



# Comorbilidad crónica y homogeneidad de los grupos de diagnósticos relacionados

J. Libroero<sup>1,2</sup> / S. Peiró<sup>1,2</sup> / R. Ordiñana<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Institut Valencià d'Estudis en Salut Pública (IVESP). <sup>2</sup>Instituto de Investigación en Servicios de Salud (ISS).

Correspondencia: Institut Valencià d'Estudis en Salut Pública. Salvador Peiró. Juan de Garay, 21. 46017 Valencia.  
Email: vpeiro@san.gva.es

Recibido: 10 de octubre de 1997  
Aceptado: 23 de junio de 1998

(Chronic comorbidity and homogeneity in diagnostic related groups)

## Resumen

**Objetivo:** Los Grupos de Diagnósticos Relacionados (GDR) se utilizan para comparar la eficiencia de hospitales y servicios, esperándose que los pacientes incluidos en un mismo GDR se comporten de forma homogénea respecto a la duración de la estancia. El objetivo de este estudio es valorar, en el entorno del Sistema Nacional de Salud, la variabilidad interna de determinados GDR, en función de la comorbilidad de los pacientes.

**Método:** Se analizó, en función de diferentes puntuaciones de comorbilidad medida por el índice de Charlson (ICh), la duración de la estancia, mortalidad intrahospitalaria y reingresos urgentes a los 30 y 365 días, en 106.673 episodios de hospitalización (excluidos menores de 17 años, obstetricia y psiquiatría) provenientes de 12 hospitales, así como en 17 GDR seleccionados por su mayor frecuencia y comorbilidad.

**Resultados:** En el análisis agregado, la duración de la estancia (desde 8,5 días en los pacientes sin comorbilidad, a 17,0 días en los pacientes con puntuación superior a 4) y el porcentaje de mortalidad intrahospitalaria (desde el 3,7% en los pacientes sin comorbilidad, al 17,6% en los pacientes con mayor puntuación) aumentaron significativamente con cada nivel del índice de Charlson.

La proporción de reingresos a los 30 días aumentó desde 4,7 al 10,9%, según puntuación de comorbilidad. Los ingresos al año aumentaron desde el 14,8% en los pacientes con puntuación 0, al 35,2% en los pacientes con puntuación 3-4, para disminuir hasta el 27,9% en los pacientes con puntuación superior a 4. En el análisis por GRD, 8 de los 17 grupos analizados mostraron una significativa mayor duración de la estancia al aumentar de comorbilidad. Algunos GDR también mostraron variabilidad intra-grupo respecto a la mortalidad y el reingreso, especialmente a los 365 días.

**Conclusiones:** Algunos GDR muestran una variabilidad interna significativa en función de la comorbilidad, que podría estar produciendo una falsa peor valoración de la eficiencia de los hospitales que tratan pacientes con mayor comorbilidad.

**Palabras clave:** Grupos de Diagnósticos Relacionados. Comorbilidad. Índice de Charlson. Duración de la estancia. Mortalidad intrahospitalaria. Reingreso hospitalario.

## Summary

**Objective:** One of the ways to compare the efficiency of different hospitals and services is to evaluate Diagnostic Related Groups (DRGs), with the hypothesis that patients in the same DRG will present homogeneous behavior with respect to length of stay. The object of this study was to evaluate in the context of the National Health System the internal variability of specific DRGs in terms of the patients' comorbidity.

**Methods:** On the basis of various comorbidity scores measured with the Charlson index (ChI), we analyzed length of stay, in-hospital mortality and emergency readmissions at 30 and 365 days in 106.673 hospitalizations (excluding subjects younger than 17 years of age, and obstetrics and psychiatric patients) in 12 hospitals, and in 17 DRGs selected on the basis of their greater frequency and comorbidity.

**Results:** In the aggregated analysis, length of stay (from 8.5 days in patients with no comorbidity to 17.0 days in patients with scores higher than 4) and in-hospital mortality rates (from 3.7% in patients with no comorbidity to 17.6% in patients with highest score) increased significantly with each level of the Charlson index. The readmission rate at 30 days rose from 4.7% to 10.9% also in step with increases in comorbidity scores. Readmissions at one year varied from 14.8% in patients with scores of 0 to 35.2% in patients with scores of 3-4, and dropped to 27.9% in patients with scores higher than 4. When analysing different DRGs, 8 of the 17 groups studied showed a significantly higher length of stay with increased comorbidity scores. Some DRGs also showed intra-group variability with respect to mortality and readmission, particularly at 365 days.

**Conclusions:** Some DRGs show significant internal variability in terms of comorbidity that may be generating a false worse evaluation of the efficiency of hospitals that treat patients with higher comorbidity.

## Introducción

Los perfiles de práctica médica (medical practice profiling) han sido definidos<sup>1</sup> como el análisis de las tasas de algunos sucesos que forman parte de la atención prestada por los proveedores sanitarios, a poblaciones definidas en un tiempo definido. Los sucesos pueden formar parte de los procesos de cuidados (estancias, pruebas diagnósticas u otros) o tratarse de resultados de la atención médica (mortalidad, reingresos, complicaciones). Los proveedores pueden ser médicos individuales o, más frecuentemente, servicios o centros sanitarios. La población puede estar definida en función de su localización geográfica, pero lo habitual es definirla en función de su riesgo respecto al suceso de interés. La información para construir perfiles proviene usualmente de bases de datos clínico-administrativas<sup>2,3</sup> y la idea central es aplicar los métodos epidemiológicos para valorar en qué medida los proveedores obtienen, en las condiciones habituales de práctica, resultados más efectivos o eficientes que otros proveedores, esto es, para evaluar comparativamente la calidad y los costes de hospitales, servicios o médicos.

En Estados Unidos estos perfiles han adquirido un papel prominente entre los financiadores y compradores de servicios sanitarios como forma de evaluar las prácticas médicas<sup>1,4,5</sup>. En España, tanto el INSALUD como los Servicios de Salud de las diferentes Comunidades Autónomas suelen utilizar los perfiles de duración de la estancia para valorar la eficiencia hospitalaria y, en ocasiones, estos resultados se incluyen en los contratos-programa o como criterio para el reparto de incentivos. Dado que los pacientes no son asignados aleatoriamente a los hospitales, un aspecto esencial para poder realizar este tipo de comparaciones es ajustar la variabilidad en la casuística atendida por cada hospital<sup>6,7</sup>, lo que se realiza usualmente mediante sistemas de clasificación de pacientes como los Grupos Diagnósticos Relacionados (GDR)<sup>8</sup> u otros sistemas comerciales de ajuste de riesgos<sup>9</sup>, cuyo objetivo declarado es eliminar o reducir el efecto de confusión que supone la diferente gravedad de los pacientes atendidos en cada centro, respecto a la duración de la estancia.

Este tipo de ajustes no está exento de problemas conceptuales y metodológicos. De un lado, la gravedad es un concepto complejo que: 1) puede variar en función del suceso que se está midiendo (por ejemplo, un paciente muy «grave» respecto al riesgo de muerte, puede ser poco «grave» respecto al consumo de recursos y duración de la estancia, si fallece muy tempranamente); 2) puede incluir una gran variedad de dimensiones clínicas, como el diagnóstico que motivó el ingreso, el número y tipo de diagnósticos coexistentes (comorbilidad crónica o aguda y complicaciones) y antecedentes, la edad, la estabilidad de los sistemas fisiológicos, el estado funcional y otros; y 3) puede

incluir dimensiones no clínicas asociadas al pronóstico, como el nivel socioeconómico, el estilo de vida del paciente u otras variables relevantes.<sup>9</sup> De otro lado, la discutible calidad de los datos diagnósticos en las bases de datos clínico-administrativas<sup>10-12</sup>, las insuficiencias de los sistemas de codificación diagnóstica<sup>13-15</sup> y las dificultades para identificar algunos resultados (como la mortalidad extrahospitalaria) a partir de estas bases de datos, han conducido a una gran controversia respecto a la utilidad y limitaciones de los perfiles<sup>16-21</sup>.

