el exceso de estancia

atribuible a la presencia del evento mediante un modelo general de regresión lineal múltiple para cada uno de los tres indicadores.

METODOLOGÍA

DISEÑO

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

POBLACIÓN A ESTUDIO Y ÁMBITO DE ESTUDIO

Para el evento adverso, bacteriemia asociada a catéter endovenoso (BCE), se estudiaron todas las altas hospitalarias médicas o quirúrgicas consideradas elegibles para este evento de estudio. Para los eventos adversos, tromboembolismo o trombosis venosa profunda (TE-TVP), y sepsis post-quirúrgica (SPQ), se estudiaron todas las altas hospitalarias quirúrgicas consideradas elegibles para estos eventos de estudio. Las altas elegidas fueron producidas en los años 2009 y 2010 en los centros hospitalarios de agudos de las 17 comunidades autónomas del SNS español, las cuáles forman del proyecto Atlas de Variabilidad de la Práctica Médica en el Sistema Nacional de Salud (Atlas VPM) (8).

VARIABLE DEPENDIENTE

Exceso en el consumo de recursos asociado a sufrir un evento adverso, definido como el exceso de estancia media asociado a la aparición de un evento adverso. Se excluyeron las altas con más de 1 año de estancia media y aquellos pacientes que murieron durante el episodio.

VARIABLES EXPLICATIVAS

Presencia o ausencia de tener un evento adverso, variable explicativa principal, cuya definición, criterios de inclusión y exclusión, se describen en la tabla 3, tabla 4 y tabla 5. Esta definición, semejante a la desarrollada por la Agencia Federal AHRQ (9), fue adaptada y validada para el caso español.

Tabla 3. Definición de Infección debida a uso de dispositivo vascular

DEFINICIÓN	Incidencia de infección debida a cuidados médicos.
NUMERADOR	Incluye pacientes con infección secundaria a infusión o presencia de dispositivos vasculares en diagnósticos secundarios
DENOMINADOR	Altas médicas y quirúrgicas en mayores de 17 años o MDC 14 definidas por los DRG médicos y quirúrgicos. Exclusiones: - Infecciones presentes en el diagnóstico principal - Estancia menor de 2 días - Cualquier código de estados de inmuno compromiso o cáncer.

Tabla 4. Definición de sepsis en paciente postquirúrgico

DEFINICIÓN	Incidencia de sepsis post quirúrgicas programadas
NUMERADOR	Sepsis en los campos de diagnósticos secundarios en pacientes postquirúrgicos
DENOMINADOR	Altas quirúrgicas programadas en mayores de 17 años por DRG específicos y procedimientos quirúrgicos. Exclusiones: - Existencia de sepsis o infección en diagnóstico principal. - Estancia menor a 4 días - Estados de inmuno compromiso o cáncer - MDC14

Tabla 5. Definición de trombo embolismo pulmonar y trombosis venosa profunda después de intervención quirúrgica

DEFINICIÓN	Trombosis venosa profunda o tromboembolismo pulmonar postoperatorios exceptuando pacientes obstétricos.
NUMERADOR	Diagnóstico de trombosis venosa profunda o trombo embolismo pulmonar postoperatorios en diagnósticos secundarios.
DENOMINADOR	Altas quirúrgicas en mayores de 17 años con DRG específicos y códigos diagnósticos tras un procedimiento quirúrgico. Exclusiones: - Ingreso por trombosis venosa profunda o trombo embolismo pulmonar en diagnóstico principal. - Procedimiento quirúrgico de ligadura de vena cava como único procedimiento - MDC 14. - Estancia menor de 2 días.

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 (10), definida utilizando el conjunto de comorbilidades de Elixhauser, indicador alternativo al clásico de Charlson-Deyo (11), 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 y que tienen la característica de excluir los casos en los que un determinado código puede resultar una complicación de los cuidados y no una comorbilidad en sentido estricto.

