

**Variabilidad en el riesgo de morir por  
cardiopatía isquémica en hospitales del  
Sistema Nacional de Salud**

Documento de trabajo 1-2007

**Coordina:**

Enrique Bernal Delgado

**Autores:**

Joaquín Beltrán Peribañez

Natalia Martínez Lizaga

Begoña Abadía

María Victoria Villaverde

GRUPO ATLAS VPM

## Grupo VPM-SNS

Andalucía: Buzón Barrera M.I. (Agencia de Evaluación de Tecnologías Sanitarias de Andalucía); Márquez Calderón S. (Agencia de Evaluación de Tecnologías Sanitarias de Andalucía); Aguado Romeo M.j. (Agencia de Evaluación de Tecnologías Sanitarias de Andalucía); Perea-milla E. (Hospital Costa del Sol de Marbella, Consejería de Salud); 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 M.m. (Hospital Virgen de las Nieves); Díaz Martínez A. (Servicio Andaluz de Salud); Goicoechea Salazar J.a. (Servicio Andaluz de Salud); Bermúdez Tamayo C.(Escuela Andaluza de Salud Pública). Aragón: Bernal Delgado E. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud); Librero J. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud); Martínez Lizaga N. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud); Ridao M. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud); Seral Rodríguez M. (Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud); Beltrán Peribáñez J. (Departamento de Salud, Gobierno de Aragón). Asturias: Suarez F.m. (Consejería Salud y Servicios Sanitarios). Canarias: Fiuza Pérez D. (Servicio Canario de la Salud); Yanes López V. (Servicio Canario de Salud); Alonso Bilbao J.I. (Servicio Canario de la Salud). Cantabria: Romero G. (Servicio Cántabro de Salud); Rodríguez Cundin P. (Servicio Cántabro de de Salud). Cataluña: Allepuz A. (Agència d'Avaluació de Tecnologia i Recerca Mèdiques, AATRM); Tebe C. (Agència d'Avaluació de Tecnologia i Recerca Mèdica, Server Català de la Salut); Oliva G. (Agència d'Avaluació de Tecnologia i Recerca Mèdiques, AATRM); Ortún Rubio V. (Universitat Pompeu Fabra, Barcelona); Salas T. (CATSALUT). Castilla la Mancha: García Sánchez M.a. (Consejería de Sanidad de Castilla-la Mancha); Jiménez Torres F. (Servicio Salud Castilla\_La Mancha, SESCAM); López Reneo R. (Servicio Salud Castilla\_La Mancha, SESCAM); López Cabanas M.j. (Consejería de Sanidad de Castilla-la Mancha). Galicia: Atienza Merino G. (Consellería de Sanidade de la Xunta de Galicia); Carballeira Roca C. (Consellería de Sanidade de la Xunta de Galicia); Castro Villares M. (Servicio Galego de Saúde); Queiro T. (Consellería de Sanidade de la Xunta de Galicia). Extremadura: Montes S alas G. (Escuela de Estudios de Ciencias de la Salud). Illes Balears: Castaño Riera E.J. (Consellería de Salut i Consum); Alegre Latorre L .m. (Servei de Salut de les Illes Balears); Martín Martín M.v. (Fundación Hospital Son Llätzer); Ferrer Riera J. (Fundación Hospital Son Llätzer); Santos Terrón M.j. (Consellería de Salut i Consum). 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: 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); Begiristáin J.m. (Grupo de investigación del País Vasco. Departamento de sanidad del Gobierno Vasco); Errasti M. (Grupo de investigación del País Vasco. Departamento de Sanidad del Gobierno Vasco); Ibáñez Beroiz B. (Grupo de investigación del País Vasco. BIOEF); Latorre Garcías P.m. (Grupo de investigación del País Vasco. Osakidetza- SVS); Pérez De Arriba J. (Grupo de investigación del País Vasco. Departamento de Sanidad del Gobierno Vasco). Valencia: Meneu R. (Conselleria de Sanitat, Generalitat Valenciana); Peiró Moreno S. (Escola Valenciana d'Estudis de la Salut); Calabuig J. (Conselleria de Sanitat, Generalitat Valenciana); Sotoca R. (Conselleria de Sanitat, Generalitat Valenciana).

## RESUMEN EJECUTIVO

---

**Contexto:** La última década ha sido muy prolífica en estudios sobre los cuidados de la cardiopatía isquémica, mostrando pruebas inequívocas de variabilidad en la calidad de los cuidados prestados.

Con independencia de la irrefutable disminución de mortalidad por causa cardiovascular en los últimos años, las amplias variaciones no justificadas en el acceso a Angioplastia Coronaria Transluminal Percutanea (ACTP) y By Pass-Coronario(BPC) y las pruebas de infrautilización de servicios eficaces y seguros y su influencia sobre los resultados sanitarios, recomienda el análisis pormenorizado y sistemático de la calidad de los cuidados hospitalarios.

La existencia de indicadores de calidad e instrumentos de análisis contruidos sobre el CMBD al alta hospitalaria(CMBD-AH) suponen una oportunidad para tener una imagen del estado de la cuestión en el Sistema Nacional de Salud (SNS) en España.

**Objetivo:** El objetivo principal de este informe ha sido estimar el riesgo de morir (*proxy* de calidad) en los hospitales del SNS español por tres condiciones ligadas a la cardiopatía isquémica (Infarto Agudo de Miocardio, ACTP y BPC). Adicionalmente, se estimó si ser atendido en un determinado hospital se asocia al riesgo de morir con independencia de las condiciones clínicas del paciente.

**Metodología:** Se realizó un estudio descriptivo de la mortalidad hospitalaria asociada a las tres condiciones señaladas y un estudio analítico sobre los factores asociados a la mortalidad hospitalaria.

El informe se realiza sobre la base de las altas hospitalarias recogidas en el CMBD de 13 Comunidades Autónomas (CCAA) españolas durante los años 2003-04. Así, se estudian, 77.663 altas por Infarto Agudo de Miocardio (IAM) producidas en 196 hospitales públicos, 32.952 altas por Angioplastia Transluminal Percutánea producidas en 47 hospitales públicos (aquéllos con sala de hemodinámica) y 9.359 altas por By-pass coronario en 31 hospitales públicos, aquéllos con servicios de cirugía cardiovascular.

### **Resultados y conclusiones**

1. En el caso de IAM, el riesgo crudo de morir para el conjunto de los hospitales estudiados fue de 10,27 muertes por cada 100 pacientes a riesgo en 2 años. Con un rango que osciló entre 0 y 50. En el caso de ACTP, el riesgo crudo de morir para el conjunto de los hospitales estudiados fue de 2,26 muertes por cada 100 pacientes a riesgo en 2 años. Con un rango que osciló entre 0 y 26. En el caso del BPC, el riesgo crudo de morir fue de 7,56 muertes por cada 100 pacientes a riesgo en dos años. Con un rango que osciló entre 0 y 21,12.
2. La probabilidad de muerte intrahospitalaria en IAM, ACTP y BPC depende fundamentalmente de variables relacionadas con los pacientes (edad, sexo, comorbilidad y, sobre todo, con la gravedad basal).
3. El riesgo de morir en el episodio agudo de un infarto es un 25% mayor en centros sin UCI. El riesgo de morir tras sufrir una BPC es un 30% mayor en centros que realizan menos de 150 intervenciones anuales. El riesgo de morir tras recibir una ACTP en un ingreso urgente es mayor en los hospitales con mayor volumen de intervenciones aunque la asociación no es estadísticamente significativa.
4. Una vez corregidas las diferencias entre los pacientes atendidos en distintos centros, el hospital donde son atendidos los pacientes continúa influyendo en la probabilidad de morir (explicando el 9% de

la variabilidad en el riesgo de morir en el IAM, el 10% en la ACTP y el 17% en el BPC).

5. Ser mujer (con respecto a ser hombre) es una condición de riesgo para morir, una vez ajustadas las variables que clásicamente se consideran relacionados con el riesgo de morir en los tres indicadores estudiados, salvo para los casos urgentes atendidos para ACTP en hospitales de alto volumen de intervenciones.
6. En este estudio no se ha determinado el efecto que los cuidados prehospitalarios pueden tener en la evolución vital de los pacientes. Los ajustes de severidad y comorbilidad al alta puede aproximar (y ajustar) la gravedad del paciente en el ingreso pero no son el instrumento idóneo.

## **Implicaciones**

1. Los indicadores de calidad intrahospitalaria empleados en este informe pueden resultar útiles, una vez ajustados, para señalar situaciones que afectan a la calidad de la atención hospitalaria de la cardiopatía isquémica.
2. Deben proponerse mejoras en los sistemas de información para resolver algunos de los interrogantes no resueltos en este estudio: en particular, diferenciar la información al ingreso de la información al alta, incorporar información específica de severidad en los registros hospitalarios clínico-administrativos y ligar la información extrahospitalaria e intrahospitalaria.

# SUMARIO

---

	Pag.
<i>LISTADO DE ABREVIATURAS EMPLEADAS</i>	7
<i>INTRODUCCIÓN</i>	
Calidad de los cuidados de la Cardiopatía Isquémica	8
Evidencia de variaciones	8
Se trata de variaciones no justificadas	9
Variaciones según sexo	10
Variaciones geográficas	10
El hospital es un nivel asistencial crítico para los cuidados de la CI	11
Evaluación de la calidad de los cuidados de la cardiopatía isquémica a nivel hospitalario	12
Indicadores de Calidad Intrahospitalarios (ICI)	14
<i>OBJETIVOS</i>	15
<i>METODOLOGÍA</i>	
Diseño	15
Población y ámbito	15
Selección e inclusión de Casos	16
Fuentes de Información	16
Variables	17
Riesgo de morir por IAM,ACTP,BPC	17
Factores relacionados	18
Variables del paciente	19
Variables del hospital	20
Análisis	20
<i>RESULTADOS</i>	
IAM,ACTP,BPC	22
Efecto de ser atendido en un hospital	25
Estimación del riesgo relativo de morir en un centro	26
<i>DISCUSION</i>	
Sobre los resultados	29
Sobre las limitaciones	32
Implicaciones para la política y la gestión	35
<i>APENDICE</i>	
Definiciones para las condiciones de Elixhauser	37
Modelos Multinivel	38
Modelos de Poisson	39
<i>BIBLIOGRAFIA</i>	41

---

## LISTADO DE ABREVIATURAS EMPLEADAS

---

ACTP	Angioplastia Coronaria Transluminal Percutanea
BPC	By-pass coronario
CCAA	Comunidades Autónomas
CI	Cardiopatía isquémica
CIE9MC	Clasificación Internacional de Enfermedades 9 Revisión Modificación Clínica
Coag	Coagulopatías
CMBD-AH	Conjunto Mínimo de Datos Básicos al alta hospitalaria
CV	Coefficiente de variación
CVw	Coefficiente de variación ponderado
DE	Desviación estándar
Dmcx	Diabetes complicada
EESRI	Encuesta de Establecimientos Sanitarios en Régimen de Internado
EPOC	Enfermedad pulmonar obstructiva crónica
IAM	Infarto agudo de Miocardio
ICI	Indicadores de calidad
INE	Instituto Nacional de Estadística
Lytes	Alteraciones hidroelectrolíticas
Mets	Cáncer Metastásico
Neuro	Otros trastornos neurológicos
Pag.	Página
P	Percentil
Para	Parálisis
RUE	Razón de Utilización estandarizada
Para	Parálisis
RV	Razón de variación
SCV	Componente sistemático de la variación
SNS	Sistema Nacional de Salud
VPM	Variaciones en la práctica médica
Wghtloss	Pérdida de peso
X	Media
$\chi^2$	Ji al cuadrado

---



# INTRODUCCIÓN

---

## **Calidad de los cuidados de la Cardiopatía Isquémica**

El sistema sanitario es considerado, en su conjunto, un factor protector o de riesgo para la mortalidad por cardiopatía isquémica. De hecho se considera que hasta un 50% de la mortalidad por enfermedad isquémica cardiaca podría ser atribuible al sistema sanitario.<sup>1,2</sup> Sin embargo existen pruebas de que existe variabilidad en la calidad de los cuidados que se prestan en el Sistema Nacional de Salud español. A saber :

1. Respecto del *tratamiento agudo de la cardiopatía isquémica*: a) la proporción de pacientes que se benefician de la fibrinolisis (70%) o de la angioplastia primaria (10%) revelan la existencia de infrutilización de estas terapias<sup>3</sup>; b) el retraso entre el inicio de los síntomas de un infarto agudo de miocardio hasta la monitorización en el hospital es excesivo (oscila entre los 120 y 156 minutos). c) la utilización de fármacos eficaces y seguros para la fase aguda varía en función del tipo de proveedor sanitario: la atención de un paciente en un centro de salud implica la mitad de uso de aspirina y cinco veces menos de uso de terapia intravenosa (comparado con la atención en UVI móvil)<sup>4</sup>; y d) la probabilidad de morir en el episodio agudo depende del proveedor hospitalario: 4,2% en hospitales que disponen de UCI frente a 24% en hospitales básicos<sup>5</sup>.