La comorbilidad influye significativamente en diferentes resultados de la atención hospitalaria, como la duración de la estancia<sup>22-24</sup>, complicaciones<sup>23-30</sup>, resultados quirúrgicos<sup>22,31</sup>, mortalidad en diferentes ventanas temporales y tipos de pacientes<sup>23,28,32-44</sup>, estado funcional y calidad de vida<sup>23,45-49</sup>, o los reingresos hospitalarios<sup>50</sup>, aunque sobre este último resultado existen evidencias contradictorias<sup>51</sup>. Por ello, la mayor parte de los sistemas comerciales de clasificación de pacientes intentan controlar este factor incorporando, de una u otra forma, la comorbilidad en sus algoritmos de construcción.

Igualmente, diversos autores han desarrollado índices de comorbilidad como la *Cumulative Illness Rating Scale*<sup>45,47,52</sup>, el índice de Kaplan-Feinstein<sup>32</sup>, el índice de Charlson (ICH)<sup>23,33,40,53</sup>, el índice de enfermedades coexistentes<sup>36,54</sup>, la subescala Crónica del sistema APACHE II<sup>55</sup> y el índice Rand de comorbilidad<sup>56</sup>. También se han empleado otros índices con esta finalidad, como la clasificación de riesgo de la *American Society of Anaesthesia* (ASA)<sup>57</sup>, el *Duke Severity of Illness Checklist* utilizado en atención primaria<sup>58</sup>, el *Pre-Arrest Morbidity Index*<sup>59</sup> o, simplemente, el número de diagnósticos secundarios anotados<sup>27</sup>.

Los GDR son utilizados por los Servicios de Salud de diversas Comunidades Autónomas y, junto a una de sus variantes utilizada por el INSALUD, los *All Patients-Diagnosis Related Groups* (AP-DRGs), es el sistema de ajuste por gravedad más extendido en España. Dada su utilización para comparar centros y servicios, y la inclusión de comorbilidades y complicaciones en su construcción<sup>8</sup>, se espera que los pacientes incluidos en un mismo GDR se comporten de forma homogénea respecto a la duración de la estancia. El objetivo de este estudio es valorar, en el entorno del Sistema Nacional de Salud, la variabilidad interna de determinados GDR, en función de la comorbilidad de los pacientes. Como medidas de resultado, y además de la duración de la estancia, se utilizaron la mortalidad intrahospitalaria y el reingreso urgente a los 30 y 365 días.

## Métodos

Entorno. El Servicio Valenciano de Salud (SVS) disponía en 1993 de una red propia de 19 hospitales ge-

nerales, incluyendo varios hospitales universitarios, que totalizaban algo más de 7.600 camas hospitalarias, aproximadamente el 80% de las existentes en la Comunidad Valenciana, realizando una 260.000 hospitalizaciones por año<sup>60</sup>. A principios de los 90, el SVS implantó en todos sus hospitales el Conjunto Mínimo de Datos Básicos (CMBD) al alta hospitalaria, un registro informatizado con las características de ser exhaustivo (recoge todas las altas hospitalarias) y homogéneo en cuanto al tipo de codificación de las variables incluidas. Complimentando en soporte magnético en cada hospital por el personal de las unidades de admisión y documentación clínica (previamente formados en el sistema de información y en codificación de diagnósticos y procedimientos, y bajo la responsabilidad de un médico documentalista) es consolidado en una base de datos única para todo el SVS. El soporte inicial del CMBD, ampliado en 1995, recogía 23 variables de las que cinco corresponden a diagnósticos, cuatro a procedimientos, y uno al código E de causa externa, todos ellos codificados mediante la Clasificación Internacional de Enfermedades 9 revisión Modificación Clínica (CIE-9-MC). El tratamiento posterior con un agrupador de diagnósticos (HCFA Grouper ® 9 en 1993, y 10 en 1994) posibilita la inclusión del correspondiente GDR.

Estudios sobre la calidad de la información de este CMBD<sup>61,62</sup> han señalado una cobertura del 84% y 92% de los ingresos hospitalarios en 1993 y 1994 respectivamente, una excelente cumplimentación de las variables de tipo administrativo necesarias para calcular la edad, duración de la estancia o identificar el motivo del alta, y algunos problemas en la cumplimentación de las variables diagnósticas: 3,8% de casos sin ningún diagnóstico, un promedio de sólo 1,9 diagnósticos por episodio, un 14,9% de GDR no agrupables y un notable uso de códigos inespecíficos (14,4% de códigos sin 4-5 dígito o en categorías inespecíficas). Existía además una amplia variabilidad entre hospitales en la cantidad y calidad de la información, concentrándose los problemas en algunos centros.

*Datos y tratamiento.* De los 461.319 registros de alta (provenientes de 18 hospitales, dado que un centro no disponía del CMBD correspondiente a los años 1993 y 1994, tras asignar los valores de comorbilidad conforme a la adaptación del ICh, y con objeto de homogeneizar la población a estudio, se excluyeron: a) 64.703 altas por ser su edad inferior a 17 años; b) 62.421 por tratarse de altas tocológicas (GDR 370 a 384) y c) 2.638 por tratarse de altas psiquiátricas (GDR 427 a 438). Igualmente se excluyeron seis hospitales de tipo comarcal (57.822 registros) por problemas de calidad de información: tres por no disponer de CMBD los dos años, uno por problemas con el número de historia clínica que no permitía identificar reingresos, y dos por presentar una proporción importante de errores o campos vacíos en alguna variable esencial del estudio.

Las 273.735 altas restantes correspondían a 207.899 pacientes diferentes, en los que se identificó el primer ingreso de 1993 como episodio índice (106.673 pacientes), utilizándose el año 1994 para la identificación de reingresos. A continuación se identificaron las medidas de resultado correspondientes al episodio índice (días de estancia y mortalidad) y los reingresos por urgencias en los 30 y 365 días siguientes al alta de este episodio. La base de datos utilizada incluía, pues, un total de 106.673 episodios índice de pacientes diferentes (lo que garantizaba la independencia de las observaciones), de 17 o más años, dados de alta en 1993 por cualquier causa (excepto toxicología y psiquiatría) en 12 hospitales del SVS.

*Medidas de resultado.* Como medidas de resultado a corto plazo se emplearon la duración de la estancia (variable próxima del consumo de los recursos y costes) y la mortalidad intrahospitalaria. Como medida a largo plazo, se utilizó el reingreso al año; se empleó así mismo, una medida intermedia en el tiempo, como es el reingreso a los 30 días.

*Adaptación del índice de Charlson.* La adaptación del ICh desarrollada (tabla 1) proviene de las adaptaciones de Deyo<sup>23</sup> y Romano<sup>39</sup> y, básicamente, incorpora los códigos no coincidentes. Esta decisión de incorporar el máximo posible de códigos de adoptó tanto por el menor volumen de información diagnóstica en los CMBD españoles, como porque la versión de Romano no incluía las enfermedades reumatológicas, ni el SIDA. La adaptación se completó revisando los nuevos códigos provenientes de modificaciones de la CIE-9-MC introducidas con posterioridad a la confección de las versiones anglosajonas.