Las comorbilidades de Elixhauser se elaboraron y adaptaron a partir de las definiciones AHRQ (7,12,13) (tabla 6). Para cada uno de los tres indicadores de estudio se utilizó un subconjunto de comorbilidades específico (14).

Se analizaron también variables explicativas que caracterizaban el centro sanitario donde el paciente fue atendido:

Ratio enfermeras-médicos, como el cociente entre el número de enfermeras y número de médicos, *ratio MIR-médico* como el cociente entre número de residentes MIR y el número de médicos; *ratio MIR-cirujanos,* como el cociente entre el número de residentes MIR y el número

de cirujanos; y, de su condición de *centro terciario,* definido 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(7). Para la extracción de los numeradores y denominadores del indicador, y las distintas variables del estudio (estancia, edad, sexo, y comorbilidad), se utilizaron las definiciones y algoritmos desarrollados en el citado proyecto.

Las características del hospital (hospital de atención, camas instaladas, número de enfermeras, número de médicos, número de cirujanos, docencia MIR y terciarismo) se obtuvieron de la Encuesta de Establecimientos Sanitarios en régimen de internado (EESRI) para el año 2009 (15).

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 (en su forma logarítmica) mediante métodos de análisis multivariante, en particular, regresión lineal multinivel donde se

Tabla 6. 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.*
	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

modelaron el efecto de la edad del paciente, el sexo, la comorbilidad, y las características del hospital, anteriormente mencionadas.

Regresión lineal múltiple multinivel

Se estimó mediante modelo de regresión multivariante con selección "hacia adelante" de las variables, método por pasos que contrasta la entrada basándose en la significación estadística de la variable de entrada. 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 un evento adverso) se modelizó junto a edad, sexo, comorbilidad (variables del índice de Elixhauser) como variables del paciente, y ratio enfermeras-camas, ratio mires-medico, mires-cirujano y centro 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 (16).

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.

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.

RESULTADOS

Se analizaron un total de 283 hospitales, con 4.023.724 de altas hospitalarias en total para la BCE, unos 281 hospitales, con 2.485.337 altas hospitalarias en total para TEP-TVP, y 281 hospitales, con 617.219 altas hospitalarias para la SPQ, con sus correspondientes variables demográficas y clínicas. 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.

INFECCIÓN DEBIDA A USO DE DISPOSITIVO VASCULAR (BACTERIEMIA)

De los 3,7 millones de altas consideradas elegibles para la Bacteriemia, 6.159 la presentaban, lo que supone una incidencia de 1,63 altas por cada 1.000 a riesgo en los 2 años analizados.

Como puede observarse en la tabla 7, la diferencia de estancia entre las altas con bacteriemia y sin el evento adverso es de 27,6 días.

Con respecto a la edad, se observa que la diferencia de la estancia en pacientes con bacteriemia es menor

conforme va aumentando la edad, con un exceso de estancia de 34,33 días en los más jóvenes frente a 22,42 días de exceso en los mayores. Similar diferencial se observa entre hombres y mujeres (27 días de exceso de estancia) y entre pacientes con y sin BCE. El exceso de estancia depende del tipo de comorbilidad que tienen los pacientes, oscilando entre los 28 días del desorden de electrolitos y los 34 de la parálisis.

Observado el efecto de cada estrato, en la tabla 8 se muestran los resultados para el método multivariante modelizado: modelo general de regresión lineal múltiple.

