



Original

Variabilidad interhospitalaria de la dehiscencia anastomótica en el Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos: La influencia del volumen quirúrgico[☆]



Héctor Ortiz^{a,*}, Sebastiano Biondo^b, Antonio Codina^c, Miguel Á Ciga^d, José Enríquez-Navascués^e, Eloy Espín^f, Eduardo García-Granero^g y José Vicente Roig^h

^aDepartamento Ciencias de la Salud, Universidad Pública de Navarra, Pamplona, España

^bUnidad de Coloproctología, Departamento de Cirugía, Hospital Universitario de Bellvitge, Barcelona, España

^cUnidad de Coloproctología, Departamento de Cirugía, Hospital Universitario Josep Trueta, Gerona, España

^dUnidad de Coloproctología, Departamento de Cirugía, Complejo Hospitalario de Navarra, Pamplona, España

^eUnidad de Coloproctología, Departamento de Cirugía, Hospital Universitario Donostia, San Sebastián, España

^fUnidad de Coloproctología, Departamento de Cirugía, Hospital Universitario Vall d'Hebron, Barcelona, España

^gUnidad de Coloproctología, Departamento de Cirugía, Hospital Universitario La Fe, Valencia, España

^hUnidad de Coloproctología, Hospital Nisa 9 de Octubre, Valencia, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 18 de octubre de 2015

Aceptado el 22 de noviembre de 2015

On-line el 11 de febrero de 2016

Palabras clave:

Cáncer de recto

Dehiscencia anastomótica

Comparación de hospitales

Volumen quirúrgico anual

Base de datos multicéntrica

Educación médica

RESUMEN

Introducción: El objetivo de este estudio observacional multicéntrico fue determinar la tasa de dehiscencia anastomótica en los hospitales que participan en el Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos y evaluar si había diferencias atribuibles al volumen quirúrgico entre los hospitales que participan en él.

Métodos: La variación interhospitalaria se cuantificó mediante un estudio multinivel realizado con una base de datos prospectiva de los pacientes operados por un adenocarcinoma de recto con una resección anterior en 84 hospitales, entre marzo de 2006 y diciembre de 2013. En los análisis se incluyeron: las variables demográficas, la clasificación de la American Society of Anaesthesiologists, la utilización de un estoma de derivación, la localización y el estadio del tumor, la administración de tratamiento neoadyuvante y el volumen quirúrgico anual del hospital.

Resultados: Se analizó a 7.231 pacientes operados consecutivamente. La tasa de dehiscencia anastomótica fue del 10,0%. Los porcentajes de dehiscencia de los hospitales, estratificados por el volumen quirúrgico anual, variaron entre el 9,9 y el 11,3%. En el análisis de regresión multinivel el sexo masculino, los tumores localizados por debajo de 12 cm medidos desde el margen anal y los estadios T avanzados favorecieron la aparición de la dehiscencia, mientras que la presencia de un estoma de derivación la previno. El volumen quirúrgico

[☆] Puede consultar una relación de los colaboradores en el anexo A.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: hortiz@telefonica.net (H. Ortiz).

<http://dx.doi.org/10.1016/j.ciresp.2015.11.008>

0009-739X/© 2015 AEC. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

anual del hospital no se asoció con la dehiscencia (OR: 0,852; [0,487-1,518]; $p = 0,577$). Además, se observó una variación significativa de la tasa de dehiscencia entre los hospitales (MOR: 1,475; [1,321-1,681]; $p < 0,001$).

Conclusión: La dehiscencia anastomótica varía de forma estadísticamente significativa entre los hospitales incluidos en el proyecto, y esta diferencia no se puede atribuir al volumen quirúrgico anual.

© 2015 AEC. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Hospital variation in anastomotic leakage after rectal cancer surgery in the Spanish Association of Surgeons project: The contribution of hospital volume

ABSTRACT

Keywords:

Rectal cancer
Anastomotic leak
Comparison of departments
Case-mix
Multicentre database
Education

Objective: This multicentre observational study aimed to determine the anastomotic leak rate in the hospitals included in the Rectal Cancer Project of the Spanish Society of Surgeons and examine whether hospital volume may contribute to any variation between hospitals.

Methods: Hospital variation was quantified using a multilevel approach on prospective data derived from the multicentre database of all adenocarcinomas of the rectum operated by an anterior resection at 84 surgical departments from 2006 to 2013. The following variables were included in the analysis; demographics, American Society of Anaesthesiologists classification, use of defunctioning stoma, tumour location and stage, administration of neoadjuvant treatment, and annual volume of elective surgical procedures.