Mientras que las versiones de referencia distinguían entre códigos de procesos crónicos (puntuaban siempre) y de procesos agudos (no puntuaban en el episodio, pero sí en los siguientes), la versión desarrollada distinguía además entre los códigos incluidos como diagnóstico principal (motivo del ingreso) y los incluidos como diagnósticos secundarios, acumulando la puntuación de comorbilidad del mismo individuo, del siguiente modo: 1) los códigos de patologías crónicas se puntuaron en el episodio correspondiente sólo cuando se habían anotado como diagnóstico secundario, pero no si eran el diagnóstico principal; 2) los códigos de patologías agudas no puntuaban en el episodio en que estaban anotados; 3) ambos tipos de códigos se acumulaban para cada paciente y puntuaban en el ICh de los episodios sucesivos; 4) Sólo se podía puntuar una vez en cada uno de los 17 grupos de enfermedades del índice (un paciente con enfermedad cerebrovascular y una neoplasia obtenía un peso de 1+2=3, pero un paciente con dos neoplasias obtenía un peso de 2, no de 2+2); y 5) se mantuvieron los pesos del ICh original<sup>39</sup> para las diferentes categorías, así como la obtención de la puntuación total mediante la adición de pesos entre categorías.

**Tabla 1. Adaptación del índice de Charlson**

Categoría diagnóstica	Códigos CIE-9-MC	Peso
1. Infarto de miocardio	410.xx, 412*	1
2. Insuficiencia cardíaca congestiva	402.01, 402.11, 402.91, 404.01, 404.03 04.11, 404.93 425.x, 428.x, 429.3	1
3. Enfermedad vascular periférica	440.x*, 441.x*, 443.1-443.9*, 447.1*, 758.4*, v43.4*, 38.14P*, 38.16P*, 38.18P*, 38.33-38.34P*, 38.36P*, 38.38P*, 38.43P*-38.44P*, 38.46P*, 38.48P*, 39.22-39.26P*, 39.29P*	1
4. Enfermedad cerebrovascular	362.34, 430-436.437-437.1, 437.9, 438* 1 781.4, 784.3, 997.0, 38.12P, 38.42P	1
5. Demencia	290.x*, 331-331.2*	1
6. Enfermedad pulmonar crónica	415.0*, 416.8-416.9*, 490-496*, 500.505*, 506.4*	1
7. Enfermedades reumatológicas	710.0-710.1*, 710.4, 714.0-714.2*, 714.81*, 725*	1
8. Enfermedad ulcerosa péptica	531.0-531.3, 531.4x-531.7x*, 531.9, 532.0x-532.3x, 532.4x-532.7x*532.9, 533.0x-533.3x, 533.4x-533.7x*533.9, 534.0x-534.3x, 534.4x-534.7x*534.9	1
9. Enfermedad hepática leve	571.2*, 571.4*, 571.5-571.6x*, 571.8-571.9*	1
10. Diabetes leve o moderada	250.0x-250.3x*	1
11. Diabetes con complicaciones crónicas	250.4x-250.9*	1
12. Hemiplejía o paraplejía	342.x*, 344.1*, 344.2-344.9	2
13. Enfermedad renal	582.x, 583.0-583.7*, 585-586*, 588.x*, 2 V42.0*, V45.1*, V56.x*, 39.27P*, 39.42P*, 39.93-39.95P*, 54.98P*	2
14. Neoplasias malignas incluy. linfomas y leucemias	200.xx-208.xx*, 273.0*, 273.3*, V10.46*, 60.5P*, 62.4-62.41P*	2
15. Enfermedad hepática moderada o grave	572.2-572.8*, 456.0-456.2x*, 39.1P*, 42.91P*	3
16. Metástasis de tumores sólidos	196.x-199.x*	6
17. Síndrome de inmunodeficiencia adquirida	0.42.x-044.x	6

CIE-9-MC: Clasificación Internacional de Enfermedades 9.<sup>a</sup> revisión, Modificación Clínica. \*Códigos no incluidos si aparecen en el episodio índice como diagnóstico principal, pero sí cuando fueron anotados como secundarios. El resto de códigos, y también los anteriores, se incluyeron cuando existían en episodios previos, fueran diagnósticos principales o secundarios. El asterisco se aplica a todos los códigos dentro de cada rango. <sup>P</sup>Códigos de procedimiento.

**Definiciones y variables.** Se utilizaron las siguientes definiciones y variables: *edad*, obtenida como la diferencia (en años) entre la fecha de ingreso del episodio índice y la fecha de nacimiento. Se excluyeron los menores de 17 años y, ocasionalmente, se empleó agrupada en cuatro grupos: menores de 45 años, de 45 a 64 años, de 65 a 79 años y mayores de 79 años; *episodio de hospitalización*, cada uno de los registros de alta hospitalaria del CMBD; *episodio índice*, primer in-

greso en 1993 de un paciente en un hospital por cualquier proceso. La fecha de alta iniciaba el intervalo de tiempo para identificar en reingreso; *éxito*, alta por fallecimiento en el episodio índice. Las altas por éxito (probabilidad de reingreso = 0) se excluyeron cuando se utilizó el reingreso como variable dependiente; *duración de la estancia*; obtenida como la diferencia —en días— entre la fecha de alta y la fecha de ingreso en el episodio índice. Las altas en el día se consideraron con una estancia; *índice de Charlson*, puntuación de comorbilidad según la adaptación utilizada del Índice de Charlson. Se empleó agrupada en cuatro grupos (0,1-2, 3-4 y > 4), en los análisis con bajo número de efectivos, en tres grupos (0,1 y > 1); *paciente*, identificado por el mismo número de historia clínica en el mismo hospital. El CMBD no permite identificar ingresos de la misma persona en distintos hospitales; *reingreso*, siguiente episodio de hospitalización no programada (los reingresos programados se consideraron parte del mismo proceso de atención) por cualquier motivo, de un paciente tras el alta del episodio índice y en la ventana temporal especificada.

**Análisis.** En primer lugar se calculó la estancia media y el porcentaje de mortalidad para cada uno de los grupos de comorbilidad. Este análisis se repitió, una vez excluidos los casos fallecidos en el episodio índice, para los reingresos a los 30 y 365 días. Finalmente se repitió el análisis en 17 GDR seleccionados con algunos de los siguientes criterios: a) contar con al menos 500 efectivos en el grupo y más de un 25% de casos con ICh igual o superior a 1; b) contar con al menos 250 efectivos y más de un 40% de casos con ICh igual o superior a 1. El objeto de estos criterios era disponer de un mínimo poder estadístico para analizar las diferencias entre niveles de puntuación, motivo por el que también se reagrupó el índice en sólo tres categorías.

Para la estancia media se utilizó el análisis de la varianza de un factor; cuando su distribución no fue normal o no se cumplía el supuesto de homogeneidad de varianzas, se utilizó la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis. Para las variables dicotómicas (mortalidad y reingresos) se utilizó la prueba de diferencia de proporciones, asumiendo una distribución binomial. Se calcularon los correspondientes intervalos de confianza del 95% (no se presentan en el análisis por GDR para no sobrecargar las tablas). No se emplearon correcciones para pruebas múltiples. El análisis se realizó con el programa estadístico SPSS<sup>®</sup>, salvo para las pruebas de diferencia de proporciones que se realizaron con el programa STATA<sup>®</sup>.