2. En cuanto a la *prevención secundaria de muerte tras infarto*, las pruebas disponibles señalan severos problemas de calidad en la atención la variabilidad en la prescripción de fármacos que han demostrado ser eficaces y seguros, al alta hospitalaria (aspirina, bloqueadores beta, inhibidores de la enzima convertidora de angiotensina o estatinas) es alarmante. Con medianas de utilización que no superan el 50% en ninguno de los fármacos señalados<sup>3</sup>, los mejores proveedores no llegan a un 75% de cobertura.

## **Evidencia de variaciones**

Recientemente, el Atlas de Variaciones de la Práctica Médica (VPM) para condiciones y procedimientos cardiovasculares<sup>6</sup>, mostró variación en las tasas poblacionales –de hasta 4 veces según las áreas- en el uso de procedimientos de la angioplastia (con o sin stent), para poblaciones similares y de hasta 11 veces para el BPC (cuadro1).

Cuando se analizaron la personas de 65 o más años, los resultados fueron semejantes para el caso de ACTP, ampliándose la variabilidad de acceso en el caso del BPC (cuadro 2).

**Cuadro 1. Tasas y estadísticos de variabilidad en ingresos y procedimientos cardiovasculares en el Sistema Nacional de Salud (2002-2004). Todos los grupos de edad y sexo.**

		IAM	ACTP	Cirugía By-pass
<b>Datos Crudos</b>	Casos	116493	74536	18185
	<b>Tasa cruda</b>	<b>11,62</b>	<b>6,74</b>	<b>1,68</b>
<b>Tasas estándar. por edad y sexo</b>	Percentil 5	8,23	3,18	0,37
	<b>Percentil 25</b>	<b>11,75</b>	<b>3,81</b>	<b>1,03</b>
	Percentil 50	14,17	5,60	1,88
	<b>Percentil 75</b>	<b>16,33</b>	<b>9,71</b>	<b>2,72</b>
<b>Estadísticos de variabilidad</b>	Percentil 95	21,77	12,67	3,95
	<b>RV<sub>5-95</sub></b>	<b>2,64</b>	<b>3,98</b>	<b>10,67</b>
	RV <sub>25-75</sub>	1,34	2,55	2,64
	<b>CV<sub>5-95</sub></b>	<b>0,2</b>	<b>0,31</b>	<b>0,48</b>
	CVW <sub>5-95</sub>	0,19	0,29	0,44
	<b>SCV<sub>5-95</sub></b>	<b>0,04</b>	<b>0,08</b>	<b>0,19</b>
	p( $\chi^2$ ) <sub>5-95</sub>	<0,001	<0,001	<0,001
	<b>ANOVA CCAA r2</b>	<b>0,36</b>	<b>0,25</b>	<b>0,49</b>
ANOVA CCAA p	<0,001	<0,001	<0,001	

**Cuadro 2. Tasas y estadísticos de variabilidad en ingresos y procedimientos cardiovasculares en el Sistema Nacional de Salud (2002-2004). Mayores de 65 años ambos sexos.**

		IAM	ACTP	Cirugía By-pass
<b>Datos crudos</b>	Casos	81928	40141	11444
	<b>% &gt; 65 años</b>	<b>70,33</b>	<b>53,85</b>	<b>62,93</b>
	Tasa cruda	33,08	14,6	4,31
<b>Tasas estándar. por edad y sexo</b>	<b>Percentil 5</b>	<b>18,53</b>	<b>6,48</b>	<b>0,59</b>
	Percentil 25	30,08	10,49	2,15
	<b>Percentil 50</b>	<b>37,30</b>	<b>15,30</b>	<b>4,37</b>
	Percentil 75	43,36	19	6,50
<b>Estadísticos de variabilidad</b>	<b>Percentil 95</b>	<b>60,51</b>	<b>27,24</b>	<b>9,33</b>
	RV <sub>5-95</sub>	3,26	4,2	15,81
	<b>RV<sub>25-75</sub></b>	<b>1,44</b>	<b>1,81</b>	<b>3,02</b>
	CV <sub>5-95</sub>	0,24	0,33	0,51
	<b>CVW<sub>5-95</sub></b>	<b>0,23</b>	<b>0,31</b>	<b>0,48</b>
	SCV <sub>5-95</sub>	0,06	0,098	0,22
	<b>p(<math>\chi^2</math>)<sub>5-95</sub></b>	<b>&lt;0,001</b>	<b>&lt;0,001</b>	<b>&lt;0,001</b>
	<b>ANOVA CCAA r2</b>	<b>0,37</b>	<b>0,26</b>	<b>0,49</b>
<b>ANOVA CCAA P</b>	<b>&lt;0,001</b>	<b>&lt;0,001</b>	<b>&lt;0,001</b>	

n=156 áreas de salud de 15 Comunidades Autónomas. RV: razón de variación; CV: coeficiente de variación; CVW: coeficiente de variación ponderado; SCV: Componente sistemático de la variación; p( $\chi^2$ )= valor de p en la prueba de ji al cuadrado. Los subíndices indican los límites de los percentiles incluidos para el cálculo del respectivo estadístico. Todas las tasas han sido estandarizadas por edad y sexo, excepto la tasa cruda.

**Se trata de variaciones justificadas**

**de no** Lo inquietante de estas variaciones en el acceso a las técnicas, es que no pueden justificarse con base en diferencias geográficas o en carga de morbilidad: las tasas estaban estandarizadas y no existía relación

entre las tasas de utilización y la carga de cardiopatía isquémica que tienen las poblaciones ( $r^2=0,09$  para ACTP y  $r^2=0,01$  para By-pass).

### Variaciones según sexo

Por otra parte, se ha encontrado una menor utilización de las técnicas quirúrgicas de reperfusión en las mujeres, entre dos y tres veces menos según las áreas sanitarias <sup>6</sup>. Estas cifras hablarían a favor de escasas diferencias por sexo (o diferencias circunscritas a la distinta epidemiología) en el acceso. Algunos estudios recientes han mostrado, en cambio, diferencias a favor de los hombres en el caso de utilización de angioplastia primaria<sup>7</sup>.(cuadro 3)

**Cuadro 3. Atención a Hombres y Mujeres Tasas y estadísticos de variabilidad en ingresos y procedimientos cardiovasculares en el Sistema Nacional de Salud (2002-2004). Todos los grupos de edad.**

	IAM		ACTP		Cirugía By-pass	
	♂	♀	♂	♀	♂	♀
Casos	77337	39156	57433	17103	14077	4108
<b>Tasa cruda</b>	<b>15,49</b>	<b>7,80</b>	<b>10,48</b>	<b>3,02</b>	<b>2,62</b>	<b>0,76</b>
Tasa estánd. P5	10,75	3,77	4,54	1,18	0,53	0,06
<b>Tasa estánd. P25</b>	<b>15,61</b>	<b>7,27</b>	<b>8,46</b>	<b>2,26</b>	<b>1,54</b>	<b>0,45</b>
Tasa estánd. P50	18,55	9,14	11,90	3,13	2,8	0,82
<b>Tasa estánd. P75</b>	<b>21,67</b>	<b>11,11</b>	<b>14,66</b>	<b>4,43</b>	<b>4,4</b>	<b>1,19</b>
Tasa estánd. P95	29,93	14,23	19,5	6,43	6,23	1,73
<b>RV<sub>5-95</sub></b>	<b>2,78</b>	<b>3,77</b>	<b>4,29</b>	<b>5,45</b>	<b>11,75</b>	<b>28,83</b>
RV <sub>25-75</sub>	1,39	1,53	1,73	1,96	2,86	2,64
<b>CV<sub>5-95</sub></b>	<b>0,22</b>	<b>0,25</b>	<b>0,3</b>	<b>0,37</b>	<b>0,5</b>	<b>0,5</b>
CVW <sub>5-95</sub>	0,20	0,24	0,28	0,35	0,47	0,45
<b>SCV<sub>5-95</sub></b>	<b>0,05</b>	<b>0,05</b>	<b>0,08</b>	<b>0,1</b>	<b>0,20</b>	<b>0,14</b>
p( $\chi^2$ ) <sub>5-95</sub>	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
<b>Anova CCAA r2</b>	<b>0,31</b>	<b>0,29</b>	<b>0,27</b>	<b>0,09</b>	<b>0,48</b>	<b>0,34</b>
Anova CCAA p	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
<b>Ratio h/m P5</b>	<b>2,85</b>		<b>3,84</b>		<b>1,84</b>	
Ratio h/m P25	2,14		3,74		1,76	
<b>Ratio h/m P50</b>	<b>2,02</b>		<b>3,8</b>		<b>1,88</b>	
Ratio h/m P75	1,95		3,3		1,83	
<b>Ratio h/m P95</b>	<b>2,10</b>		<b>3,03</b>		<b>1,71</b>	

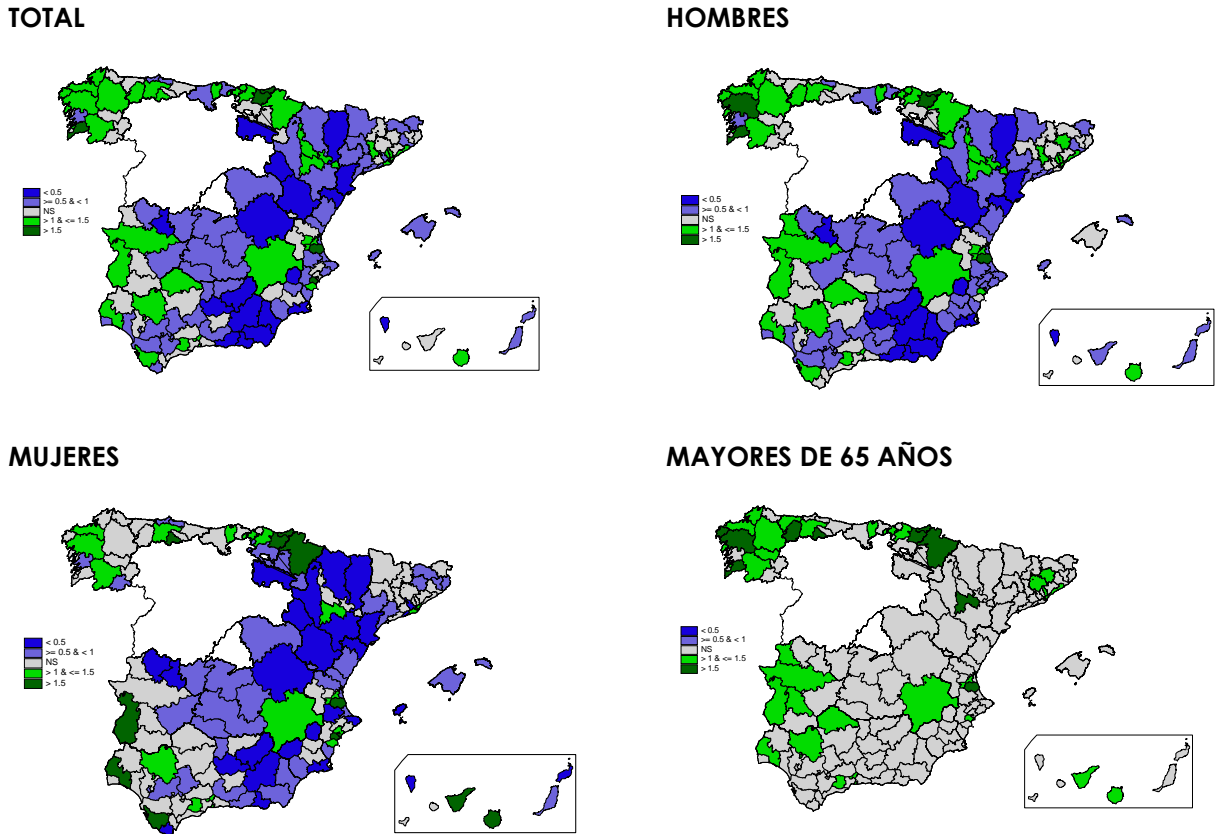
n=156 áreas de salud de 15 Comunidades Autónomas. RV: razón de variación; CV: coeficiente de variación; CVW: coeficiente de variación ponderado; SCV: Componente sistemático de la variación; p( $\chi^2$ )= valor de p en la prueba de ji al cuadrado Ratio h/m: Ratio hombre/mujer. Los subíndices indican los límites de los percentiles incluidos para el cálculo del respectivo estadístico. Todas las tasas han sido estandarizadas por edad y sexo, excepto la tasa cruda.