Results: A total of 7231 consecutive patients were included. The rate of anastomotic leak was 10.0%. Stratified by annual surgical volume hospitals varied from 9.9 to 11.3%. In multilevel regression analysis, the risk of anastomotic leak increased in male patients, in patients with tumours located below 12 cm from the anal verge, and advanced tumour stages. However, a defunctioning stoma seemed to prevent this complication. Hospital surgical volume was not associated with anastomotic leak (OR: 0.852, [0.487-1.518]; $P=0.577$). Furthermore, there was a statistically significant variation in anastomotic leak between all departments (MOR: 1.475; [1.321-1.681]; $P<0.001$).

Conclusion: Anastomotic leak varies significantly among hospitals included in the project and this difference cannot be attributed to the annual surgical volume.

© 2015 AEC. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Introducción

El tratamiento estándar del cáncer de recto, cuando es posible, es la resección anterior baja con escisión total del mesorrecto¹. Este procedimiento quirúrgico se asocia con una tasa de dehiscencia de la anastomosis que varía entre el 10 y el 15%^{2,3}.

Se ha estudiado la contribución de múltiples factores en la aparición de esta complicación. Sin embargo, la investigación de la influencia del volumen quirúrgico de un hospital y de la subespecialización en la frecuencia de la dehiscencia anastomótica es limitada y controvertida^{4,5}. Además, los resultados de los registros de Escandinavia^{6,7}, en los que se inspira el Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos, también son controvertidos.

El objetivo de este estudio fue determinar la tasa de dehiscencia anastomótica en el Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos durante el periodo 2006-2013, y evaluar, mediante un estudio multinivel, la influencia del volumen quirúrgico del hospital en la dehiscencia de la anastomosis en los hospitales participantes.

Métodos

Este estudio observacional multicéntrico se ha realizado con la base de datos prospectiva del Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos. Esta iniciativa docente iniciada en 2006 tuvo por objetivo introducir inicialmente la cirugía de escisión del mesorrecto y, posteriormente, la amputación abdominoperineal extendida a los grupos multidisciplinarios de los hospitales del Sistema Nacional de Salud que lo solicitaron y que cumplían las condiciones requeridas: disponer de unidades de Coloproctología con los medios técnicos de diagnóstico imprescindibles, y que realizaran 12 o más resecciones de recto al año, incluyendo bajo este concepto las siguientes operaciones: resección anterior, amputación abdominoperineal, intervención de Hartmann y proctocolectomía.

Los datos recogidos prospectivamente en los hospitales por los cirujanos responsables del proyecto se enviaban a un registro centralizado. Este informaba anualmente a cada centro de los resultados de su actividad con relación al conjunto de los hospitales participantes. Una descripción más detallada del proyecto ha sido publicada previamente^{8,9}.

Criterios de inclusión y exclusión de los pacientes

Se incluyó a los pacientes intervenidos con una resección anterior realizada de forma electiva entre el 1 de marzo de 2006 y el 31 de diciembre de 2013 en 84 hospitales integrados en el proyecto.

Se excluyó a los pacientes operados de urgencia, a los pacientes que no tenían los resultados de alguna de las variables de interés y a aquellos en los que los resultados eran incongruentes.

Técnica quirúrgica

La escisión total del mesorrecto fue el procedimiento estándar para tratar los tumores situados a 12 cm o menos del margen anal. Los tumores situados por encima de 12 cm fueron tratados con una escisión parcial del mesorrecto, incluyendo la fascia mesorrectal hasta 5 cm por debajo del tumor, o una escisión total del mesorrecto a criterio del cirujano. La realización de una ileostomía de derivación también dependió de la preferencia del cirujano.

Variables de estudio

La variable de resultado del estudio fue la dehiscencia de la anastomosis. Las variables de confusión se dividieron en fijas y aleatorias. Las siguientes variables demográficas se consideraron como variables de confusión fijas: edad, categorizada en 3 grupos (<65, 65-80, >80 años), y género; el grado del riesgo quirúrgico (medido mediante el grado del riesgo anestésico ASA); la localización del tumor, que se categorizó en 3 grupos (0-6, 7-12, 13-15 cm); la utilización de ileostomía de derivación; el estadio patológico tumoral; la utilización de tratamiento neoadyuvante y la casuística del hospital categorizada en 4 grupos según la mediana del número de pacientes tratados anualmente con una resección anterior: 11, 12-23, 24-35 y >36 pacientes. El centro hospitalario fue considerado como una variable de confusión aleatoria.