## Resultados

En la **tabla 2** se muestra el porcentaje de casos en los diferentes niveles de puntuación del Índice de Charl-

**Tabla 2. Porcentaje de casos en cada grupo de puntuación del índice de comorbilidad de Charlson según características del ingreso**

		Índice de Charlson				
		0	1-2	3-4	> 4	Total (%)
Edad*	17-44 años	93,9	5,1	0,4	0,5	32.792 (32,2)
	45-64 años	83,4	13,7	1,3	1,7	30.339 (29,8)
	65-79 años	75,7	20,9	1,7	1,8	27.676 (27,2)
	> 79 años	74,4	23,0	1,5	1,1	11.003 (10,8)
Sexo*	Mujeres	81,3	15,7	1,4	1,5	53.375 (50,4)
	Hombres	86,2	12,0	0,8	0,1	52.633 (49,7)
Ingreso*	Urgente	80,4	16,7	1,5	1,4	71.930 (67,5)
	Programado	90,4	8,1	0,4	1,1	34.715 (32,6)
Tipo*	Médico	76,5	19,9	1,8	1,7	54.951(51,5)
	Quirúrgico	90,4	8,3	0,4	0,9	35.714 (33,5)
	No clasificados	93,4	5,8	0,3	0,5	15.907 (14,9)
CDM*	06 Digestivo	85,5	11,0	1,1	2,4	14.340 (13,4)
	08 Musculoesquelético	89,9	9,1	0,5	0,6	12.513 (11,7)
	05 Circulatorio	68,6	29,5	1,5	0,4	11.449 (10,7)
	04 Respiratorio	67,7	27,9	1,3	3,1	8.418 (7,9)
	13 Ginecología	93,5	5,5	0,1	0,9	7.004 (6,6)
	01 Nervioso	76,9	21,4	1,3	0,4	6.863 (6,4)
	07 Hígado	76,9	14,9	6,5	1,7	5.218 (4,9)
	02 Ojo	93,4	6,3	0,1	0,3	4.441 (4,2)
	11 Riñón	81,1	15,4	1,1	1,5	4.339 (4,1)
	09 Piel	88,8	8,3	0,3	2,6	3.866 (3,6)
	00 No consta	93,7	5,5	0,3	0,5	15.090 (14,2)
Resto	84,6	12,8	1,0	1,6	13.132 (12,3)	
Total		83,7	13,9	1,1	1,3	106.673 (100)

\*p < 0,05; CDM: categoría diagnóstica mayor; Ocasionalmente los totales suman cifras menores a 106.673 por la existencia de datos perdidos para la correspondiente variable.

son según características de los ingresos. La puntuación de comorbilidad aumentó con la edad, en mujeres, (respecto de hombres), en los ingresos urgentes (respecto a los programados), en los pacientes médicos respecto a los quirúrgicos y en determinadas categorías diagnósticas como en las de aparato circulatorio, respiratorio y sistema nervioso. Por el contrario, en algunas categorías diagnósticas (aparato reproductor femenino, ojo y piel, tejido subcutáneo y mama) la comorbilidad fue inferior.

En la **tabla 3** se muestra el comportamiento de la duración de la estancia y comorbilidad intrahospitalaria en función de niveles de comorbilidad crónica.

La duración de la estancia (desde 8,5 días en los pacientes de puntuación 0, a 17,0 días en los pacientes con puntuación superior a 4) y el porcentaje de mortalidad hospitalaria (desde el 3,7% en los pacientes sin comorbilidad, al 17,6% en los pacientes con mayor puntuación) aumentaron significativamente con cada nivel del Índice de Charlson.

En la **tabla 4** se presenta el comportamiento del rein-

greso al mes y al año, en función de niveles del Índice de Charlson. En el primer caso, la proporción de reingresos aumentó gradualmente con la puntuación de comorbilidad, desde el 4,7% al 10,9%, aunque el grupo con puntuación 3-4 no presentó diferencias significativas respecto al grupo con puntuación superior a 4. Al año, los reingresos aumentaron desde el 14,8% en los

**Tabla 3. Duración de la estancia y mortalidad intrahospitalaria, según puntuación en el índice de Carlson**

Índice Charlson	n	Estancia media en días (IC95%)	% Mortalidad intrahospitalaria (IC95%)
0	89.274	8,46 (8,40-8,52)	3,71 (3,58-3,83)
1-2	14.846	11,24 (11,06-11,41)	6,78 (6,37-7,18)
3-4	1.195	12,40 (11,74-13,06)	11,21 (9,42-13,00)
> 4	1.358	17,00 (16,24-17,76)	17,60 (15,57-19,63)
Total	106.673	9,00 (8,94-9,06)	4,394 (27-4,52)

IC95%: intervalo de confianza del 95% de medias o proporciones. 240 casos (0,02%) sin datos de duración de la estancia.

**Tabla 4. Reingresos a los 30 y 365 días, excluidos los pacientes fallecidos en el episodio índice, según puntuación en el índice de Charlson**

Índice Charlson	n	% reingresos a los 30 días (IC95%)	% reingresos a los 365 días (IC95%)
0	85.966	4,72 (4,58-4,86)	14,80 (14,56-15,04)
1-2	13.840	6,99 (6,57-7,42)	23,71 (23,00-24,42)
3-4	1.061	10,18 (8,36-12,00)	35,16 (32,28-38,03)
> 4	1.119	10,90 (9,07-12,73)	27,88 (25,25-30,51)
Total	101.986	5,15 (5,02-5,29)	16,36 (16,14-16,59)

IC95%: intervalo de confianza del 95% de medias o proporciones.

pacientes con puntuación 0, al 35,2% en los pacientes con puntuación 3-4, para disminuir hasta el 27,9% en los pacientes con puntuación superior a 4.

En la **tabla 5** se muestra el comportamiento de la duración de la estancia y mortalidad intrahospitalaria para los 17 GDR seleccionados. En las neoplasias respiratorias (GDR 082), neumonías (GDR 090), angor pectoris (GDR 140), arteriosclerosis (GDR 132), dolor torácico (GDR 040), hemorragias digestivas (GDR 174) y esofagitis, gastritis y otras alteraciones digestivas (GDR 182), la duración de la estancia aumentó dentro de cada GDR en función de la puntuación del índice de Charlson. En la fractura de cadera y pelvis (GDR 263), la estancia media disminuyó al aumentar el nivel de comorbilidad. En el resto de GDR analizados no se hallaron diferencias estadísticamente significativas, aunque algunos se mostraron

cercanos y, en general, se mantuvo una tendencia a aumentar la duración de la estancia con la comorbilidad. En cuanto a la mortalidad, los escasos GDR que presentaron diferencias significativas en función del nivel de comorbilidad, parecían mostrar una alta proporción de muertes intrahospitalarias en el primer nivel (Charlson = 0), para disminuir en el nivel intermedio (Charlson = 1) y volver a incrementarse en el tercer nivel (Charlson > 1). Una excepción fue la arteriosclerosis (GDR 132) en el que el comportamiento fue inverso, aumentando la mortalidad en el nivel intermedio.

Respecto al reingreso a los 30 días (**tabla 6**), sólo la hemorragia gastrointestinal presentó diferencias significativas con tendencia a incrementarse en función de la mayor comorbilidad. Al año, esta tendencia se mantuvo y fue significativa para las alteraciones cerebrovasculares (GDR 014), ictus transitorio (GDR 015), arteriosclerosis (GDR 132), que, paradójicamente, mostró una caída en el grupo con comorbilidad superior a 1, Angor (GDR 140), Hemorragia gastrointestinal (GDR 174) y el grupo de esofagitis, gastritis y otras alteraciones digestivas (GDR 182).