### Variaciones geográficas

Por último, como muestra la figura 1, se observan amplias zonas del país que reciben menos intervenciones de revascularización (azul) que lo esperado en función de su demografía, salvo cuando se analiza exclusivamente la atención recibida por mayores de 65 años. Parece

existir cierta relación entre la distancia al centro con sala de hemodinámica y la probabilidad de recibir una intervención.

**Figura 1**  
**RAZON DE UTILIZACIÓN ESTANDARIZADA POR ACTP Y BYPASS**  
 156 áreas sanitarias



**El hospital es un nivel asistencial crítico para los cuidados de la CI**

Como puede observarse, y a pesar de que los datos más recientes (década de los 90) estiman que alrededor de un 40% de los casos de infarto no habrán recibido atención hospitalaria <sup>8</sup> los cuidados que se producen en ese nivel de asistencia son relevantes no sólo en el terreno individual sino también a nivel poblacional: las enfermedades del aparato circulatorio producen más de cinco millones de estancias hospitalarias al año <sup>9</sup> la tasa de admisiones por cardiopatía isquémica es de aproximadamente 20 por 10.000 habitantes (10 por 10.000 habitantes para el caso del Infarto Agudo de Miocardio) y las tasas de admisión por procedimientos de reperfusión son de 7 por 10.000 habitantes para el caso de la Angioplastia Coronaria Transluminal

Percutánea (ACTP) y de 2 por 10.000 habitantes para el By-pass coronario (BPC) <sup>6</sup>, con una tasa de crecimiento anual de en torno al 14%. <sup>10</sup> Parece pues pertinente y necesario evaluar la calidad de los cuidados hospitalarios.

**Evaluación de la calidad de los cuidados de la cardiopatía isquémica a nivel hospitalario**

Las miradas en los distintos sistemas sanitarios de nuestro entorno se han dirigido hacia las bases de datos clínico-administrativas, en particular, al Conjunto Mínimo Básico de Datos al alta hospitalaria (CMBD-AH). Una prueba supranacional de este enfoque está en el desarrollo del *Health Care Quality Indicators Project* propuesto para evaluar la calidad asistencial y la seguridad de los pacientes para el conjunto de países de la OCDE.<sup>11</sup>

Sin embargo, el conjunto de indicadores de esta naturaleza más desarrollado en la actualidad es el propuesto por la agencia americana *Agency for Healthcare Research & Quality (AHRQ)* que, diseñado y validado para la evaluación de los Centros de *Medicare* y *Medicaid*, propone distintos grupos de indicadores de hospitalizaciones evitables, de calidad y de seguridad de pacientes<sup>12</sup>.

En este conjunto de indicadores, AHRQ ha desarrollado los llamados *Inpatient Quality Indicators*, creados sobre estudios precedentes de investigadores de la Universidad de California San Francisco y la Universidad de Stanford y trabajos previos del *Health Care Utilization Project*.<sup>13</sup>

Actualmente, hay disponibles 34 indicadores (ver cuadro 4) de los que 6 hacen referencia a condiciones o procedimientos sobre la cardiopatía isquémica, dos indicadores de volumen y tres indicadores de mortalidad.

**Cuadro 4. Indicadores de Calidad Intrahospitalarios**

IQI number	Indicator	Age categories		
		18 to 39	40 to 64	65 +
<b>Provider</b>	<b>Volumes</b>			
1	Esophageal resection			
2	Pancreatic resection			
4	AAA repair			
5	CABG	No		
6	PTCA <sup>a</sup>	No		
7	Carotid endarterectomy			
<b>Provider</b>	<b>Post-procedural Mortality Rates</b>			
8	Esophageal resection			
9	Pancreatic resection			
11	AAA repair			
12	CABG	No		
30	PTCA <sup>b</sup>	No		
31	Carotid endarterectomy <sup>b</sup>			
13	Craniotomy			
14	Hip replacement			
<b>Provider</b>	<b>In-hospital Mortality Rates</b>			
15	AMI			
32	AMI, Without Transfer Cases			
16	CHF			
17	Stroke			
18	GI hemorrhage			
19	Hip fracture			
20	Pneumonia			
<b>Provider</b>	<b>Utilization Rates</b>			
21	Cesarean delivery			
33	Primary Cesarean delivery			
22	VBAC (Vaginal Birth After Cesarean), Uncomplicated			
34	VBAC, All			
23	Laparoscopic Cholecystectomy			
24	Incidental appendectomy among elderly	No	No	
25	Bi-lateral cardiac catheterization			
<b>Area</b>	<b>Utilization Rates</b>			
26	CABG	No		
27	PTCA	No		
28	Hysterectomy			
29	Laminectomy			

\* Tomado de la Guía para Usuarios original

**Indicadores de Calidad Intrahospitalarios** Los indicadores de Calidad Intrahospitalarios (ICI), tratan de evaluar los cuidados intrahospitalarios mediante el uso de cuatro dimensiones de calidad:

**(ICI)**

a) el volumen, bajo la hipótesis de que mayor cantidad de intervenciones producen mejores resultados sanitarios; b) tasas de utilización, bajo el supuesto de que las diferencias entre centros implican infra o sobreutilización inapropiada; c) la mortalidad tras procedimientos quirúrgicos, bajo el supuesto de que mayores tasas implican peor cuidado, y d) la mortalidad en la atención de condiciones clínicas, bajo el mismo supuesto anterior.

El desarrollo y validación de estos indicadores, sigue una metodología de trabajo sistemática y exhaustiva que se fundamenta en el siguiente proceso:

- a) revisión de literatura para conocer la validez de constructo de los mismos;
- b) aplicación del juicio clínico a los indicadores seleccionados mediante múltiples paneles clínicos y quirúrgicos mediante técnicas de consenso similares al método RAND para determinar la validez aparente;
- c) revisión sistemática de los códigos para asegurar que la definición de cada indicador tiene un correlato apropiado en el lenguaje CIE9-MC (validez de codificación);
- d) realización de análisis empíricos que prueban las limitaciones y utilidad de los indicadores (validez convergente y divergente); y,
- e) producción de software y documentación de uso público para su replicado en otros entornos.

En este informe se utilizarán los indicadores de calidad intrahospitalaria, tal como están definidos en la propuesta de la AHRQ, para explorar la calidad de la atención hospitalaria a la cardiopatía isquémica en los hospitales públicos de agudos de nuestro Sistema Nacional de Salud.

## OBJETIVOS

---

El **objetivo principal** de este informe fue estimar el riesgo de morir en los hospitales del SNS español por tres condiciones ligadas a la cardiopatía isquémica (Infarto Agudo de Miocardio, Angioplastia Coronaria Transluminal Percutanea y By Pass-Coronario). Adicionalmente, se estimó si ser atendido en un determinado hospital se asocia al riesgo de morir con independencia de las condiciones clínicas del paciente.

Debido a que los indicadores propuestos pretenden evaluar la calidad atribuible al lugar donde el paciente es atendido, como **objetivo secundario** del estudio se estimó el riesgo relativo ajustado de morir por las condiciones de estudio en cada hospital analizado.

## METODOLOGÍA

---

**Diseño** Estudio descriptivo transversal, a nivel hospitalario, de la mortalidad hospitalaria asociada a tres condiciones y procedimientos relacionados con la cardiopatía isquémica. Adicionalmente el informe tiene un componente analítico exploratorio para determinar los factores asociados a la mortalidad hospitalaria.

**Población y ámbito** Se analizaron por separado, todas las altas hospitalarias por Infarto agudo de Miocardio (IAM) y dos procedimientos de revascularización cardiaca, Angioplastia Transluminal Percutánea (ACTP) y By-Pass Coronario (BPC) producidas en los hospitales públicos de 13 Comunidades Autónomas (CCAA) españolas durante los años 2003-04.

Los hospitales incluidos para el IAM fueron 196 hospitales, en el ACTP 47 hospitales y 31 en el BPC.

Las CCAA estudiadas fueron: Andalucía, Aragón, Asturias, Islas



Baleares, Canarias, Cantabria, Cataluña, Comunidad Autónoma Valenciana, Comunidad Autónoma Vasca, Extremadura, Galicia, La Rioja, Navarra.

**Selección e inclusión de casos**

Se seleccionaron todas las altas en los años 2003 al 2004 con diagnóstico de IAM ,ACTP Y BPC por cualquier campo definidos por los códigos de la Clasificación Internacional de Enfermedades 9 Modificación Clínica (CIE9MC). ( en las tablas A se detallan los códigos CIE 9MC utilizados en la definición de cada caso). Estos pacientes constituyeron el denominador del los indicadores de calidad.

**Fuentes de información**

Las fuentes de información para incluir los casos fueron el Conjunto Mínimo de Datos Básicos (CMBD-AH) de las Comunidades Autónomas (CCAA) participantes en el Proyecto Atlas de Variaciones en la Práctica Médica en el Sistema Nacional de Salud.

El CMBD-AH es un registro de todos los episodios de hospitalización ocurridos en los hospitales públicos y permite, con algunas limitaciones, estudiar las tasas de intervenciones y la presencia de variabilidad.

Del CMBD-AH se obtuvo la información clínica (motivos de ingreso), procedimientos quirúrgicos (principal y otros procedimientos) y administrativa (edad, sexo y residencia) referida a cada episodio de atención. Los diagnósticos y procedimientos contenidos en ambos registros están codificados como se ha comentado siguiendo la CIE9MC.

La Encuesta de Establecimientos Sanitarios en Régimen de Internado (EESRI) correspondiente al 2003 facilitada en soporte informático por el Ministerio de Sanidad y Consumo.

La EESRI fue facilitada con los hospitales anonimizados. El equipo investigador identificó manualmente a los hospitales que habían aportado su CMBD-AH.

Para obtener los numeradores y denominadores de cada indicador de riesgo, determinar la edad y sexo de los pacientes de la muestra, calcular el Índice Conjunto de Elixhauser y, estimar el Riesgo Basal de Morir de cada paciente se utilizó el CMBD-AH de los años 2003-04 de

13 CCAA, consolidado para el Atlas VPM<sup>14</sup>, una vez agrupados los casos mediante el agrupador APR-DRG (3M@)<sup>21</sup>. El CMBD-AH fue utilizado también para determinar el volumen de procedimientos de cada centro.

Por otro lado, para determinar los centros con UCI y excluir los centros sin salas de hemodinámica se utilizó la Encuesta de Establecimientos Sanitarios en Régimen de Internado (EESRI) de 2003.<sup>15</sup>

**Variables** *Resultado principal.*

Para cada condición o procedimiento se estimó el riesgo de mortalidad intrahospitalaria.