Regresión lineal múltiple multinivel

Como se observa en la tabla 8, 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 ($b=0,96$ o 163% adicional de estancia basal), y además con tener más edad ($b=0,31$ o 36% de estancia adicional para mediana edad, y ($b=0,42$ o 52% de estancia adicional para el grupo de los mayores de 65 años), ser mujer ($b=-0,11$ o una reducción del 11% de estancia), tener alguna comorbilidad como parálisis ($b=0,19$ o 21% de estancia adicional), perdido de peso ($b=0,38$ o 46% de estancia adicional) o tener desorden de electrolitos ($b=0,10$ o 10% de estancia adicional), y con respecto a las variables del hospital, ratio enfermeras-médicos ($b=-0,28$ o una reducción del 24%) y ratio mires-médicos ($b=0,47$ o 60% de estancia adicional). Las variables "enfermedad

Tabla 7. Análisis estratificado. Exceso de estancia en función de la existencia de Bacteriemia

	No BCE media(sd) n=3.772.267	BCE media(sd) n=6.159	Diferencia*
Variable principal			
Todos los casos de BCE	7,49 (9,94)	35,09 (36,40)	-27,6
Otras variables de paciente			
Edad			
18 a 39 años	4,80 (7,37)	39,13 (44,39)	-34,33
40 a 64 años	7,89 (11,16)	38,73 (39,83)	-30,84
65 o mayor	9,46 (10,42)	31,88 (31,51)	-22,42
Sexo			
Hombre	8,80 (11,40)	36,37 (37,73)	-27,57
Mujer	6,65 (8,77)	33,33 (34,42)	-26,68
Elixhauser			
Enf. periférica vascular	11,62 (13,20)	39,85 (41,36)	-28,23
Parálisis	16,65 (25,42)	50,41 (50,31)	-33,76
Pérdida de peso	17,42 (20,16)	48,65 (38,67)	-31,23
Desorden de electrolitos	12,59 (14,10)	40,46 (37,41)	-27,87

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

Tabla 8 Modelo multinivel: Factores asociados al exceso de estancia en Bacteriemia

Exceso de estancia	Modelo1 Efecto hospital	Modelo2 Efecto hospital y evento adverso	Modelo 3 Variables de paciente	Modelo 4 Más efecto capacidad
Variables del paciente (b coeff, , 95% CI)				
Constante	1,66 (1,61, 1,70)	1,65 (1,61, 1,70)	1,10 (1,06, 1,14)	1,36 (1,25, 1,47)
Bacteriemia		1,45 (1,43, 1,47)	0,95 (0,94, 0,98)	0,96 (0,94, 0,98)
Edad				
18 a 39 años			-	-
40 a 64 años			0,31 (0,31, 0,32)	0,31 (0,31, 0,32)
65 o mayor			0,42 (0,41, 0,42)	0,42 (0,41, 0,42)
Sexo				
Hombre			-	-
Mujer			-0,11 (-0,12, -0,11)	-0,11 (-0,12, -0,11)
Elixhauser				
Parálisis			0,19 (0,19, 0,20)	0,19 (0,19, 0,20)
Pérdida de peso			0,38 (0,37, 0,39)	0,38 (0,37, 0,39)
Desorden de electrolitos			0,10 (0,09, 0,10)	0,10 (0,09, 0,11)
Número de diagnósticos secundarios				
			0,07 (0,06, 0,07)	0,07 (0,07, 0,71)
Variables de hospital				
Ratio enfermeras- médicos				-0,28 (-0,36, -0,20)
Ratio mires-médicos				0,47 (0,27, 0,67)
Medidas de variación o clustering				
Varianza del nivel hospital (SE)	0,14	0,14	0,11	0,09
Rho	0,19	0,19	0,20	0,16

periférica vascular”, “ratio mires-cirujanos” 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 16% de la varianza restante, reduciéndose con respecto al valor de 19% que mostraba en el modelo 1.

TROMBO EMBOLISMO PULMONAR Y TROMBOSIS VENOSA PROFUNDA DESPUÉS DE INTERVENCIÓN QUIRÚRGICA

De los 2,2 millones de altas consideradas elegibles, 16.153 altas lo presentaban, por tanto existe una incidencia del 7,22 altas por cada 1.000 a riesgo en los 2 años de estudio.