## Discusión

La hipótesis básica de este estudio era que todos los resultados adversos se incrementarían conforme aumentara la puntuación del ICh, aunque en los resulta-

**Tabla 5. Duración de la estancia y mortalidad intrahospitalaria por niveles de índice de Charlson en grupos de diagnósticos relacionados (GDR) seleccionados**

GDR	Descripción	Estancia Media (días)				% mortalidad intrahospitalaria					
		n	ICH 0	ICH 1	ICH > 1	p	n	ICH 0	ICH 1	ICH > 1	p
014	Alt.cereb.exc.isquem.trans.	2.227	11,84	11,87	11,76	p:ns	2.233	19,91	13,45	16,29	p < 0.01
015	Ictus tr., oclus.prec	810	8,83	10,29	9,11	p:ns	811	6,78	4,93	11,29	p:ns
082	Neoplasias respiratorias	784	15,15	16,69	19,38	p < 0.001	784	19,74	6,14	14,19	p < 0.01
089	Neum./pleur. > 17 años con CC	882	12,48	12,21	12,78	p:ns	883	14,62	10,29	17,33	p:ns
090	Neum./pleur. > 17 años sin CC	840	9,62	10,18	14,38	p < 0.001	840	4,75	2,37	10,26	p:ns
096	Bronq./asma > 17 años con CC	285	9,54	8,65	8,43	p:ns	287	3,01	3,64	4,55	p:ns
101	Otros respiratorio con CC	467	11,61	10,57	11,64	p:ns	467	8,23	3,56	4,95	p:ns
121	IAM,con CC,sin defunción	469	13,10	14,17	15,55	p:ns	-	-	-	-	-
132	Arteriosclerosis, con CC	272	9,66	9,71	14,07	p < 0.05	272	2,53	14,12	3,45	p < 0.001
140	Angor pectoris	1.460	7,68	8,83	9,06	P < 0.001	1.460	0,79	1,30	1,75	p:ns
143	Dolor torácico	666	5,78	6,88	7,11	p < 0.05	666	0,00	0,00	5,26	p < 0.001
172	Neopl.malig.digest.con CC	262	17,75	18,28	17,66	p:ns	263	27,27	18,75	25,76	p:ns
174	Hemorr.gastroint.con CC	632	7,84	8,58	10,26	p < 0.01	632	6,70	7,59	10,89	p:ns
182	Esof.gastr.et al > 17.a. con CC	632	7,84	8,58	10,26	p < 0.01	632	6,70	7,59	10,89	p:ns
202	Cirrosis y hepatitis alcohol	572	11,89	12,54	13,44	p:ns	572	9,06	4,00	11,91	p:ns
203	Neopl.hepatobil. y páncreas	266	16,24	15,80	18,44	p:ns	266	20,13	13,73	30,36	p:ns
236	Fractura cadera y pelvis	738	11,64	9,41	9,30	p < 0.05	741	3,41	6,98	5,45	p:ns

GDR con más 500 casos y 25% con comorbilidad; ICH: Índice de Charlson; IAM: Infarto agudo de miocardio; CC: comorbilidad y/o complicaciones; ns: no significativo (p > 0,05).

**Tabla 6. Reingresos a los 30 y 365 días (excluidos los fallecidos en el episodio índice) según niveles de índice de Charlson en grupos de diagnósticos relacionados (GDR) seleccionados**

GDR	Descripción	n	% Reingreso a 30 días				% Reingresos a los 365 días			
			ICH 0	ICH 1	ICH > 1	p	ICH 0	ICH 1	ICH > 1	p
014	Alt.cereb.exc.isquem.trans.	1.829	4,58	5,03	8,05	p:ns	14,80	19,04	22,82	p=0.05
015	Ictus trans.,occlus.precereb.	757	2,95	4,15	7,27	p:ns	14,73	19,69	25,45	p < 0.05
082	Neoplasias respiratorias	669	9,87	9,35	13,90	p:ns	29,60	28,97	35,83	p:ns
089	Neum./pleur. > 17años con CC	765	7,65	7,32	5,65	p:ns	22,32	29,62	27,42	p:ns
090	Neum./pleur. > 17años sin CC	802	3,99	3,64	8,57	p:ns	15,28	18,18	28,57	p:ns
096	Bronq./asma > 17años con CC	277	7,75	10,38	7,14	p:ns	29,46	31,13	42,86	p:ns
101	Otros respiratorio con CC	441	8,28	9,68	11,39	p:ns	24,83	34,56	37,97	p:ns
121	IAM,con CC,sin defunción	468	9,24	14,29	7,14	p:ns	25,80	34,92	28,57	p:ns
132	Arteriosclerosis, con CC	255	9,09	16,44	3,57	p:ns	31,17	49,32	42,86	p < 0.05
140	Angor pectoris	1.445	10,72	10,53	8,84	p:ns	27,14	32,24	35,71	p < 0.05
143	Dolor torácico	664	3,84	6,77	5,56	p:ns	12,32	18,80	22,22	p:ns
172	Neopl.malig.digest.con CC	196	13,89	11,54	14,29	p:ns	29,17	15,38	28,57	p:ns
174	Hemorr.gastroint.con CC	584	3,74	4,79	11,11	p < 0.05	15,80	25,34	37,78	p < 0.001
182	Esof.gastr.et al > 17.a. con CC	653	5,48	7,02	9,64	p:ns	18,86	32,46	43,37	p < 0.001
202	Cirrosis y hepatitis alcohol	516	12,64	16,67	16,43	p:ns	41,76	52,08	45,89	p:ns
203	Neopl.hepatobil. y páncreas	210	9,45	4,55	7,69	p:ns	44,86	29,55	20,51	p:ns
236	Fractura cadera y pelvis	710	3,35	2,50	1,92	p:ns	7,81	5,83	9,62	p:ns

GDR con más de 500 y 25% con comorbilidad, o más de 250 casos y 40% de comorbilidad. ICH: Índice de Charlson; IAM: infarto agudo de miocardio; CC: comorbilidad y/o complicaciones.

dos a corto plazo era esperable una amplia variabilidad en función de los motivos de ingreso. Los resultados del análisis agregado son, en general, consistentes con esta hipótesis, asociándose la mayor comorbilidad a mayor duración de la estancia, mayor mortalidad intrahospitalaria, a una mayor proporción de ingresos a los 30 días y a una mayor proporción de reingresos al año, aunque en estos dos últimos casos la tendencia al incremento se frenaba, o incluso llegaba a invertirse, en el grupo de mayor comorbilidad respecto a su inmediato anterior.

Respecto al análisis por GDR, dado que este sistema se diseñó para obtener grupos homogéneos de pacientes respecto a la duración de la estancia, la hipótesis era la ausencia de diferencias intragrupo en función de la comorbilidad. Los resultados del estudio muestran, por el contrario, la presencia de una importante variabilidad interna en función de la comorbilidad para buena parte de los GDR analizados. Las diferencias halladas, en algunos casos de cuatro y cinco días, deberían ser tenidas en cuenta al evaluar la eficiencia relativa de los hospitales, ya que la mayor duración de la estancia en unos centros respecto a otros, y aun tras controlar por su casuística, podría deberse a diferencias en la comorbilidad de los pacientes atendidos por cada hospital. Estos resultados son coincidentes con los de otros trabajos en Estados Unidos<sup>63,66</sup> y, en parte, han justificado el desarrollo de nuevas versiones de GDR<sup>67,68</sup> o sistemas alternativos que, sin embargo, no siempre consiguen resolver este problema<sup>9,69</sup>.

Nótese que la distribución de comorbilidad se asoció a factores (edad, sexo, ingreso por urgencias) que pueden ser muy variables entre hospitales.