**Variable dependiente.**

Riesgo de muerte de IAM, BPC y ACTP. Para cada una de las condiciones estudiadas se definió el numerador y el denominador tomando como referencia la definición propuesta por caso las definiciones especificadas por la agencia federal *Agency for Health Research and Quality* (AHRQ) (<http://www.qualityindicators.ahrq.gov/>). A saber:

Tablas:A

**Riesgo de morir por IAM**

<b>Numerador:</b>
Número de altas por muerte con diagnóstico principal de IAM
<b>Denominador:</b>
Todas las altas con diagnóstico principal IAM en pacientes de 18 o más años. Los códigos utilizados para definir IAM fueron:
41001 IAM ANTEROLATERAL, EPISODIO INICIAL
41011 IAM PARED ANTERIOR, EPISODIO INICIAL
41021 IAM INFEROLATERAL, EPISODIO INICIAL
41031 IAM INFEROPOSTERIOR, EPISODIO INICIAL
41041 IAM PARED INFERIOR, EPISODIO INICIAL
41051 IAM LATERAL NO ESPECIFICADO, EPISODIO INICIAL
41061 INFARTO POSTERIOR, EPISODIO INICIAL
41071 INFARTO SUBENDOCARDICO, EPISODIO INICIAL
41081 IAM NO ESPECIFICADO, EPISODIO INICIAL
41091 IAM NOS, EPISODIO INICIAL
Se <i>excluyeron</i> las altas sin información sobre el estado al alta.

**Riesgo de Morir  
por ACTP**

**Numerador:**

Número de altas por muertes con diagnóstico principal de ACTP en cualquier campo de procedimientos

**Denominador:**

Todas las altas con diagnóstico principal ACTP en pacientes de 40 o más años.

Los códigos utilizados para definir ACTP fueron:

0066	ACTP
3601	ACTP SIN USO DE AGENTES TROMBO LÍTICOS
3602	ACTP CON USO DE AGENTES TROMBO LÍTICOS
3605	ACTP MULTIPLE

Se *excluyeron* las altas sin información sobre el estado al alta; los códigos que incluyeran las categoría diagnósticas mayores (MDC) 14: embarazada, parto y puerperio y MDC 15: recién nacidos y neonatos. Y los casos que se produjeron en hospitales sin hemodinámica.

**Riesgo de Morir  
por BPC**

**Numerador:**

Número de altas por muertes con diagnóstico principal de BPC en cualquier campo de procedimientos

**Denominador:**

Todas las altas con diagnóstico principal BPC en pacientes de 40 o más años.

Los códigos utilizados para definir BPC fueron:

3610	BYPASS AORTO CORONARIO NO ESPECIFICADO
3611	BYPASS AORTO CORONARIO DE UNA ARTERIA CORONARIA
3612	BYPASS AORTO CORONARIO DE DOS ARTERIAS CORONARIAS
3613	BYPASS AORTO CORONARIO DE TRES ARTERIAS CORONARIAS
3614	BYPASS AORTO CORONARIO DE CUATRO ARTERIAS CORONARIAS
3615	BYPASS CORONARIO SIMPLE CON MAMARIA INTERNA
3616	BYPASS CORONARIO DOBLE CON MAMARIA INTERNA
3617	BYPASS CORONARIO CON ARTERIA ABDOMINAL
3619	BYPASS CON OTRAS REVASCULARIZACIONES MIOCÁRDICAS

Se *excluyeron* las altas sin información sobre el estado al alta; los códigos que incluyeran las categoría diagnósticas mayores (MDC) 14: embarazada, parto y puerperio y MDC 15: recién nacidos y neonatos. Y los casos que se produjeron en hospitales sin hemodinámica.

**Factores  
relacionados**

La variable explicativa principal, cuya relación se estimó, fue el hecho de ser atendido en un determinado hospital. Esta variable es un *proxy*

que resume el efecto conjunto de la organización en el riesgo de morir.

Para descartar efectos que confundiesen esta relación, se utilizaron distintas variables de paciente (edad, sexo, Elixhauser y riesgo basal de muerte). Por otro lado, con objeto de refinar el análisis sobre el efecto del hospital, se utilizaron variables específicas de los centros (existencia de UCI, volumen de procedimientos).

#### **Variables del paciente**

**a) Edad:** es una variable importante en los estudios de efectos adversos y puede ser un importante predictor de riesgos, en parte porque se asocia a otras características del paciente (determinados diagnósticos y comorbilidad) y en parte porque es un predictor independiente de peores resultados (muerte, complicaciones, duración de la estancia). De hecho, desde hace más de una década, se sabe que los pacientes de edades avanzadas suelen presentar más complicaciones, gravedad, y mayores costes que otros pacientes<sup>16</sup> y el esfuerzo terapéutico suele ser mayor que en los pacientes más jóvenes con cuadros clínicos similares<sup>17</sup>. Fue considerada de forma cuantitativa. Se estudiaron los pacientes con 18 o más años en el caso del IAM, y para BPC y ACTP, se estudiaron los pacientes mayores de 39 años.

**b) Sexo:** Hay dudas sobre su relevancia como predictor de resultados hospitalarios a corto plazo. Sin embargo, conocida la existencia de distinta intensidad terapéutica y resultados asociados a cardiopatía isquémica entre hombre y mujeres ha sido considerada en el estudio.<sup>6,7</sup>

**c) Comorbilidad de Elixhauser:** Este indicador, alternativa al clásico Índice de Charlson-Deyo<sup>18</sup>, incluye treinta categorías diagnósticas identificables mediante códigos CIE, que acompañan al diagnóstico principal de cada uno de los pacientes del estudio<sup>19,20</sup>. Para utilizar las condiciones de comorbilidad de Elixhauser en este estudio se creó para cada paciente un índice conjunto a partir de modelización logística. (Apéndice).

**d) Probabilidad individual de morir:** Además del índice conjunto de Elixhauser que representa la comorbilidad asociada al episodio del alta, cada paciente fue clasificado en función de su probabilidad

subyacente (basal) de morir en el episodio de alta a estudio. Así los pacientes resultaron clasificados en cuatro categorías: 1: riesgo bajo; 2: riesgo moderado; 3: riesgo alto; y, 4: riesgo extremo.

Para la clasificación de estos pacientes se utilizaron los algoritmos desarrollados para los agrupadores APR-DRG 15 edición (3M®)<sup>21</sup>.

#### **Variables del hospital**

##### **a) Existencia de UCI:**

Esta variable se valoró exclusivamente en el caso de IAM, puesto que ha resultado pronóstica en la probabilidad de morir en estudios precedentes<sup>22,23</sup>. La existencia de UCI se definió de forma dicotómica (presencia o ausencia) en función de la existencia de camas de UCI. Para contrastar su funcionamiento como tal, se tomaron sólo las camas que en 2003 habían producido altas hospitalarias de cuidados intensivos.

##### **b) Volumen de intervenciones:**

Esta variable se utilizó en el caso del estudio del riesgo de morir por BPC o ACTP. Se definió en términos del número de intervenciones realizadas por cada hospital para ambas intervenciones en los dos años de estudio. El volumen ha sido considerado un factor independiente del riesgo de mortalidad: a mayor cantidad de procedimientos menor probabilidad de morir. La variable fue definida operativamente en función del cuantil en el que quedaban los hospitales en función de su volumen. Se utilizó como umbral el percentil 50. De modo que, en el caso de ACTP, los hospitales de bajo volumen fueron aquéllos que practican menos de 659 intervenciones en dos años; y, en el caso de BPC, se definió como hospitales de bajo volumen aquellos que practicaban menos de 295 intervenciones en 2 años.

#### **ANÁLISIS.**

##### ***Análisis descriptivo y bivariado***

Se estimó el riesgo crudo de morir para IAM, BPC y ACTP conjunto y para cada hospital. Adicionalmente, se estimó el riesgo de morir para estas condiciones según las distintas características del paciente y del

hospital detalladas más arriba. En el caso de que las variables fuesen cuantitativas, las diferencias estadísticas se evaluaron mediante el uso de ANOVA y en el caso de que fuesen cualitativas se utilizó el test de  $X^2$  de Pearson. Adicionalmente se realizaron regresiones logísticas bivariadas y se estimó la OR y su intervalo de confianza. Se aceptó un error tipo I, del 5%.

#### ***Análisis multivariado: Multinivel tipo logit***

Los estudios que evalúan resultados sanitarios analizando a la vez variables individuales y variables sometidas a efecto *cluster* (como el volumen) están sujetos a sesgo<sup>24</sup>. En el caso de estudios como éste en el que la variable dependiente (muerte) exigiría una regresión logística, el efecto de *cluster* puede ser corregido mediante el uso de métodos multinivel. Por ello, para determinar el efecto del hospital (organización en su conjunto) sobre el riesgo de morir, se construyeron modelos mediante regresión múltiple multinivel tipo logit, en los que el nivel 1, recogía las variables de paciente, y el nivel 2, era la propia variable hospital. Una vez ajustado el modelo más parsimonioso se estimó el estadístico rho, estimador de la proporción de la varianza explicada por el segundo nivel de estudio y sus intervalos de confianza.

#### ***Análisis multivariado: Regresión de Poisson***

Con objeto de determinar el riesgo relativo de morir por el hecho de ser atendido en un centro determinado, se estimaron las razones estandarizadas de mortalidad. Para ello se estimaron los valores esperados para cada hospital, mediante Regresión Multivariante de Poisson. Se modelizaron distintas ecuaciones para cada condición de estudio y el mejor modelo fue el utilizado para estimar los valores esperados. La bondad del ajuste se estimó mediante el test pseudo  $r^2$ . El ajuste postestimación se hizo mediante la comparación entre los riesgos observados y esperados, mediante coeficiente de correlación de Pearson.

Todos los análisis se realizaron utilizando el programa STATA® 9 SE.

## RESULTADOS

---

Durante los años 2003 y 2004, se produjeron en las 13 Comunidades estudiadas algo más de 6 millones de altas. De éstas, se han analizado en el presente estudio, 77.663 altas por Infarto Agudo de Miocardio producidas en 196 hospitales públicos, 32.952 altas por Angioplastia Transluminal Percutánea producidas en 47 hospitales públicos y 9.359 altas por By-pass coronario en 31 hospitales públicos.

En el caso del IAM, la edad media de los pacientes tratados fue 67 años (DE: 16), la proporción de mujeres fue del 34%, el índice medio de Elixhauser fue de 0,11 (DE: 0,30), la probabilidad de encontrar pacientes con riesgo alto o extremo de muerte fue del 25% y el 95% de los pacientes fueron atendidos en centros hospitalarios con UCI (tabla 1). El riesgo crudo de morir para el conjunto de los hospitales estudiados fue de 10,27 muertes por cada 100 pacientes a riesgo en 2 años. Con un rango que osciló entre 0 y 50.

En el caso del ACTP, la edad media de los pacientes tratados fue 63 años (DE: 14), la proporción de mujeres intervenidas fue del 27%, el índice medio de Elixhauser fue de 0,11 (DE: 0,36), la probabilidad de encontrar pacientes con riesgo alto o extremo de muerte fue del 6,5% y el volumen mediano de intervenciones realizadas por centro fue 76,5 (tabla 1). El riesgo crudo de morir para el conjunto de los hospitales estudiados fue de 2,26 muertes por cada 100 pacientes a riesgo en 2 años. Con un rango que osciló entre 0 y 26.

Por último, en el caso del BPC, la edad media de los pacientes tratados fue 65 años (DE: 13), la proporción de mujeres intervenidas fue del 25%, el índice medio de Elixhauser fue de 0,5 (DE: 0,24), la probabilidad de encontrar pacientes con riesgo alto o extremo de muerte fue del 16% y el volumen mediano de intervenciones realizadas por centro fue 295 (tabla 1). En el caso del BPC, el riesgo crudo de morir fue de 7,56 muertes por cada 100 pacientes a

riesgo en dos años. Con un rango que osciló entre 0 y 21,12.