Como puede observarse en la tabla 9, la diferencia de estancia entre las altas con TEP-TVP y sin el evento adverso es de 10,21 días. 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 21,06 días en los más jóvenes frente a 7,6 días de exceso en los mayores. Tanto en hombres como mujeres el exceso de estancia está alrededor de 10 días. Para los

pacientes con comorbilidad de Elixhauser la diferencia de estancia oscila entre 1,61 días si el paciente tiene cáncer con metástasis y 13,38 días si el paciente tiene parálisis.

Observado el efecto de cada estrato, en la tabla 10 se muestran los resultados para el método multivariante modelizado: modelo general de regresión lineal múltiple .

Regresión lineal múltiple multinivel

Como se observa en la tabla 10, 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 (b=0,32 o 38% adicional de estancia), y además con tener más edad (b=0,02 o 1 día para mediana edad, y (b=0,42 o 52% adicional de estancia para el grupo de los mayores de 65 años), ser mujer (b=-0,01 o disminuir en 1% la estancia), tener alguna comorbilidad como parálisis (b=0,21 o 23% adicional de estancia), linfoma (b=0,11 o 12% adicional de estancia), cáncer con metástasis (b=0,34 o 40% adicional de estancia), coagulopatía (b=0,14 o 15% adicional

Tabla 9. Análisis estratificado. Exceso de estancia en función de la existencia de TEP-TVP

	No TPE/TVP media(sd) n=2,235,846	TPE/TVP media(sd) n=16,153	Diferencia*
Variable principal			
Todos los casos de TEP-TVP	9,51 (12,37)	19,72 (22,54)	-10,21
Otras variables de paciente			
Edad			
18 a 39 años	6,57 (11,52)	27,63 (34,90)	-21,06
40 a 64 años	8,59 (12,72)	21,64 (25,29)	-13,05
65 o mayor	10,79 (12,16)	18,39 (19,94)	-7,6
Sexo			
Hombre	10,03 (13,16)	20,27 (23,91)	-10,24
Mujer	8,93 (11,41)	19,09 (20,88)	-10,16
Elixhauser			
Enf, pulmonar circulatoria	13,42 (13,99)	21,31 (23,83)	-7,89
Parálisis	19,06 (26,98)	32,44 (41,18)	-13,38
Linfoma	13,54 (14,39)	19,68 (28,18)	-6,14
Cáncer con metástasis	16,06 (15,28)	17,67 (15,66)	-1,61
Metástasis sin tumor solido	11,24 (12,84)	16,03 (13,24)	-4,79
Coagulopatía	16,95 (19,93)	26,98 (27,90)	-10,03
Pérdida de peso	21,95 (23,29)	29,87 (28,32)	-7,92

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

Tabla 10. Modelo multinivel: Factores asociados al exceso de estancia en Trombo embolismo

Exceso de estancia	Modelo1 Efecto hospital	Modelo2 Efecto hospital y evento adverso	Modelo 3 Variables de paciente	Modelo 4 Más efecto capacidad
Variables del paciente (b coeff, , 95% CI)				
Constante	1,79 (1,76, 1,83)	1,79 (1,75, 1,82)	1,21 (1,17, 1,24)	1,42 (1,33, 1,50)
TEP-TVP		0,74 (0,73, 0,75)	0,32 (0,31, 0,33)	0,32 (0,31, 0,33)
Edad				
18 a 39 años			-	-
40 a 64 años			0,03 (0,02, 0,03)	0,02 (0,02, 0,03)
65 o mayor			0,11 (0,10, 0,11)	0,42 (0,41, 0,42)
Sexo				
Hombre			-	-
Mujer			-0,01 (-0,01, -0,00)	-0,01 (-0,01, -0,00)
Elixhauser				
Parálisis			0,21 (0,20, 0,21)	0,21 (0,20, 0,21)
Linfoma			0,11 (0,09, 0,12)	0,11 (0,09, 0,12)
Cáncer con metástasis			0,34 (0,34, 0,35)	0,34 (0,34, 0,35)
Coagulopatía			0,14 (0,13, 0,15)	0,14 (0,13, 0,15)
Pérdida de peso			0,41 (0,40, 0,42)	0,41 (0,40, 0,42)
Número de diagnósticos secundarios			0,09 (0,09, 0,10)	0,09 (0,09, 0,10)
Variables de hospital				
Ratio enfermeras- médicos				-0,23 (-0,30, -0,16)
Ratio mires-médicos				0,27 (0,07, 0,47)
Terciario				0,08 (-0,00, 0,16)
Medidas de variación o clustering				
Varianza del nivel hospital (SE)	0,09	0,09	0,07	0,06
Rho	0,11	0,11	0,11	0,09