En relación a la mortalidad, los resultados por GDR muestran, a pesar del bajo poder estadístico, la presencia de variabilidad interna en algunos grupos, pero sin una clara relación con el grado de comorbilidad. Este fenómeno puede relacionarse con las diferencias en riesgo de muerte para los diferentes tipos de pacientes incluidos en el mismo GDR (p.ej., el GDR 14 incluye las hemorragias cerebrales —pacientes jóvenes, sin comorbilidad, pero con alta mortalidad— junto a las trombosis cerebrales, de características bien diferentes). En estos resultados también pueden haber influido algunos sesgos de subregistro de información crónica que afectan a las bases de datos administrativas<sup>15,38,70,71</sup>. La limitación en el número de anotaciones de códigos diagnósticos supedita la inclusión de los diagnósticos crónicos a la no existencia de otros diagnósticos agudos. Paradójicamente, esto puede producir que el mayor peso de la comorbilidad puede comportarse, especialmente en casos complejos, como un factor «protector» de resultado adverso, al ser indicativo de ausencia de comorbilidad aguda y complicaciones. Este sesgo explicaría los resultados obtenidos para las neoplasias respiratorias y alteraciones cerebrovasculares, así como la tendencia, aunque no significativa, en otros grupos. A ello podría contribuir la posible falta de anotación de códigos crónicos en pacientes muy graves que fallecen al ingreso o en las primeras horas (antes de comple-

tar su estudio). Aunque los GDR fueron desarrollados para construir grupos homogéneos de duración de la estancia, y no de mortalidad, no es infrecuente hallar análisis de mortalidad que emplean este sistema, y que vendrían afectados por la existencia de variabilidad intragrupo respecto a la mortalidad.

Respecto a los reingresos, el comportamiento del ICh viene muy influido por la mortalidad. La comorbilidad se asocia tanto al riesgo de muerte como al de reingreso, pero dado que son riesgos competitivos (el reingreso requiere que el paciente no haya fallecido), una elevada proporción de muertes se traducirá en una disminución de ingresos<sup>72</sup>. Por tanto, era esperable que no existiera una relación lineal entre la comorbilidad y los reingresos, sino que a partir de un determinado nivel de comorbilidad, los reingresos tendieran a decrecer. En el trabajo original de Charlson<sup>33</sup>, el porcentaje de mortalidad al año fue del 7% para los pacientes con puntuaciones igual o superior a 5. La reducción de reingresos hallada en este estudio (tanto en el análisis agregado como en algunos GDR) en el grupo con mayor comorbilidad, respecto al inmediatamente anterior, puede ser explicada por que sólo se pudieron identificar (y excluir del análisis de reingresos) los pacientes que fallecieron en el episodio índice (16,4% en el grupo con comorbilidad igual o superior a 4).

En conjunto, el comportamiento global del Índice de Charlson en este estudio es consistente con otros trabajos que han estudiado el efecto de la comorbilidad sobre la mortalidad y duración de la estancia<sup>22,28,32-44</sup>. Respecto al reingreso, concuerda con un trabajo en patología digestiva y hepatobiliar<sup>50</sup>, pero no con los resultados de Waite et al<sup>51</sup> que, utilizando un diseño de casos y controles, hallaron que el índice de Charlson no discriminaba entre los pacientes que reingresaban o no a los 6 meses. No obstante, el uso previo de servicios hospitalarios, una variable próxima aceptable de la comorbilidad, se ha asociado consistentemente con el riesgo<sup>73-76</sup>, sugiriendo que los hallazgos de Waite et al., se deben más a las peculiares características de su población, con una elevada proporción de pacientes en los niveles altos de comorbilidad, que a una pobre capacidad de los índices de comorbilidad para predecir el reingreso.

Entre las limitaciones que afectan a este estudio hay que señalar, en primer lugar, las derivadas de la calidad en la cumplimentación del CMBD, tanto en exhaustividad y especificidad global de las anotaciones clínicas, como en la variabilidad de las pautas de codificación entre hospitales. Éstas pueden haber comportado sesgos de mala clasificación, especialmente problemáticos en la construcción del Índice de Charlson y en la asignación GDR. Los análisis de calidad disponibles<sup>61,62</sup> indican problemas en este sentido que, aunque se han intentado minimizar mediante la exclusión de los hospitales con información de peor calidad, pue-

den haber afectado los resultados. Aunque la dirección de los posibles sesgos parece orientarse hacia un subregistro de la comorbilidad crónica<sup>11,34,70,71</sup> no es evidente que todos los códigos se hallen afectados de forma similar, lo que introduce las incertidumbres habituales en los trabajos realizados a partir de este tipo de bases de datos<sup>10-21</sup>.

En segundo lugar hay que reseñar que en buena parte de los análisis por GDR, tanto por el bajo número de casos en los grupos con ICh superior a 1, como por la baja frecuencia de algunos sucesos, no existe poder para detectar diferencias que tal vez podrían existir. Esta falta de poder afectaría especialmente a los análisis con baja frecuencia de sucesos, como los realizados respecto al reingreso a los 30 días. En sentido contrario, también es posible que, dado el elevado número de pruebas realizadas y la no utilización de correcciones para pruebas múltiples, algunas asociaciones estadísticamente significativas sean espúreas. Asimismo, el efecto de la comorbilidad en el análisis agregado podría derivar de su asociación a factores confundientes, en especial, el diagnóstico motivo del ingreso y a la edad, factores cuya asociación a la comorbilidad es bien conocida y que podrían ser responsables, al menos en parte, del efecto atribuido a la comorbilidad. A este respecto, la **tabla 2** es muy ilustrativa de la previsible presencia de factores de confusión respecto a la comorbilidad.

Finalmente, hay que señalar que los GDR fueron diseñados sobre el total de episodios de hospitalización (no sobre una selección en la que un paciente puede estar incluido una sola vez) siendo posible que la incorporación de los episodios de reingreso pudiera aminorar las diferencias halladas. En el mismo sentido, los GDR analizados —seleccionados en función de su mayor comorbilidad— no son representativos de todos los GDR, y tienen un claro sesgo hacia los casos médicos de elevada gravedad. Es esperable que en los GDR correspondientes a cirugía electiva, que suponen un importante volumen de casos, y algunos otros grupos su comportamiento sea más homogéneo.

En cuanto a las limitaciones que derivan del propio índice de Charlson habría que tener en cuenta, en primer lugar, que no es obvio que los pesos de comorbilidad sean constantes, con independencia de la condición que se valora<sup>26,39,77,78</sup> o la edad del paciente<sup>79</sup>, siendo previsible pesos diferentes en diversos tipos de pacientes según las interacciones entre comorbilidad y el proceso básico seleccionado. Igualmente, se ha cuestionado la estabilidad de las interacciones entre las comorbilidades incluidas en el índice, tanto por su transformación matemática, ya que la suma directa de los pesos de las diferentes categorías (que se derivaron mediante un modelo de riesgos proporcionales de Cox y, por tanto, no aditivo) podría ser menos idónea que la suma de los valores de los coeficientes beta<sup>26,39</sup>, como

porque no es evidente que en todos los casos exista un efecto aditivo.

Los resultados de este estudio muestran que para realizar comparaciones entre hospitales o servicios, incluso cuando se utilizan sistemas de clasificación de pacientes como los GDR, puede ser necesario ajustar los resultados de la atención hospitalaria por la comorbilidad previa de los pacientes. Pese que en España, con alguna reciente excepción, los GDR no se utilizan para el reembolso hospitalario, no es infrecuente valorar la eficiencia hospitalaria utilizando índices de duración de la estancia ponderados por GDR. Esta metodología podría estar produciendo una falsa peor valoración de la eficiencia de los hospitales que atienden pacientes con mayor comorbilidad. Igualmente, si se evalúa la calidad de la atención médica mediante la mortalidad o los reingresos, no puede asumirse que los GDR sean grupos homogéneos respecto a tales resultados. Aunque estos problemas podrían derivar de los propios GDR y no existir en otros sistemas de clasificación de

pacientes, un trabajo preliminar realizado en un hospital del INSALUD con los AP-DRGs mostró resultados muy similares<sup>69</sup>. En conjunto, estos hallazgos invitan a ejercer una cierta prudencia a la hora de emitir juicios sobre la calidad o eficiencia de las unidades médicas a partir de los GDR y sistemas análogos.