**Tabla 1. Características de la muestra**

<b>Infarto agudo de miocardio</b>	
Edad (x[DE])	67,16(15,92)
Sexo (n[%])	
Hombres	51.516(66%)
Mujeres	26147(34%)
Índice conjunto Elixhauser (x[DE])	0,11(0,30)
Riesgo basal de muerte (n[%])	
Bajo	43.129(55,56%)
Moderado	17.496(22,54%)
Alto	11.151(14,36%)
Extremo	5.846(7,53%)
Pacientes atendidos en UCI (n[%])	73.425(95%)
<b>Angioplastia</b>	
Edad (x[DE])	62,39 (14,90)
Sexo (n[%])	
Hombres	26.436(72,27%)
Mujeres	10.143(27,73%)
Índice conjunto Elixhauser (x[DE])	0,12 (0,36)
Riesgo basal de muerte (n[%])	
Bajo	29.703(81,20%)
Moderado	4.567(12,48%)
Alto	1.260 (3,44%)
Extremo	1.049 (2,88%)
Tipo de ingreso(n [%])	
Urgente	23.331 (63,78%)
.....No urgente	13.248(36,22%)
Hospitales (n[%])	
Con hemodinámica	31.087(84,99%)
Sin hemodinámica	5.492 (15,01%)
Volumen de intervenciones (x[DE])	285,81 (393,16)
<b>By pass</b>	
Edad (x[DE])	64,92(12,59)
Sexo (n[%])	
Hombres	6973(75%)
Mujeres	2386(25%)
Índice conjunto Elixhauser (x[DE])	0,51(0,24)
Riesgo basal de muerte (n[%])	
Bajo	5581(59,71%)
Moderado	2271(24,31%)
Alto	921(9,85%)
Extremo	573(6,13%)
Volumen de intervenciones (x[DE])	298 (115)



**IAM** En el caso de IAM, el riesgo de morir se asoció positivamente con la edad (OR=1,07), ser mujer (OR=1,73), tener mayor Índice Conjunto de Elixhauser (OR=2,71), tener mayor riesgo basal de muerte (OR=36,1 entre valores extremos) y ser atendido en centros sin Unidad de Cuidados Intensivos (OR=1,27) (tabla 2).

**Tabla 2.**  
**Riesgo de Morir en pacientes con IAM y su relación con distintos factores**

n=77663	Sobreviven 69684 (89,73)	Mueren 7979 (10,27)	OR	IC 95%
<b>Edad: <math>\bar{x}</math> (s)</b>	66,02 (16,03)	77,11 (10,64)	1,07	1,06 - 1,08
<b>Sexo: n (%)</b>				
Hombres	47149 (91,52)	4367 (8,48)	1	-
Mujeres	22531 (86,18)	3612 (13,82)	1,73	1,65 - 1,81
<b>Elixhauser <math>\bar{x}</math> (s)</b>	0,10 (0,28)	0,24 (0,43)	2,71	2,56 - 2,86
<b>Riesgo de muerte N (%)</b>				
Bajo	41860 (97,06)	1269 (2,94)	1	-
Moderado	15766 (90,11)	1730 (9,89)	3,62	3,35 - 3,39
Alto	9231 (82,78)	1920 (17,22)	6,86	6,36 - 7,39
Extremos	2793 (47,78)	3053 (52,22)	36,06	33,42 - 8,89
<b>Uci N (%)</b>				
Si	65974 (89,85)	7451 (10,15)	1	
NO	3710 (87,54)	528 (12,46)	1,27	1,15 - 1,39

#### **ACTP**

En el caso de ACTP (tabla 3), el riesgo de morir se asoció positivamente con la edad (OR=1,06), ser mujer (OR=1,48), tener mayor comorbilidad (OR=2,75), el riesgo basal de muerte (OR=52 entre valores extremos), ingresar de forma urgente (OR=2,06) y ser atendido en un centro de bajo volumen (OR=1,25).

#### **BPC**

Por último, el riesgo entre los pacientes que han sido sometidos a un BPC (tabla 4) es mayor en pacientes más mayores (OR=1,06), en mujeres (OR=1,39), en pacientes con mayor comorbilidad (OR=2,62), en pacientes con mayor riesgo basal de muerte (OR=26 entre los valores extremos) y en pacientes atendidos en centros de bajo volumen (OR=1,30).

**Tabla 3.**  
Riesgo de Morir en pacientes que han recibido ACTP y su relación con distintos factores

n= 32952	Sobreviven 32218 (97,77)	Mueren 734 (2,23)	OR	IC 95%
<b>Edad:</b> $\bar{X}$ (s)	62,61 (13,82)	70,78 (10,66)	1,06	1,05 – 1,06
<b>Sexo:</b> n (%)				
Hombres	23908 (98,02)	483 (1,98)		
Mujeres	8309 (97,07)	251 (2,93)	1,49	1,28 – 1,74
<b>Elixhauser</b> $\bar{X}$ (s)	0,35 (1,16)	1,39 (2,76)	1,30	1,26 – 1,33
<b>Riesgo de muerte</b> n (%)				
Bajo	26824 (99,15)	231 (0,85)	1	-
Moderado	3727 (96,75)	125 (3,25)	3,89	3,12 – 4,85
Alto	959 (91,86)	85 (8,14)	10,29	7,96 – 13,30
Extremos	668 (69,73)	290 (30,27)	50,41	41,72 – 60,90
<b>Volumen</b> n (%)				
Alto volumen	23718 (97,64)	574 (2,36)	1	-
Bajo volumen	8500 (98,15)	160 (1,85)	0,78	0,65 – 0,93

**Tabla 4.**  
Riesgo de Morir en pacientes que han recibido BPC y su relación con distintos factores

n= 9359	Sobreviven 8651 (92,44)	Mueren 708 (7,56)	OR	IC 95%
<b>Edad:</b> $\bar{X}$ (s)	64,49 (12,78)	70,28 (8,25)	1,06	1,04 -1,06
<b>Sexo:</b> n (%)				
Hombres	6490 (93,07)	483 (6,93)	1	
Mujeres	2161 (90,57)	225 (9,43)	1,39	1,18 – 1,65
<b>Elixhauser</b> $\bar{X}$ (s)	0,04 (0,22)	0,14 (0,41)	2,62	2,13 – 3,22
<b>Riesgo de muerte</b> n (%)				
Bajo	5415 (97,03)	166 (2,97)	1	-
Moderado	2136 (94,06)	135 (5,94)	2,06	1,63 – 2,60
Alto	771 (83,71)	150 (16,29)	6,34	5,02 – 8,01
Extremos	319 (55,67)	254 (44,33)	25,97	20,72 -32,55
<b>Volumen</b> n (%)				
Alto volumen	5422 (93,13)	400 (6,87)	1	
Bajo volumen	3229 (91,29)	308 (8,71)	1,30	1,11 - 1,52

**Efecto de ser atendido en un hospital** Se elaboraron -por separado- modelos multinivel para los tres tipos de condiciones estudiadas (modelos en apéndice: tablas A,B,C )

**IAM** En el caso del IAM, el riesgo de morir se relacionó con la edad (OR=1,05), el sexo (OR=1,15), la comorbilidad (OR=1,66), el riesgo basal de morir (OR=42

entre valores extremos) y ser atendido en un centro sin UCI (OR=1,26). Tras ajustar por estas variables, el segundo nivel, representado por la variable hospital, entró en el modelo explicando el 9% de la varianza restante (tabla A).

**ACTP** En el caso de los pacientes que recibieron ACTP, el riesgo de morir se asoció con la edad (OR=1,04), ser mujer (OR=1,22), la comorbilidad (OR=1,36) y la probabilidad basal de morir (OR= 52,82 entre valores extremos). En este modelo se retuvo el efecto del volumen y e tipo de ingreso se asoció positivamente a ingresar por urgencias(OR=1,30) y al bajo volumen (OR=2,19). Tras ajustar por estas variables, el segundo nivel, representado por la variable hospital, entró en el modelo explicando el 10% de la varianza restante (tabla B).

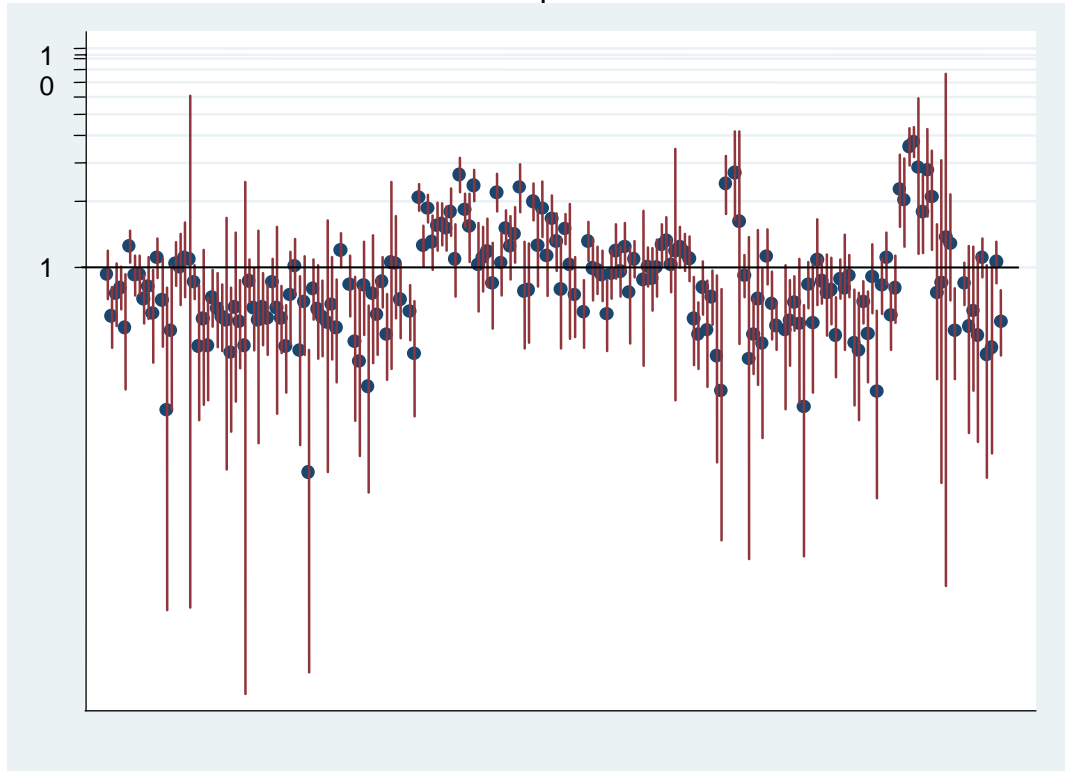
**BPC** Por último, el riesgo de morir en los pacientes sometidos a BPC, se asoció a la edad (OR=1,04), a ser mujer (OR=1,21), a la comorbilidad (OR=1,91) y a la probabilidad basal de morir (OR=48,33 entre valores extremos). El efecto del volumen no se retuvo en el análisis. Tras ajustar por estas variables, el segundo nivel, representado por la variable hospital, entró en el modelo explicando el 17% de la varianza restante (tabla C).

**Estimación del riesgo relativo de morir en un centro** La estimación de los valores esperados para cada centro (necesarios en la estimación del riesgo relativo de morir en un hospital) se modelizaron regresiones de Poisson para cada condición de estudio (en apéndice :tablas D,E,F)

El riesgo relativo de muerte de cada hospital (observados vs esperados) y sus intervalos de confianza se muestran en las figuras 1 a 3. Los hospitales que se encuentran por encima del valor 1 y su intervalo de confianza no incluye el valor nulo son considerados centros en los que la probabilidad de morir atribuible a los cuidados es mayor de lo esperado para el tipo de pacientes atendidos y para sus características (disponer de UCI en el IAM) o encontrarse por encima del umbral de volumen de intervenciones (en ACTP).