de estancia) o tener pérdida de peso ($b=0,41$ o 50% adicional de estancia), y con respecto a las variables del hospital, ratio enfermeras-médicos ($b=-0,23$ o 21% de estancia menos), ratio mires-médicos ($b=0,27$ o 31% adicional de estancia) y terciario ($b=0,08$ o 8% adicional de estancia). La variable “enfermedad pulmonar circulatoria” y “ratio mires-cirujanos” 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 9% de la varianza restante, reduciéndose con respecto al valor de 11% que mostraba en el modelo 1.

SEPSIS EN PACIENTE POSTQUIRÚRGICO

De las 464 mil altas elegibles, 45.981 altas presentaron este evento adverso, teniendo 99 altas por cada 1.000 a riesgo en los dos años.

Como puede observarse en la tabla 11, la diferencia de estancia entre las altas con Sepsis y sin el evento adverso es de 14,27 días. Con respecto a la edad, se observa que la diferencia de la estancia es menor conforme va aumentado la edad, con un exceso de estancia de 17,54 días en los más jóvenes frente a 11,17 días de exceso en los mayores. El exceso de estancia es similar en hombres y mujeres (13 días de exceso de estancia). En cuanto a los pacientes con comorbilidad, el exceso de estancia oscila entre 4,75 días para los pacientes con parálisis y los 8,22 días de exceso de estancia para pacientes con fallo cardiaco congestivo.

Observado el efecto de cada estrato, en la tabla 12 se muestran los resultados para el método multivariante modelizado: modelo general de regresión lineal múltiple.

Regresión lineal múltiple multinivel

Como se observa en la tabla 12, 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 ($b=0,23$ o 26% adicional de estancia), y además con tener más edad ($b=-0,07$ o 7% de estancia menos para mediana edad, y ($b=0,02$ o ningún efecto para el grupo de los mayores de 65 años), ser mujer ($b=-0,03$ o 3% menos de estancia), tener alguna comorbilidad como fallo cardiaco congestivo ($b=0,08$ o 8% adicional de estancia), parálisis ($b=0,09$ o 9% adicional de estancia), y pérdida de peso ($b=0,31$ o 36% adicional de estancia), y con respecto a las variables del hospital, ratio enfermeras-médicos ($b=-0,21$ o reducir en un 19% la estancia basal) y ratio mires-médicos ($b=0,29$ o 34% adicional de estancia). Las variables “ratio mires-cirujanos” 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 11% de la varianza restante, reduciéndose con respecto al valor de 15% que mostraba en el modelo 1.

DISCUSION

La seguridad clínica, entendida como la minimización de eventos adversos atribuibles a los cuidados recibidos por los pacientes, y potencialmente prevenibles, se ha convertido en un componente esencial de la calidad de los servicios sanitarios. La compleja práctica y el entramado

Tabla 11. Análisis estratificado. Exceso de estancia en función de la existencia de sepsis post-quirúrgica