#### Agradecimientos:

Este trabajo forma parte de un Proyecto de investigación financiado por la Ayuda 96/1028 del Fondo de Investigación Sanitaria (FIS), la Ayuda 068/005/1995 de la Institució Valenciana d'Estudis i Investigacions (IVEI) y la beca Bayer de Economía de la Salud, 1996. La Dirección para la Gestión de la Atención Especializada del Servei Valencià de la Salut facilitó las bases de datos utilizadas. El servicio de Actividad Asistencial del citado organismo, y en especial Vicente Escoms, nos han prestado ayuda continua.

#### Bibliografía

1. Brand DA, Quam L, Leatheman S. Medical practice profiling: concepts and caveats. *Med Care Res Rev* 1995;52:223-51.
2. Connell FA, Diehr P, Hart LG. The use of large data dates in health care studies. *Ann Rev Public Health* 1987;8:51-74.
3. Roos NP, Black CD, Frohlich N, Decoster C, Cohen MM, Tataryn DJ et al. A Population-based health information system. *Med Care* 1995; 33 Supl: DS13-Dd20.
4. Kassirer JP. The use and abuse of practice profiles. *N Eng J Med* 1994;330:634-6.
5. Welch HG, Miller EM, Welch WP. Physician profiling. An analysis of impatient practice patterns in Florida and Oregon. *N Eng J Med* 1994;330:607-12.
6. Greenfield S. The state of outcomes research. Are we on target? *N Eng J Med* 1989; 320: 1142-4.
7. Iezzoni LI. Risk adjustment for Medical Effectiveness Research. Data and Methods. Rockville, MD: Agency for Health care Policy and Research 1992. p.83-97.
8. Fetter RB, Shin Y, Freeman JI, Averill RF, Thompson JD. Case Mix Definition by Diagnosis Related Groups. *Med Care* 1980;18 Supl: 1-53.
9. Iezzoni LI. ed. Risk adjustment for measuring health care outcomes. Ann Arbor, Michigan: Health Administration Press, 1994.
10. Roos LL, Roos NP, Cageorge SM, Nicol JP, Comm B. How good are the data? reliability of one health care data bank. *Med Care* 1992;20:266-76.
11. Green J, Wintfeld N. How accurate are hospital discharge data for evaluating effectiveness of care? *Med Care* 1993;31:719-31.
12. Hsia DC, Ahern CA, Ritchie BP, Moscoe LM, Krushat WM. Medicare Reimbursement Accuracy under the Prospective Payment System, 1985 to 1988. *JAMA* 1992;268:896-9.
13. McMahon LF Smits HL. Can Medicare Prospective Payment Survive the ICD9-CM Disease Classification System? *Ann Intern Med* 1986;104:562-6.
14. Feinstein AR. ICD, POR, and DRG. Unsolved Scientific Problems in the Nosology of Clinical Medicine. *Arch Intern Med* 1988; 148:2269-74.
15. Iezzoni LI. Using Administrative Diagnostic Data to Address the Quality of Hospital Care: The Pitfalls and Potential of ICD-9-CM. *Int J Technol Assess Health Care* 1991;6:272-81.
16. Jencks SF, Daley J, Draper D, Thomas N, Lenhart G, Walker J. Interpreting hospital mortality data. The role of clinical risk adjusting. *JAMA* 1988;260:3611-6.
17. Kahn KL, Brook RH, Draper D, Keeler EB, Rubenstein LV, Rogers WH et al. Interpreting hospital mortality data. How can we proceed? *JAMA* 1988;260:3625-8.
18. Sanazaro PJ, Mills DH. A critique of the use of generic screening in quality assessment. *JAMA* 1991;265:1977-81.
19. Green J, Passman LJ, Wintfeld N. Analyzing hospital mortality. The consequences of diversity in patient mix. *JAMA* 1991;265:1849-53.
20. Hayward RA, Bernard AM, Rosevear JS, Anderson JE, McMahon LF. An evaluation of generic screens for poor quality of hospital care on a general medicine service. *Med Care* 1993;31:394-402.
21. Kassirer JP. The quality of care and the quality of measuring it. *N Eng J Med* 1993;329:1263-5.
22. Cleary PD, Greenfield S, Mulley AG. Variations in length of stay and outcomes for six medical and surgical conditions in Massachusetts and California. *JAMA* 1991;266:733-40.
23. Deyo RA, Cherkin DC, Ciol MA. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative databases. *J Clin Epidemiol* 1992;45:613-9.
24. Greenfield S, Apolone G, McNeil BJ, Cleary PD. The importance of co-existent disease in the occurrence of postoperative complications and one-year recovery in patients undergoing total hip replacement. Comorbidity and outcomes after hip replacement. *Med Care* 1993;31:141-54.
25. Rabeneck L, Feinstein AR, Horwitz RI, Wells CK. A new clinical prognostic staying system for acute pancreatitis. *Am J Med* 1993;95:61-70.
26. Romano PS, Roosll, Jollis JG. Further evidence concerning the use of a comorbidity index with ICD-9-CM administrative data. *J Clin Epidemiol* 1993;46:1085-90.
27. Siegler EL, Stineman MG, Maislin G. Development of complications during rehabilitation. *Arch Intern Med* 1994;154:2185-90.