**IAM**

**Figura 1. Riesgo Relativo de Morir por Infarto de Miocardio  
196 hospitales**



**ACTP**

**Figura 2. Riesgo Relativo de Morir por ACTP  
47 hospitales**

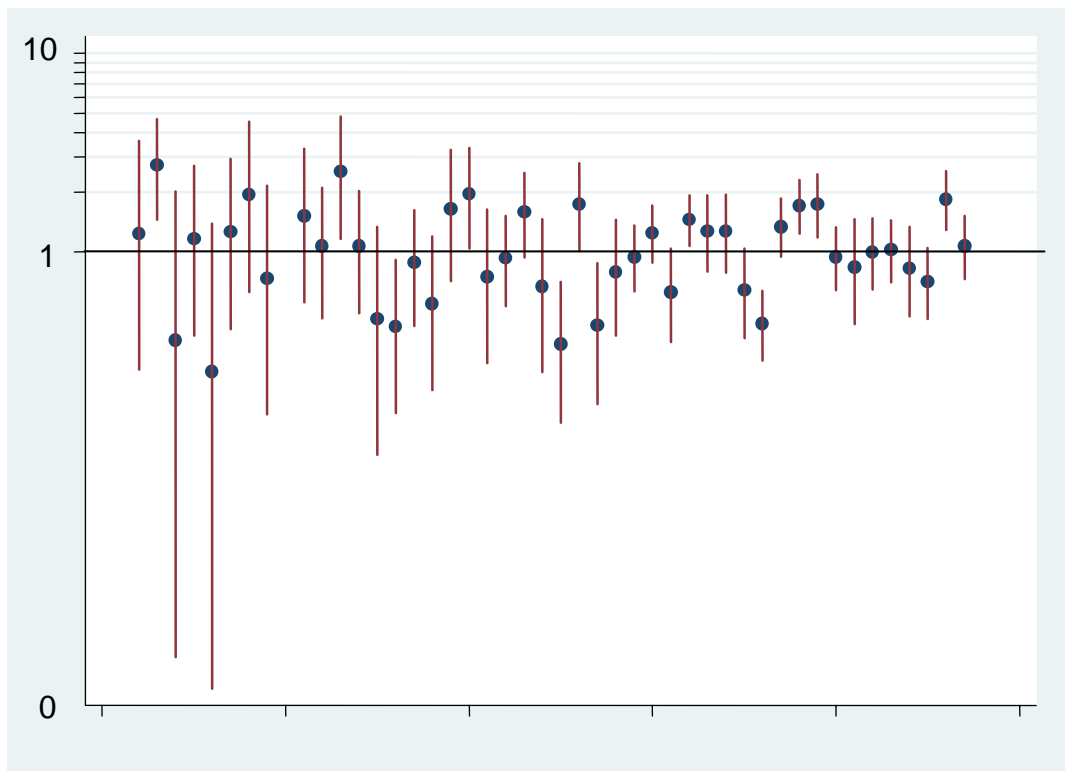
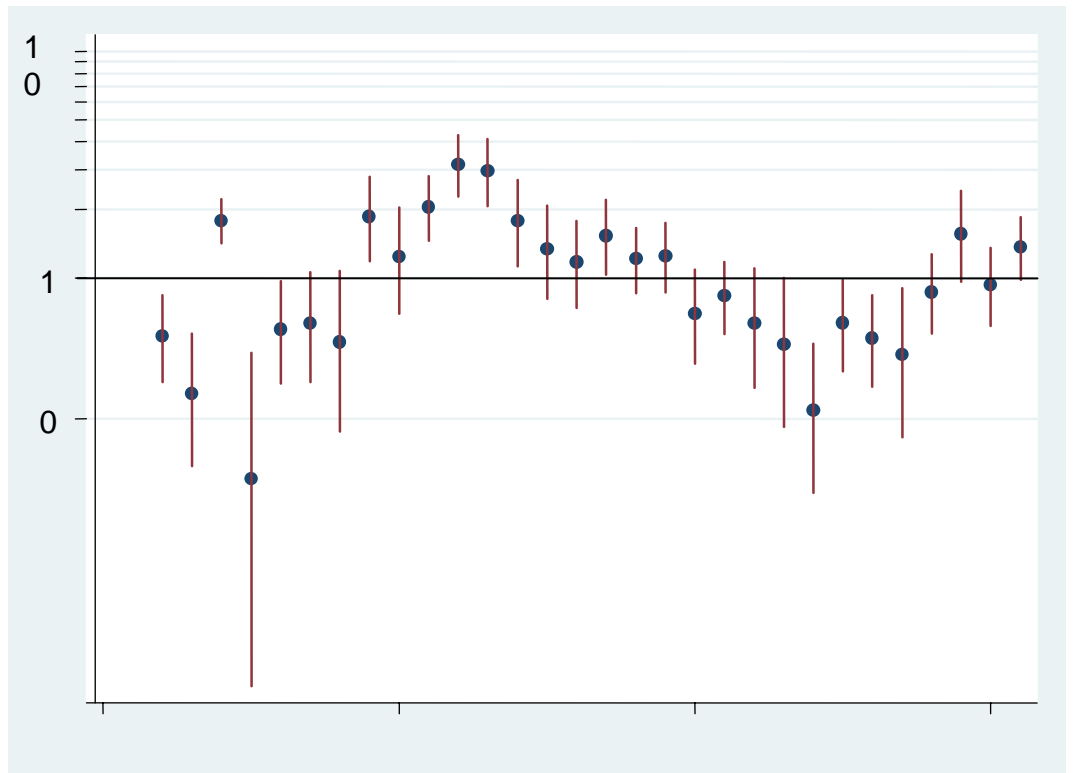


Figura 3. Riesgo Relativo de Morir por By-pass  
30 hospitales



## DISCUSION

---

En este informe sobre 77.663 altas por Infarto Agudo de Miocardio, 36.579 altas por Angioplastia Transluminal Percutánea y 9.359 altas por By-pass coronario producidas durante los años 2003 y 2004 en los hospitales públicos de 13 CCAA se ha podido determinar que la probabilidad de muerte intrahospitalaria en estas condiciones depende fundamentalmente de variables relacionadas con los pacientes (edad, sexo, comorbilidad y, sobre todo, gravedad basal pero que una vez corregido el efecto de estas variables, el hospital seguiría explicando parte del riesgo de morir: el 9% en el IAM, el 10% en la ACTP y el 17% en el BPC.

*Discusión sobre los resultados* Entre los resultados obtenidos cabe destacar algunos que son consistentes con el conocimiento previo y otros que en cambio, muestran alguna discrepancia.

Para el caso del Infarto Agudo de Miocardio, la probabilidad de morir en el episodio inicial fue un 15% mayor en las mujeres una vez ajustado por la edad, la comorbilidad, el riesgo basal de muerte de los pacientes y el hecho de ser atendido en un centro con UCI. Este resultado, debido a que hablamos del primer episodio de IAM, obligaría a considerar que las mujeres y los hombres sufren un retraso diferencial en llegar al centro asistencial, y por tanto, con distinta probabilidad que los hombres a recibir revascularización. No se ha encontrado literatura que permita contrastar esta hipótesis y por otro lado, podrían existir algunas variables explicativas no valoradas en este trabajo, como el hecho de que las mujeres rehúsan recibir tratamiento de revascularización quirúrgica más frecuentemente que los hombres<sup>25</sup>.

También en relación con el acceso, el porcentaje de mujeres que recibieron ACTP fue un 26% (entre un 10% y 53% según hospitales) y 25% (entre un 18% y un 55% según hospitales) en el caso de BPC, cuando para el conjunto de todas las altas producidas en los hospitales de la muestra el porcentaje de mujeres supera el 53%. Nuestros resultados son compatibles con la conocida diferencia de intensidad terapéutica en hombres y mujeres, y refuerzan los

resultados de un reciente trabajo español en el que la probabilidad ajustada por edad y comorbilidad en mujeres era casi dos veces menor que en los hombres para ACTP y casi 3 veces para BPC.<sup>7</sup> La novedad que este trabajo añade al citado estudio es que el riesgo de morir de las mujeres (ajustado por edad, comorbilidad, probabilidad basal de morir y volumen de intervenciones realizadas en el centro) fue mayor para el caso de ACTP –aunque no estadísticamente significativo en los casos con ingreso urgente- y hasta un 21% mayor para el caso de BPC (en este último caso, el límite inferior del intervalo de confianza es 1). No se dispone de pruebas que permitan explicar estos resultados, máxime cuando los ajustes realizados incluyen todos aquéllos factores que clásicamente se han considerado implicados en el riesgo de muerte. Tan sólo quedaría por argumentar que los vasos en el caso de la mujer tengan características menos apropiadas para el éxito quirúrgico en el momento de ser intervenidos. Esto ha sido argumentado por algunos autores aunque esta hipótesis está sujeta a mucha controversia.

Otros resultados que merecen comentario por sus implicaciones en la política sanitaria, hacen referencia al efecto de determinadas características del hospital que se consideran predictores independientes del riesgo de morir. Es el caso del efecto de que los pacientes sean atendidos en centros con UCI para el IAM o el efecto del volumen de intervenciones en el caso de ACTP y BPC. La evidencia sostiene que la probabilidad de morir es mayor en centros en los que no existe UCI y en centros de bajo volumen.<sup>26</sup>

En efecto, ser atendido en un centro con UCI representa un riesgo menor que ser atendido en un centro sin UCI (OR=0,76), una vez se ajusta por la características del paciente. El impacto real, sin embargo, de este riesgo afecta escasamente al 5% de los IAM en fase inicial en España.

Por su parte, el análisis sobre el efecto del volumen en la probabilidad de morir ha mostrado resultados consistentes con lo esperado para el caso de BPC y aparentemente contradictorios para el caso de ACTP. En el primer caso, el riesgo de muerte se

incrementa un 30% en aquellos centros que practican menos de 150 intervenciones anuales. Y este efecto se mantuvo tras ajustar por variables individuales. Es esta variable la que estaría subyaciendo al alto nivel de capacidad explicativa del nivel hospital en el modelo multinivel (17%).

En el caso de ACTP, en cambio, el riesgo es mayor (12%) en los centros con más volumen, aunque cuando se analizan sólo los casos urgentes este riesgo pierde su significación estadística. No sucede así en el caso de los ingresos programados (alrededor del 40% de los casos) en los que el riesgo de morir en hospitales de gran volumen es mayor (ORa=1,95 con un IC95% 1.16-3.28). Podemos encontrar distintas explicaciones para este tipo de hallazgos. Por un lado, podría ser que el volumen escondiese detrás variables no estudiadas como por ejemplo, una menor "idoneidad" de los pacientes que reciben tratamiento en aquellos lugares con altas tasas de intervención<sup>27</sup>. De hecho, un estudio español de 2000 mostró que el 77% de las ACTP o no eran apropiadas o existía incertidumbre sobre su idoneidad<sup>28</sup>. Creemos sin embargo, que seguramente los ajustes realizados (edad, sexo, gravedad) capturarán, gran parte del concepto de paciente "inapropiado". Otra posible explicación es que en los centros con menor volumen se estén haciendo más intervenciones ambulatorias y estemos clasificando de menor volumen centros que son de volumen alto. Sin embargo, este extremo es poco probable puesto que en el año 2003 y 2004 las ACTP se realizaban íntegramente en régimen de internado y se disponía de la información de la Cirugía Mayor Ambulatoria en todos los centros evaluados. Otra explicación alternativa apuntaría a que tal vez los pacientes ingresados de forma programada reciban por el conjunto de la organización hospitalaria una atención "menor" respecto a los que ingresan de forma urgente.

No obstante, la explicación más plausible, en este caso, sería que el volumen del centro para ACTP no resultaría explicativo de la variabilidad en los resultados sino el volumen de cada facultativo (su experiencia), debido que en ACTP participan distintas especialidades médicas, de ámbitos formativos diferentes, incluidos profesionales en formación; o al menos, que el volumen por



facultativo confunde el resultado total del centro como fue mostrado en trabajos precedentes.

***Sobre las limitaciones***

El hecho de utilizar bases de datos administrativas incorpora ciertas debilidades que pueden, eventualmente, influir en la clasificación de los casos (numeradores), en la clasificación de las poblaciones a riesgo (denominadores) y en la clasificación de los pacientes en las distintas categorías de riesgo (edad, sexo, índice conjunto de Elixhauser, riesgo de muerte).

En el caso que nos ocupa, el análisis de la mortalidad en los centros hospitalarios, no son esperables problemas de mala-clasificación por errores en la codificación de los casos de muerte. Podrían, no obstante, existir dos fuentes potenciales de sesgo de clasificación diferencial en relación al número de casos de muerte recogidos en el CMBD-AH. Por un lado, diferencias en la exhaustividad de los distintos CMBD-AH utilizados y por otro, las distintas estrategias de tratamiento de los pacientes terminales en cuanto al bien morir.