Definiciones

Se consideraron tumores de recto (CIE20) los situados en los últimos 15 cm medidos desde el margen anal mediante rectoscopia rígida en la retirada o mediante resonancia magnética¹⁰.

El estadio tumoral patológico se clasificó con la quinta versión de la clasificación TNM (American Joint Committee on Cancer [AJCC] stages I-IV; 5th edition)¹¹.

La dehiscencia de la anastomosis se definió como un evento de la anastomosis que requirió radiología intervencionista o una intervención quirúrgica en el postoperatorio. Los abscesos pélvicos sin evidencia radiológica de una dehiscencia y las fístulas recto-vaginales precoces también se consideraron dehiscencias de la anastomosis. Las dehiscencias subclínicas detectadas en el enema de contraste soluble antes del cierre del estoma no fueron consideradas como una dehiscencia de la anastomosis, al igual que hacen los registros de Escandinavia, a los que este proyecto imita y con los que compara sus resultados^{12,13}.

Al estar anonimizado el nombre de los hospitales y los pacientes incluidos, no se consideró necesaria la aprobación

por los comités de ética de los centros incluidos, aunque el proyecto sí había sido avalado por estos comités.

Análisis estadístico

Las variables categóricas fueron analizadas mediante los test χ^2 y la comparación de las muestras no paramétricas se realizó mediante la prueba U de Mann-Whitney.

Para determinar la variación de la variable de resultado, dehiscencia de la anastomosis, entre los hospitales incluidos se construyeron 3 modelos: un modelo de efectos fijos que incluía las variables de confusión fijas, un modelo completo que incluía las variables de confusión fijas y la variable aleatoria hospital, y un modelo nulo que incluía exclusivamente la variable aleatoria hospital. En el primero se realizó una regresión logística y en los 2 últimos una regresión logística multinivel.

Para cada modelo se calculó el criterio de información de Akaike (AIC)¹⁴ y el test de la devianza. En los modelos multinivel se calcularon la varianza aleatoria (σ^2) y sus intervalos de confianza, la mediana de la *odds ratio* (MOR)¹⁵ y la *odds ratio* (OR) entre el peor y el mejor, excluyendo el 5% de los centros extremos. La MOR cuantifica la variación entre hospitales en mediana, comparando pares de pacientes seleccionados al azar con los mismos valores de las variables confusoras¹⁶.

Resultados

De los 7.231 pacientes operados electivamente con una resección anterior en el periodo de estudio, 727 (10,0%) presentaron una dehiscencia anastomótica.

En la [tabla 1](#) se describen las características de la población estudiada y el riesgo de dehiscencia expresado en OR para cada una de las variables estudiadas mediante un estudio univariante. En ella puede verse que los porcentajes de dehiscencia anastomótica de los hospitales agrupados por categorías según el volumen quirúrgico variaron entre 9,9 y 11,3%.

Los resultados de los modelos de efectos fijos, del modelo completo y del modelo nulo se detallan en la [tabla 2](#). En ella se pueden ver las variables que influyeron significativamente en la dehiscencia anastomótica. El sexo masculino, la distancia del tumor al margen anal y los estadios T avanzados favorecieron su aparición; mientras que el estoma de derivación la previno. El volumen quirúrgico de los hospitales no influyó en las tasas de dehiscencia anastomótica. Además, los modelos completo y nulo pusieron de manifiesto que la dehiscencia de la anastomosis era significativamente diferente entre los hospitales estudiados.

En la [figura 1](#), se muestran las diferencias entre los hospitales.

Discusión

Los resultados de este estudio indican que, en el Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos, la dehiscencia anastomótica no depende del volumen quirúrgico

Tabla 1 – Descripción y resultados del análisis univariante de la muestra de población estudiada