	No SPQ media(sd)	SPQ media(sd)	Diferencia*
	n=464,252	n=45,981	
Variable principal			
Todos los casos de SPQ	8,65 (9,49)	22,92 (26,72)	-14,27
Otras variables de paciente			
Edad			
18 a 39 años	7,58 (10,54)	25,12 (31,38)	-17,54
40 a 64 años	8,08 (9,13)	28,53 (31,87)	-20,45
65 o mayor	9,36 (9,45)	20,53 (23,49)	-11,17
Sexo			
Hombre	9,18 (10,51)	24,01 (28,15)	-14,83
Mujer	8,23 (8,59)	21,48 (24,63)	-13,25
Elixhauser			
Fallo cardiaco congestivo	16,74 (19,45)	24,96 (25,02)	-8,22
Parálisis	20,52 (32,48)	25,27 (34,09)	-4,75
Pérdida de peso	24,67 (29,29)	31,75 (33,42)	-7,08

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

Tabla 12. Modelo multinivel: Factores asociados al exceso de estancia en sepsis

Exceso de estancia	Modelo1 Efecto hospital	Modelo2 Efecto hospital y evento adverso	Modelo 3 Variables de paciente	Modelo 4 Más efecto capacidad
Variables del paciente (b coeff, , 95% CI)				
Constante	2,01 (1,98, 2,04)	1,92 (1,90, 1,96)	1,61 (1,59, 1,65)	1,82 (1,74, 1,89)
SPQ		0,75 (0,75, 0,76)	0,23 (0,22, 0,24)	0,23 (0,22, 0,24)
Edad				
18 a 39 años			-	-
40 a 64 años			-0,01 (-0,01, 0,00)	-0,07 (-0,01, 0,00)
65 o mayor			0,02 (0,02, 0,03)	0,02 (0,02, 0,03)
Sexo				
Hombre			-	-
Mujer			-0,03 (-0,04, -0,03)	-0,03 (-0,04, -0,03)
Elixhauser				
Fallo cardíaco congestivo			0,08 (0,07, 0,10)	0,08 (0,07, 0,10)
Parálisis			0,09 (0,07, 0,10)	0,09 (0,07, 0,10)
Pérdida de peso			0,31 (0,29, 0,33)	0,31 (0,29, 0,33)
Número de diagnósticos secundarios			0,08 (0,08, 0,09)	0,08 (0,08, 0,09)
Variables de hospital				
Ratio enfermeras- médicos				-0,21 (-0,28, -0,15)
Ratio mires-médicos				0,29 (0,15, 0,42)
Medidas de variación o clustering				
Varianza del nivel hospital (SE)	0,07	0,07	0,05	0,04
Rho	0,15	0,17	0,13	0,11

organizativo actual son, a menudo, factores que predisponen a la mala calidad asociada a problemas de seguridad clínica. Recientemente, el foco de atención se ha centrado en el impacto de la falta de calidad asociada a eventos adversos potencialmente evitables, en términos de gasto sanitario también evitable.

Este estudio relaciona la incidencia de tres eventos adversos y la estancia adicional (Proxy de costes) que ocasionan, con la enorme ventaja de que analiza el conjunto de la atención sanitaria provista por el total de hospitales de la red pública del Sistema Nacional de Salud y puede servir como una estimación de los costes que para el sistema sanitario representan el conjunto de eventos adversos post-quirúrgicos seleccionados.

Los resultados de este trabajo, sobre más de 4 millones de altas hospitalarias, muestran en primer lugar, que sufrir BCE, TEP/TVP o SPQ incrementa el exceso de estancia, aunque este exceso es influido en mayor o menor medida por la edad de los pacientes, su sexo, la comorbilidad con la que son ingresados y la gravedad de la enfermedad que padecen. En segundo lugar, se obtienen unos resultados de incidencia de los eventos adversos estudiados que concuerdan con lo publicado en estudios nacionales e internacionales (17,18) .