Podemos descartar la primera como una de las fuentes potenciales de sesgo ya que los datos que se manejan, son datos definitivos, consolidados por las Comunidades Autónomas una vez resueltos problemas de calidad de codificación. En todo caso, nuestra fuente de información, CMBD-AH del proyecto Atlas de Variaciones de la Práctica, tienen una cobertura superior al 95% en todas las CCAA utilizadas para este trabajo.

En el caso de la existencia de práctica de alta hospitalaria distintas entre hospitales, de modo que los pacientes puedan morir en otro centro o en su propio domicilio, no podemos descartar la presencia de sesgo. En otros estudios, alejados de nuestro entorno y cultura<sup>29</sup> se han encontrado importantes variaciones en la probabilidad de morir en el centro en el que un paciente es atendido: hospitales en los que la muerte sucedía en el propio centro en el 15.9% de los casos y hospitales en las que la cifra alcanzaba el 55.6%. No obstante, las enfermedades estudiadas por los autores eran enfermedades crónicas en los 6 últimos meses de vida y no incluían las condiciones y procedimientos estudiados en

este trabajo. Probablemente para el caso del IAM, ACTP y BPC la probabilidad de que un paciente muera en casa por decisión de la familia o en centros de cuidados alternativos es baja y seguramente, pese a no poder descartar el sesgo este no influya en los resultados.

En cuanto a la clasificación sesgada de los pacientes a riesgo (denominadores), la presencia de sesgos se derivaría del hecho de que en distintos hospitales los casos de IAM, ACTP o BPC se codificasen de forma diferencial. Mientras que para el caso de ACTP o BPC, no existen motivos para pensar en diferencias en codificación (los centros recogen exhaustivamente los procedimientos relacionados porque tienen incentivos a realizarlo y se han tomado todos los códigos existentes en la CIE 9ª ed. MC) para el caso del IAM la presencia de sesgo es posible debido a diferencias en la forma de codificar. De hecho, la propuesta americana (base de este trabajo) utiliza los episodios iniciales de infarto que utilizan para su codificación un quinto dígito específico. En trabajos precedentes<sup>30</sup> se ha observado que para el año 2002, la variabilidad en la codificación de 5º dígito entre Comunidades Autónomas era muy importante por lo que merece la pena estimar el efecto de la codificación en nuestra muestra. No obstante, como en la construcción del indicador sólo se incluyen los casos que cumplen los criterios señalados (episodio inicial de IAM) tanto en el numerador como en el denominador, las diferencias en codificación del 5º dígito afectarán más a la precisión del indicador (se computarán menos casos) que a un verdadero sesgo de clasificación diferencial entre centros. A pesar de ello, para descartar la posible existencia de sesgo se ha rehecho el análisis considerando no sólo los episodios iniciales sino también todos los episodios de IAM. La correlación entre el riesgo de morir en los 196 hospitales de la muestra para episodios iniciales de IAM y para todo tipo de infarto es excelente ( $r=0,98$ ), por lo que de existir diferencias en la codificación su efecto es irrelevante.

En tercer lugar, las variables utilizadas para determinar el riesgo individual de los pacientes, podrían tener sesgos potenciales de clasificación diferencial si los hospitales codificasen

inapropiadamente la edad, el sexo, la comorbilidad (diagnósticos secundarios) y el riesgo basal de muerte. Dado que, como se señaló más arriba, los datos utilizados tienen consolidados los datos administrativos (corrección de errores e incoherencias) no existen problemas de codificación con la edad y el sexo. En cambio, como la confección del Índice conjunto de Elixhauser y el riesgo de morir, dependen del número de códigos secundarios, el sesgo de clasificación diferencial para la comorbilidad y la gravedad de los pacientes merecen ser evaluado. De hecho, un artículo clásico sobre las limitaciones del CMBD-AH para evaluar el riesgo de muerte<sup>31</sup>, mostró que los pacientes con muerte intrahospitalaria, tenían menos códigos diagnósticos de comorbilidad. Esperaríamos por tanto, que, en los pacientes muertos el número de diagnósticos codificados en nuestra muestra fuese menor, encontrando así que en los pacientes muertos los índices de comorbilidad y el riesgo basal de morir serían menores. Los resultados obtenidos contradicen la hipótesis planteada por los autores ya que como se ha observado en los modelos multinivel logit, estas variables se mantienen en los mismos. No obstante, quedaría pendiente determinar si parte del error estándar de ambas se debe a que existen diferencias en la forma de codificar y no a diferencias entre los pacientes.

Para ello se ha analizado el número medio de diagnósticos secundarios codificados en cada hospital con los siguientes resultados. Para el caso del IAM, el rango de codificación de los 196 hospitales estudiados oscila entre 1 diagnóstico y 10 diagnósticos codificados de media (el 90% de los hospitales que ocupaban el centro de la distribución mostraron una variación en la codificación de entre 3 y 7 códigos). En el caso del ACTP, el rango de codificación de los 47 hospitales osciló entre 2 y 8 casos (el 90% de los valores centrales osciló entre 4 y 6,5 diagnósticos). Y en el BPC, el rango de codificación de los 31 centros osciló entre 4 y 8,5 tanto para el total de la muestra como para el 90% de valores centrales.

Para evaluar si estos datos afectan a los estimados presentados se replicaron los análisis multinivel, introduciendo en el modelo el número de diagnósticos codificados como una covariable más. La variable entró en los modelos pero la proporción de varianza

explicada por el segundo nivel (hospital) no varió en ningún caso. En suma, pese a que la forma de codificar influye –especialmente sobreestimando el efecto de los pacientes con probabilidad de morir severa- el centro continúa explicando la misma variabilidad en el riesgo de morir, una vez descartadas las características de los pacientes.

Por último, y es una limitación intrínseca al instrumento utilizado, la severidad, la comorbilidad o el riesgo de morir que se encuentra en el informe que permite la codificación habla de la complejidad del paciente a lo largo del ingreso, no distinguiéndose salvo para el caso de comorbilidad crónica, la situación exacta con la que el paciente ingresa. Por tanto, los índices de severidad y el riesgo de morir, son solo un proxy que incorpora información tanto del estado del paciente como de las consecuencias de los cuidados recibidos.

**Implicaciones  
para la política y  
la gestión**

Así pues, asumiendo el constructo de estos tres indicadores de calidad intrahospitalaria desarrollados por la AHRQ americana, podríamos decir que el hospital como organización en su conjunto, tiene que ver en la probabilidad de morir con independencia de las características individuales de los pacientes.

Esto es especialmente notable en el caso de ACTP y en el caso de BPC en los que el hospital explica gran parte de la variabilidad en la probabilidad de morir. En este último caso se ha podido determinar que aquellos centros que realizan menos de 150 intervenciones anuales son “de riesgo” con independencia de las características de los pacientes.

Una limitación que afecta a las implicaciones que sobre la gestión de la calidad tienen los resultados es la no consideración de algunas variables explicativas del riesgo de morir. Aunque se han considerado variables individuales y del hospital que explicarían la mayor parte de la varianza –ajustando un modelo de regresión logística el área bajo la curva nunca es inferior al 85%- podríamos no haber considerado alguna variable relevante que tendría efecto no sólo en la modelización del riesgo de morir (quizá añadiría poca

información adicional al modelo) sino en la atribución de responsabilidad al centro. En particular, no se han estudiado variables relacionadas con los cuidados recibidos por los pacientes antes de llegar al centro. Así por ejemplo, se sabe que el riesgo de morir depende de la probabilidad de llegar a tiempo de recibir tratamiento fibrinolítico y que este mismo tratamiento se contraindica en el hospital cuando el paciente ha recibido tratamiento intramuscular.

La mortalidad no debe ser considerada como el único indicador para evaluar la calidad de una organización sanitaria. Pero tiene en cambio, la ventaja de que atiende al principal de los indicadores de mal resultado de salud, es de fácil definición e identificación y puede ofrecer una visión general del funcionamiento biológico, epidemiológico y asistencial. Los resultados obtenidos pese a las limitaciones señaladas pueden ser utilizados para señalar problemas graves de calidad que puedan ser posteriormente auditados.

En el terreno de la decisión política, los resultados reabren el debate del efecto de la actual regionalización<sup>32</sup> de servicios terciarios (según lo señalado para BPC, la mitad de los centros que practican están por debajo del umbral exigible en términos de seguridad de los pacientes), aunque existen dudas sobre el hecho de que los resultados de un año predigan el comportamiento de años sucesivos<sup>33</sup>

Asimismo, los resultados señalan un camino para orientar las decisiones de los usuarios sobre los proveedores que ellos elegirían si tuviesen verdadera capacidad de decisión.<sup>34</sup>

**APENDICE**  
**DEFINICIONES PARA LAS CONDICIONES DE ELIXHAUSER**

<b>Condiciones</b>	<b>Códigos CIE</b>
<b>Insuficiencia cardiaca congestiva</b>	389.91, 402. 11, 402.91, 404.11, 404.13, 404.91,404.93,428.0,428.9
<b>Arritmias cardiacas</b>	426.10, 426.11,426.13, 426.2-426.53, 426.6-426.89, 427.0, 427.2, 427.31, 427.60, 427.9, 785.0, V45.0, V53.3
<b>Valvulopatías</b>	93.20, 93.24, 394.0, 397.1, 424.0- 424.91, 746.3-746.6, V42.2, V43.3
<b>Trastornos de la circulación pulmonar</b>	416.0-416.9, 417.9
<b>Trastornos de la circulación periférica</b>	440.0-440.9, 441.2, 441.4, 441.7, 441.9, 443.1-443.9, 447.1,557.1, 557.9, V43.4
<b>Hipertensión</b>	401.1, 401.9
No complicada	402.10, 402.90, 404.10, 404.90, 405.11,
Complicada	405.19, 405.91, 405.99
<b>Parálisis (para)</b>	342.0-342.12, 342.9-344.9
<b>Otros trastornos neurológicos (neuro)</b>	331.9, 332.0, 334.4, 333.5, 334.0-335.9, 340, 341.1-341.9, 345.00-345.11, 345.40-345.51, 345.80-345.91, 348.1,348.3,780..3, 784.3
<b>Enfermedad pulmonar crónica (EPOC)</b>	490-492.8, 93.0-493.91,494,495.0-505, 506.4
<b>Diabetes no complicada</b>	250.00-250.33
<b>Diabetes complicada (dmcx)</b>	250.40-250.73, 250.90-250.93
<b>Hipotiroidismo</b>	243-244.2, 244.8, 244.9
<b>Insuficiencia renal (renlfail)</b>	403.11, 403.91, 404.12, 404.9, 585,586, V42.0,V45.1, V56.0, V56.8
<b>Enfermedad hepática (liver)</b>	70.32,70.33, 70.54, 456.0, 456.1, 456.20, 456.21, 571.0, 571.2, 571.3, 571.40-571.49, 571.5, 571.6, 571.8, 571.9, 572.3, 572.8, V42.7
<b>Úlcera péptica no sangrante</b>	531.70, 531.90, 532.70, 532.90, 533.70, 533.90, 534.70, 534.90, V12.71
<b>SIDA</b>	042-044.9
<b>Linfoma</b>	200.00-202.38,202.50-203.01,203.8-203.81,238.6,273.3,V10.71,V10.72,V10.79
<b>Cáncer Metastático (mets)</b>	196.0-199.1
<b>Tumor Sólido sin Metástasis (tumor)</b>	140.0-172.9,174.0-175.9,179-195.8V10.00-V10.9
<b>Colagenopatías artríticas reumatoides</b>	701.0,710.0-710.9,714.0-714.9,720.0-720.9,725
<b>Coagulopatias (coag)</b>	2860-2869,287.1,287.3-287.5
<b>Obesidad</b>	278.0
<b>Pérdida de peso (wghtloss)</b>	260-276.9
<b>Alteraciones hidroelectrolíticas (lytes)</b>	276.0-276.9
<b>Pérdida de sangre con anemia</b>	280.0
<b>Anemias</b>	280.1,281.9,285.9
<b>Abuso de alcohol</b>	291.1,291.2,291.5,291.8,291.9,303.90-303.93,305.00-305.03,V113
<b>Abuso de drogas</b>	292.0,292.82-292.89,292.9,304.00-304.93 305.20-305.93
<b>Psicosis</b>	295.00-298.9,299.10-299.11
<b>Depresión</b>	300.4,301.12,309.0,309.1,311