28. Melfi C, Holleman E, Arthur D, Katz A. Selecting a patient characteristics index for the prediction of medical outcomes using administrative claims data. *J Clin Epidemiol* 1995;48:917-26.
29. Brailer DJ, Kroch E Pauly MV, Huang J. Comorbidity-adjusted complication risk. A new outcome quality measure. *Med Care* 1996;34:490-505.
30. Charlson ME, Mackenzie CR, Gold JP, Ales KL, Topkins M, Shires GT. Risk for postoperative congestive heart failure. *Surg Gynecol Obstet* 1991;172:95-104.
31. Katz JN, Lipson SJ, Larson MG, McInnes JM, Fossel AH, Liang MH. The outcome of decompressive laminectomy for degenerative lumbar spinal stenosis. *J Bone Joint Surg Am* 1991;73:809-816.
32. Kaplan MH, Feinstein AR. The importance of classifying initial co-morbidity in evaluating the outcome of diabetes mellitus. *J Chron Dis* 1974;27:387-404.
33. 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;40:373-83.
34. Jencks SF, Williams DK, Kay TL. Assessing hospital associated deaths from discharge data: the role of length of stay and comorbidities. *Jama* 1988;260:2240-6.
35. Pompei P, Charlson ME, Douglas RG. Clinical assessments as predictors of one year survival after hospitalization: implications for prognostic stratification. *J Clin Epidemiol* 1988;41:275-84.
36. Greenfield S, Aronow HU, Elashoff RM, Watanabe B. Flaws in mortality data: the hazards of ignoring comorbid disease. *JAMA* 1988;260:2253-5.
37. Roos NP, Wennberg JE, Malenka DJ, Fisher ES, McPherson K, Folmer Andersen T et al. Mortality and reoperation after open and transurethral resection of the prostate for benign prostatic hyperplasia. *N Eng J Med* 1989;320:1120-4.
38. Concato J, Horwitz RI, Feinstein AR, Elmore AG, Schiff SF. Problems of comorbidity in mortality after prostatectomy. *JAMA* 1992;267:1077-82.
39. Romano PS, Roos LL, Jollis JG. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative data: differing perspectives. *J Clin Epidemiol* 1993;46:1075-9.
40. D'Hoore W, Sicotte C, Tilquin C. Risk adjustment in outcome assessment: the Charlson Comorbidity Index. *Meth Inform Med* 1993;32:382-7.
41. Iezzoni LI, Heeren T, Foley SM, Daley J, Hughes J, Coffman GA. Chronic conditions and risk of in-hospital death. *Health Serv Res* 1994;29:435-60.
42. Poses RM, McClish DK, Smith WR, Bekes C, Scott WE. Prediction of survival of critically ill patients by admission comorbidity. *J Clin Epidemiol* 1996;49:743-7.
43. Iezzoni LI, Schwartz M, Ash AS, Hughes JS, Daley J, Mackiernan YD. Using severity-adjusted stroke mortality rates to judge hospitals. *Int J Qual Health Care* 1995;7:81-94.
44. Iezzoni LI, Schwartz M, Ash AS, Hughes JS, Daley J, Mackiernan YD. Severity measurement methods and judging hospital death rates for pneumonia. *Med Care* 1996;34:11-28.
45. Linn BS, Linn MW, Gurel L. Cumulative illness rating scale. *J Am Geriatr Soc* 1968;16:622-8.
46. Lahad A, Yodfat Y. Impact of comorbidity on well-being in hypertension: case control study. *J Hum Hypertens* 1993;7:611-4.
47. Katz JN, Wright EA, Guadagnoli E, Liang MH, Jarlson EW, Cleary PD. Differences between men and women undergoing major orthopedic surgery for degenerative arthritis. *Rheumatism* 1994;37:687.
48. Stucki G, Liang MH, Lipson SJ, Fossel AH, Katz JN. Contribution of neuromuscular impairment to physical functional status in patients with spinal stenosis. *J Rheumatology* 1994;21:1338-43.
49. Mulrow CD, Gerety MB, Cornell JE, Lawrence VA, Kanten DN. The relationship between disease and function and perceived health in very frail elders. *J Am Geriatr Soc* 1994;42:374-80.
50. Peiró S, Libroero J, Benages Martínez A. Factores asociados al ingreso hospitalario urgente en patología digestiva y hepato-biliar. *Med Clin (Barc)* 1996;107:4-13.
51. Waite K, Oddone E, Weinberger M, Samsa G, Foy M, Henderson W. Lack of association between patient's measured burden of disease and risk for hospital readmission. *J Clin Epidemiol* 1994;47:1229-36.
52. Parmelee PA, Thuras PD, Katz IR, Lawton MP. Validation of the Cumulative Illness Rating Scale in geriatric residential population. *J Am Geriatr Soc* 1995;43:130-7.
53. Katz JN, Chang LC, Sangha O, Fossel AH, Bates DW. Can comorbidity be measured by questionnaire rather than medical record review? *Med Care* 1996;34:73-84.
54. Greenfield S, Blanco DM, Elashoff RM. Developing and testing of a new index of comorbidity. *Clin Res* 1987;35:346A.
55. Knaus WA, Draper EA, Wagner DP, Zimmerman JE. APACHE II: a severity of disease classification system. *Crit Care Med* 1985;13:818-29.
56. Keeler E, Kahn KL, Draper D, Sherwood MJ, Rubenstein LV, Reinisch EJ et al. Changes in sickness at admission following the introduction of the Prospective Payment System. *JAMA* 1990;264:1962-8.
57. Shestak KC, Jones NF, Wu W, Johnson JT, Myers EN. Effect of advanced age and medical disease on the outcome of microvascular reconstruction for head and neck defects. *Head Neck* 1992;14:14-8.
58. Parkerson GR, Broadhead WE, Tse CK. The Duke severity of Illness Checklist (DUSOI) for measurement of severity and comorbidity. *J Clin Epidemiol* 1993;46:379-93.
59. The frequency of «do not resuscitate» order in aged-patients: effect of patient- and non-patient-related factors. *Neth J Med* 1994;44:78-83.
60. Dirección General del Servicio Valenciano de Salud. Memoria de actividad – Asistencia especializada 1993. Valencia: Generalitat Valenciana, Conselleria de Sanitat i Consum, 1995.
61. Libroero J, Peiró S. Medición de la efectividad hospitalaria: Calidad de las fuentes de información. El Conjunto Mínimo de Datos Básicos de la Comunidad Valenciana. *Gac. Sanit* 1995;9(supl 2):104-5A.
62. Libroero J, Ordiñana R, Peiró S. Análisis automatizado de la calidad del conjunto mínimo de datos básicos. Implicaciones para los sistemas de ajuste riesgos. *Gac Sanit* 1998;12:9-21.
63. Horn SD, Bulkley PD, Chambers AF, Horn RA, Schramm CJ. Interhospital Differences in Severity of Illness: Problems for Problems for Prospective Payment Based on Diagnosis-Related Groups (DRGs). *N Eng J Med* 1985;313:20-4.
64. Horn SD, Horn RA, Sharkey PD. The Severity of Illness Index as a Severity Adjustment to Diagnosis-Related Groups. *Health Care Financ Rev* 1984; Supl.: 33-45.
65. McMahon LF, Billi JE. Measurement of Severity of Illness and the Medicare Prospective Payment System: State of the Art and Future Directions. *J Gen Intern Med* 1988;3:482-90.
66. Smits HL, Fetter RB, McMahon LF. Variation in resource Use within Diagnosis-Related Groups: The Severity Issue. *Health Care Financing Review* 1984; Annual Supl.: 71-8.
67. McGuire TE. An Evaluation of Diagnosis-Related Group Severity and Complexity Refinement. *Health Care Financing Review* 1991;12(4):49-60.
68. Freeman JL, Fetter RB, Park H, Schneider KC, Lichtenstein JL et al. Diagnosis-Related Groups refinement with diagnosis- and procedure-specific comorbidities and complications. *Med Care* 1995;33:806-27.
69. Pradas F, Peiró S, Libroero J, Bernal E. Variabilidad interna del sistema AP-DGR en relación a resultados de atención primaria hos-

pitalaria. En: La reforma de los modelos sanitarios, la definición del producto y las necesidades de gestión. Granada: Asociación Latina para el Análisis de los Sistemas de Salud, 1997. p.257-67.

70. Iezzoni LI, Foley SM, Daley J, Hughes J, Fisher ES, Heeren T. Comorbidities, complications and coding bias. Does the number of diagnosis codes matter in predicting in-hospital mortality? *JAMA* 1992;2197-203.

71. Libroero J, Peiró S, Ordiñana R. ¿Previenen las enfermedades crónicas la mortalidad intrahospitalaria? Paradojas y sesgos de información en el Conjunto Mínimo de Datos Básico al alta hospitalaria. *Gac Sanit* 1998;12:199-206.

72. Peiró S, Libroero J. Selection bias, indexes of «burden» and risk. *J Clin Epidemiol* 1996; 49: 495.

73. Smith DM, Norton JA, McDonald CJ. Nonelective readmissions of medical patients. *J Chronic Dis* 1985;38:213-24.

74. Fethke CC, Smith IM, Johnson N. Risk factors affecting re-

admission on the elderly into the health care system. *Med Care* 1986;24:429-37.

75. Evans RL, Hendricks RD, Lawrence KV, Bishop DS. Identifying factors associated with health care use: a hospital-based risk screening index. *Soc Sci Med* 1988;27:947-54.

76. Corrigan JM, Martin JB. Identification of factors associated with hospital readmission and development of a predictive model. *Health Serv Res* 1992;27:81-101.

77. Charlson ME. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative data: a response. *J Clin Epidemiol* 1993;46:1083-4.

78. Deyo RA. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative data: a response: *J Clin Epidemiol* 1993;46:1081-2.

79. Charlson M, Szatrowsky TP, Peterson J, Gold J. Validation of a combined comorbidity index. *J Clin Epidemiol* 1994;47:1245-51.