Diferentes estudios han valorado el impacto en el coste de la asistencia de los EA evitables, la mayor parte de los mismos americanos (19). Más específicamente, el departamento de salud (USA), puso de relieve que en 2009 el extra de costes hospitalarios en USA por hospitalizaciones relacionadas con eventos adversos fue de 4,4 billones de \$ en población Medicare (20). En España, un reciente trabajo (21) que analiza el impacto económico de los eventos adversos en los hospitales españoles a partir del Conjunto Mínimo Básico de Datos, señala que seis de los diez eventos adversos con mayor coste incremental son posteriores a intervenciones quirúrgicas y estos añaden un coste incremental medio que oscila entre 5.260 € y 11.905 €. . En este estudio el coste incremental total de los eventos adversos es de 88.268.906 €, un 6,7% adicional del total del gasto sanitario.

Respecto a las limitaciones metodológicas, las cautelas se centran fundamentalmente en

1) Amenazas a la validez : A las habituales de un diseño observacional, de corte, hay que añadir los clásicos de estudios de la calidad de los servicios basados en datos administrativos (22,23) en particular, los problemas de información y la eventual heterogeneidad con la que los sujetos de estudio son clasificados para las variables dependientes 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, sexo, 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 (24). 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.

2) Mala-clasificación del evento adverso: A pesar de que la definición de los indicadores de seguridad de pacientes tratan de disminuir los riesgos de falsos positivos y negativos (4), una investigación (25) muestra valores de sensibilidad relativamente bajos [58% (IC95%: 51% - 64%)]. En un trabajo de validación de criterio para el indicador español (26), la sensibilidad fue de 66,7% [IC95%: 35,8% - 97,5%] y la especificidad de 99,8% [IC95%: 99,6% - 99,9%]. 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 (27), la reclasificación de falsos negativos en falsos 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.

CONCLUSIONES

- El exceso de estancia en las altas con infección debida a uso de dispositivo vascular fue del 161% adicional sobre la estancia basal teniendo en cuenta las variables de comorbilidad del paciente y las variables de características organizativas del hospital, observándose que el efecto hospital explicaría el 16% de la varianza restante.
- El exceso de estancia en las altas con trombo embolismo o trombosis venosa profunda tras la cirugía, fue de un 38% adicional sobre la estancia basal teniendo en cuenta las variables de comorbilidad del paciente y las variables de características organizativas del hospital, observándose que el efecto hospital explicaría el 9% de la varianza restante.
- El exceso de estancia en las altas con sepsis post-quirúrgica fue de un 26% adicional sobre la estancia basal teniendo en cuenta las variables de comorbilidad del paciente y las variables de características organizativas del hospital, observándose que el efecto hospital explicaría el 11% de la varianza restante.

IMPLICACIONES PARA LA POLÍTICA Y GESTIÓN SANITARIA

Lo que se muestra en este trabajo es que, más allá de la edad del paciente, sexo y condiciones clínicas, la aparición de un evento adverso atribuible a los cuidados sanitarios incrementa su estancia y, en consecuencia el consumo de recursos.

Si consideramos que el coste medio por día de estancia es 802 euros (este dato se obtuvo empíricamente de un estudio (28) publicado en el Atlas VPM sobre coste de hospitalización en España para datos de 2002 y se actualizó según IPC a precios de 2010) 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, el exceso de coste atribuible a la presencia de infección debida a uso de dispositivo vascular sería de 5.213 euros, 1.604 euros por exceso de estancia atribuible a la existencia de TEP-TVP y 1.604 euros por exceso de estancia por sepsis post-quirúrgica.

El exceso global de gasto evitable debido a la aparición de los eventos adversos sería de 132 millones de euros en los dos años considerados: 32 millones de euros atribuible a la presencia de infección debida a uso de dispositivo 26 millones de euros por exceso de estancia atribuible a la existencia de TEP-TVP y 74 millones de euros por exceso de estancia por sepsis post-quirúrgica.