## MODELOS MULTINIVEL

**Tabla A.**  
**Modelo multinivel (tipo logit) para el riesgo de morir en pacientes con IAM**

variables	OR	IC95%	Rho (IC 95%)
<b>Edad</b>	1,04	1,04 – 1,05	
<b>Sexo</b>			
Hombre	1	-	
Mujer	1,15	1,09 – 1,22	
<b>Elixhauser</b>	1,66	1,55 – 1,78	0,09
<b>Riesgo de morir</b>			(0,08-0,10)
Bajo	1	-	
Moderado	2,35	2,17 – 2,56	
Alto	4,74	4,33 – 5,19	
Extremo	42,87	39,18 – 46,92	
<b>UCI</b>			
Si	1		
No	1,26	1,02 – 1,55	

**Tabla B.**  
**Modelo multinivel (tipo logit) para el riesgo de morir en pacientes intervenidos de ACTP**

Variables	OR	IC95%	Rho (IC 95%)
<b>Edad</b>	1,04	1,03 – 1,05	
<b>Sexo</b>			
Hombre	1	-	
Mujer	1,22	1,04-1,44	
<b>Elixhauser</b>	1,36	1,56 – 2,52	
<b>Tipo de ingreso</b>			
No urgente	1	-	
Urgente	1,30	1,08-1,57	
<b>Volumen</b>			
Alto volumen	1	-	
Bajo volumen	2,19	1,21-3,94	
<b>Riesgo de morir</b>			0,10
Bajo	1	-	(0,07 – 0,16)
Moderado	3,6	2,89 – 4,47	
Alto	10,93	8,47 – 14,10	
Extremo	52,8	42,51 – 65,64	

**Tabla C.**  
**Modelo multinivel (tipo logit) para el riesgo de morir en pacientes intervenidos de BPC**

Variables	OR	IC95%	Rho (IC 95%)
<b>Edad</b>	1,04	1,03 – 1,05	
<b>Sexo</b>			
Hombre	1	-	
Mujer	1,21	1,00 -1,48	
<b>Elixhauser</b>	1,98	1,56 – 2,52	0,17
<b>Riesgo de morir</b>			(0,13 – 0,22)
Bajo	1	-	
Moderado	2,43	1,89 – 3,12	
Alto	8,17	6,29 – 10,61	
Extremo	48,33	36,37 – 64,27	

## MODELOS DE POISSON

**Tabla D.**  
**Modelo de Poisson ajustado para la estimación de los casos de muerte por IAM esperados para los hospitales de la muestra**

Variables	IRR	IC95%	pseudo R <sup>2</sup>
<b>Edad</b>	1,035	1,03 – 1,04	
<b>Sexo</b>			
Hombre	1	-	
Mujer	1,07	1,02 – 1,12	
<b>UCI</b>			
Si	1	-	
No	1,59	1,46 – 1,72	0,14
<b>Riesgo de morir</b>			
Bajo	1	-	
Moderado	1,35	1,25 – 1,45	
Alto	1,81	1,68 – 1,96	
Extremo	5,81	5,43 – 6,21	



**Tabla E.**  
**Modelo de Poisson ajustado para la estimación de los casos de muerte por ACTP esperados para los hospitales de la muestra**

Variables	IRR	IC95%	pseudo R <sup>2</sup>
<b>Edad</b>	1,03	1,02 – 1,04	
<b>Tipo de ingreso</b>			
No urgente			
Urgente			
<b>Volumen</b>			
Alto	1	-	
Bajo	2,31	1,50 – 3,57	
<b>Riesgo de morir</b>			
Bajo	1	-	0,16
Alto	1,63	1,50 – 2,48	
Extremo	12,12	7,06 – 9,99	

**Tabla F.**  
**Modelo de Poisson ajustado para la estimación de los casos de muerte por BPC esperados para los hospitales de la muestra**

Variables	IRR	IC95%	pseudo R <sup>2</sup>
<b>Edad</b>	1,03	1,02 – 1,04	
<b>Riesgo de morir</b>			
Bajo	1	-	0,13
Alto	2,32	1,86 – 2,91	
Extremo	6,04	4,96 – 7,37	

## BIBLIOGRAFIA

---

- <sup>1</sup> Tobias M, Jackson G Avoidable mortality un New Zealand, 1981-97 Aust NZJ Public Health 2001; 25:12-20
- <sup>2</sup> Nolte E, McKee M Measuring the health of nations: analysis of mortality amenable to health care B Med J 2003, 327: 1129
- <sup>3</sup> Arós F, Cuñat J, Loma-Osorio A, Torro E, Bosch X, Rodríguez JJ por los investigadores del estudio PRIAHMO II. Tratamiento del infarto agudo de miocardio en España en el año 2000. El estudio PRIAMHO II. Rev Es Cardiol 2003; 56: 1165-73.
- <sup>4</sup> Aguayo E, Reina A, Ruiz M, Colemenero M, García M por el grupo ARIAM. La asistencia prehospitalaria en los síndromes coronarios agudos. Experiencia del Grupo ARIAM. Aten Primaria 2001; 27: 478-83
- <sup>5</sup> Álvarez-León E, Elosua R, Zamora A, Aldasoro E, Galcerá J, Vanaclocha H por el grupo IBERICA. Recursos hospitalarios y letalidad por infarto de miocardio. Estudio IBERICA. Rev Esp Cardiol 2004; 57(6): 514-23
- <sup>6</sup> Márquez-Calderón S, Jiménez A, Perea E, Briones E, Aguayo E, Reina A por el Grupo de Variaciones en la Práctica Médica en el Sistema Nacional de Salud (Grupo VPM-SNS). Variaciones en la hospitalización por problemas y procedimientos cardiovasculares en el Sistema Nacional de Salud. Atlas Var Prac Med SNS 2006; 2(2): 151-64
- <sup>7</sup> Aguado MJ, Marquez-Calderón S, Buzón ML on behalf of the VPM-IRySS Andalusia Group. Differences between women's and men's acces to interventional cardiovascularr procedures at public hositals in Andalusia (SPAIN). Rev Esp Cardiol 2006; 59(8): 785-93.
- <sup>8</sup> Marrugat J, Elosua R, Martí H Epidemiología de la cardiopatía isquémica en España: estimación del número de casos y de las tendencias entre 1997 y 2005. Rev Esp Cardiol 2002; 55(4):337-46
- <sup>9</sup> España en cifras 2007. Instituto Nacional de Estadística <http://www.ine.es/prodyser/pubweb/espcif/salu07.pdf>
- <sup>10</sup> López-Palop R, Moreu J, Fernández-Vázquez F, Hernández R. Registro español de Hemodinámica y Cardiología Intervencionista. XV Informe Oficial de la sección de Hemodinámica y Cardiología Intervencionista de la Sociedad Española de Cardiología (1990-2005). Rev Esp Cardiol.2006;59:1146-64
- <sup>11</sup> McLoughlin V, Millar J, Mattke S, Franca M, Jonsson PM, Somekh D, Bates D. Selecting indicators for patient safety at the health system level in OCDE countries. Int J Qual Health Care.2006 Sep;18 Suppl 1: 14-20.
- <sup>12</sup> Remus D, Fraser I. Guidance for Using the AHRQ Quality Indicators for Hospital-level Public Reporting or Payment. Rockville, MD: Department of Health and Human Services, Agency for Healthcare Research and Quality; 2004. AHRQ Pub. No. 04-0086-EF. The

---

document may be downloaded from the AHRQ Quality Indicator website at <http://www.qualityindicators.ahrq.gov/documentation.htm>. IQI Guide 2 Version 3.1 (March 12, 2007)

<sup>13</sup> University of California at San Francisco-Stanford University Evidence-Based Practice Center. Evidence report for measures of patient safety based on hospital administrative data—the patient safety indicators. Rockville, MD: Agency for Healthcare Research and Quality, 2002.

<sup>14</sup> Libroero J, Rivas F, Peiró S, Allepuz A, Montes Y, Bernal-Delgado E, Sotoca R, Martínez N por el Grupo VPM-IRYSS. Metodología del Atlas de variaciones en cirugía ortopédica y traumatología en el Sistema Nacional de Salud. Atlas Var Pract Med SNS. 2005; 1:43-48

<sup>15</sup> Ministerio de Sanidad y Consumo Disponible en: <http://www.msc.es/ciudadanos/prestaciones/centrosServiciosSNS/hospitales/home.htm>

<sup>16</sup> Forman DE, Bernal JL, Wei JY. Management of acute myocardial infarction in the very elderly. Am J Med. 1992 93(3): 315-26.

<sup>17</sup> Weintraub WS, Craver JM, Cohen CL, Jones EL, Guyton RA. Influence of age on results of coronary artery surgery.Circulation. 1991;84(5):226-35.

<sup>18</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>19</sup> Elixhauser A, Steiner C, Harris DR, Coffey RM Comorbidity measures for use with administrative data. Med Care 1998; 36:8-27

<sup>20</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>21</sup> 3M Health Information Systems. All Patient Refined Diagnosis Related Groups. Clinical Research and Documentation Departments of 3M Health Information Systems,2003[acceso 22 mayo 2006].Disponible en: <http://www.3Mhis.com>

<sup>22</sup> Fiol M,Cabasés A,Sala J,Marrugat J,Elosua R,Vega G Variabilidad en el manejo hospitalario del infarto agudo de miocardio en España. Estudio IBERICA (Investigación,Búsqueda específica y Registro de isquemia Coronaria Aguda).Rev Esp Cardiol.2001;54:443-52

<sup>23</sup> Álvarez-León E, Elosua R, Zamora A, Aldasoro E, Galcerá J, Vanaclocha H por el grupo IBERICA. Recursos hospitalarios y letalidad por infarto de miocardio. Estudio IBERICA. Rev Esp Cardiol 2004; 57(6): 514-23

- 
- <sup>24</sup> Panageas KS, Schrag D, Riedel E, Bach PB, Begg CB The effect of clustering of outcomes on the association of procedure volume and surgical outcomes. *Ann Intern Med* 2003; 139: 658-65.
- <sup>25</sup> Wenger NK. Coronary heart disease: the female heart is vulnerable. *Prog Cardiovasc Dis.* 2003; 46:199-229.
- <sup>26</sup> Rathore SS, Epstein AJ, Volpp KGM, Krumholz HM Hospital CABG Surgery Volume and Patient Mortality, 1998-2000 *Ann Surg* 20004; 239: 110-117
- <sup>27</sup> Chandra A, Staiger D Testing a Roy Model with productivity spillovers: evidence from the treatment of heart attacks Working Paper 10811 Available at: <http://www.nber.org/papers/w10811>
- <sup>28</sup> Aguilar MD, Fitch K, Lázaro P, Bernstein SJ The appropriateness of use of Percutaneous Transluminal Coronary Angioplasty in Spain *Int J Cardiol* 2001; 78: 213-21
- <sup>29</sup> Wennberg J, Fisher ES, Stukel TA, Skinner JS, Sharp SM, Bronner KK Use of hospitals, physician visits, and hospice care during last six months of life among cohorts loyal to highly respected hospitals in the United States *bmj.com* 2004;328:607
- <sup>30</sup> Rivas F , Jiménez J, Librero J, Marquez S, Peiro S, Bernal E por el grupo VPM Metodología del Atlas VPM de hospitalizaciones por problemas y procedimientos cardiovasculares. *Atlas Var Prac Med Sistema Nacional de Salud* 2006; 2: 177-81
- <sup>31</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>32</sup> Luft HS, Bunker, Enthoven AC. Should operations be regionalized?. The empirical relation between surgical volume and mortality. *N Engl J Med.* 1979; 301:1364-9.
- <sup>33</sup> Birkmeyer JD, Diming JB, Staiger DO Operative Mortality and Procedure Volume as predictors of subsequent hospital performance *Ann Surg* 2006; 243: 411-417
- <sup>34</sup> Adams R., Johansen KL., Brand R., Rennie DJ., Miltein A., selective referral to high-volume hospitals: estimating potentially avoidable deaths. *JAMA.* 2000;283: 1159-66.