BIBLIOGRAFIA

1. Jencks SF, Williams MV, Coleman EA. Rehospitalizations among Patients in the Medicare Fee-for-Service Program. *N Engl J Med.* 2009;360:1418-1428.
2. 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; 20:53-60.
3. Estudio Nacional sobre los Efectos Adversos Ligados a la Hospitalización (Informe Febrero 2006). Ministerio de Sanidad y Consumo. 2006: Madrid.
4. 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>.
5. Jiang HJ, Friedman B, Begun JW. Factors associated with high-quality/low-cost hospital performance. *J Health Care Finance.* 2006;32:39-52.
6. Rivard PE, Luther SL, Christiansen CL, Shibeí 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;65:67-87.
7. Bernal-Delgado E. Validation of Patient Safety Indicators (PSIs) for the Spanish National Health System. Summary 2008. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo.
8. Atlas de Variaciones de la Práctica Médica (Atlas VPM), Accedido el 12 de diciembre de 2013. <http://www.atlasvpm.org/>
9. Agency for Healthcare Research and Quality. (2003). Patient safety indicators SAS software documentation, Version 2.1 Rev 1. Rockville, MD.
10. Iezzoni, L. I. (Ed.) (2003). Risk adjustment for measuring health care outcomes (3rd ed.). Chicago: Health Administration Press.
11. 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.
12. Elixhauser A, Steiner C, Harris DR, Coffey RM Comorbidity measures for use with administrative data. *Med Care* 1998; 36:8-27.
13. 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.
14. Bernal-Delgado E, García-Armesto S, Martínez-Lizaga N, Beltrán-Peribañez J, Peiró-Moreno S. Should Policy-makers and managers trust PSI? An empirical validation study of Five Patient Safety Indicators in a National Health Service. *BMC Medical Research Methodology.* 2012; 12:19
15. Encuesta de Establecimientos Sanitarios en Régimen de Internado (ESCRI). Accedido el 12 de diciembre de 2013. <http://www.msssi.gob.es/estadisticas/microdatos.do>.
16. 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;59:1022-8.
17. Aranaz-Andrés JM, Aibar-Remón C, Vitaller-Murillo J, Ruiz-López P, Limón-Ramírez R, Terol-García E et the ENEAS work group. Incidence of adverse events related to health care in Spain: results of the Spanish National Study of Adverse Events. *J Epidemiol Community Health* 2008;62:1022–1029.
18. Quan H, Sundararajan V, Halfon P, et al. Coding algorithms for defining comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 administrative data. *Medical Care.* 2005;43:1130–9.
19. Zimlichman E, Henderson D, Tamir O, Franz C, Song P, Yamin CK et al. Health care-associated infections. A meta-analysis of costs and financial impact on the US health care system. *JAMA Intern Med.* 2013;173:2039-46.
20. Department of Health and Human Services. Adverse events in hospitals: national incidence among Medicare beneficiaries AHRQ. <https://oig.hhs.gov/oei/reports/oei-06-09-00090.pdf>.
21. Allué N, Chiarello P, Bernal Delgado E, Castells X, Giraldo P, Martínez N et al. Assessing the economic impact of adverse events in Spanish hospitals by using administrative data. *Gac Sanit.* 2014; 28(1):48-54.
22. Iezzoni LI, Daley J, Heeren T, Foley SM, Fisher ES, Duncan C, et al. Identifying complications of care using administrative data. *Med Care.* 1994;32:700-15.
23. 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;18:361-71.

24. Librero J, Peiró S, ¿Previene las enfermedades crónicas la mortalidad intrahospitalaria? Paradojas y sesgos en la información sobre morbilidad hospitalaria. *Gac Sanit* 1998;12:195-202.
25. 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;44:182-204.
26. 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>.
27. García Ortega C, Almenara Barrios J, García Ortega JJ. Tasa de reingresos en un hospital regional. *Rev Esp Salud Publica*. 1998; 72:103-10.
28. Peiró-Moreno S, García-Petit J, Bernal-Delgado E, Ridaio-López M, Librero-López J. El gasto hospitalario poblacional variaciones geográficas y factores determinantes. *Presupuesto y gasto público*. 2007;49:193-209.