	Total 7.231	No N = 6.504 n (%)	Sí N = 727 n (%)	OR	p ratio
Sexo					
Mujer	2.491	2.307 (92,6)	184 (7,3)	Ref.	Ref.
Hombre	4.740	4.197 (88,5)	543 (11,5)	1,62 (1,36-1,94)	0,001
Edad					
<65	2.961	2.675 (90,3)	286 (9,6)	Ref.	Ref.
65-80	3.438	3.070 (89,3)	368 (10,7)	1,12 (0,95-1,32)	0,169
>80	832	759 (91,2)	73 (8,7)	0,90 (0,68-1,17)	0,445
ASA:					
I	472	431 (91,3)	41 (8,6)	Ref.	Ref.
II	4.108	3.730 (90,8)	378 (9,2)	1,06 (0,77-1,51)	0,726
III	2.454	2.170 (88,4)	284 (11,6)	1,37 (0,98-1,96)	0,063
IV	197	173 (87,8)	24 (12,2)	1,46 (0,84-2,48)	0,172
Localización del tumor (cm)					
13-15	1.144	1.050 (91,8)	94 (8,22)	Ref.	Ref.
7-12	4.631	4.157 (89,8)	474 (10,2)	1,27 (1,01-1,61)	0,037
0-6	1.456	1.297 (89,1)	159 (10,9)	1,37 (1,05-1,79)	0,021
Estoma derivación					
No	2.910	2.567 (88,2)	343 (11,8)	Ref.	Ref.
Sí	4.321	3.937 (91,1)	384 (8,9)	0,72 (0,62-0,84)	< 0,001
Tratamiento neoadyuvante					
No	3.015	2.704 (89,7)	311 (10,3)	Ref.	Ref.
Sí	4.216	3.800 (90,1)	416 (9,8)	0,95 (0,82-1,11)	0,532
Estadio T patológico					
pT1	552	513 (92,9)	39 (7,1)	Ref.	Ref.
ypT0	820	765 (93,3)	55 (6,7)	0,94 (0,62-1,46)	0,794
pT2	1.869	1.664 (89,0)	205 (11,0)	1,62 (1,14-2,34)	0,006
pT3	3.578	3.199 (89,4)	379 (10,6)	1,55 (1,12-2,22)	0,008
pT4	412	363 (88,1)	49 (11,9)	1,77 (1,14-2,77)	0,011
Estadio N patológico					
pNx-0	4.858	4.363 (89,8)	495 (10,2)	Ref.	Ref.
pN1-2	2.373	2.141 (90,2)	232 (9,8)	0,96 (0,81-1,12)	0,586
Estadio M					
pM0	6.518	5.879 (90,2)	639 (9,8)	Ref.	Ref.
pM1	713	625 (87,7)	88 (12,3)	1,30 (1,02-1,64)	0,037
Hospitales clasificados por mediana de volumen quirúrgico anual					
11 pacientes /año*	256	227 (88,7)	29 (11,3)	Ref.	Ref.
12-23 pacientes /año	1.973	1.775 (90,0)	198 (10,0)	0,87 (0,58-1,34)	0,514
24-35 pacientes /año	2.264	2.036 (89,9)	228 (10,1)	0,87 (0,59-1,34)	0,522
≥ 36 pacientes /año	2.738	2.466 (90,1)	272 (9,9)	0,86 (0,58-1,32)	0,473

* En 2 hospitales la mediana anual de pacientes tratados con una resección anterior de recto fue 11.

del hospital, y que su tasa varía entre los hospitales incluidos de forma estadísticamente significativa.

La mayor debilidad de este estudio tiene que ver con la naturaleza voluntaria de inclusión de los datos en el Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos, sobre todo cuando se compara con los registros de los países escandinavos^{17,18}, en los que la inclusión de datos en el registro es obligatoria. Sin embargo, como ya se indicó con más detalle^{8,9}, se han tomado diversas iniciativas para evitar sesgos voluntarios o involuntarios de inclusión y de información. Desgraciadamente, debido al carácter anónimo de los datos y a la carencia de otras fuentes para contrastar la información en nuestro país, no es posible asegurar con certeza la ausencia de tales datos. Por ello, en el peor de los

escenarios, los datos de este estudio indican las tasas mínimas de dehiscencia de la anastomosis.

Otra debilidad del estudio es que la base de datos del proyecto no incluye distintas variables que puedan influir en la dehiscencia anastomótica, como por ejemplo obesidad, niveles de albúmina, etc. Sin embargo, el objetivo del proyecto es que los centros participantes conozcan los resultados inmediatos y alejados de su actividad en comparación con los del conjunto y, como el proyecto está implantado en 15 comunidades autónomas, es poco probable que haya diferencias atribuibles a factores socioeconómicos, tal como se ha demostrado en Dinamarca¹⁹.

La tasa de dehiscencia anastomótica observada en este estudio, 10%, se sitúa entre las de Noruega¹⁷ (7%), Suecia²⁰

Tabla 2 – Resultados del análisis de los 3 modelos

	Modelo efectos fijos OR IC 95%	p ratio	Modelo completo OR IC 95%	p ratio	Modelo nulo OR IC 95%
Sexo					
Mujer	1,00		1,00		—
Hombre	1,604 (1,347-1,918)	0,001	1,627 (1,363-1,949)	0,001	—
Edad (años)					
< 65	1,00		1,00		—
65-80	1,024 (0,862-1,217)	0,788	1,012 (0,849-1,206)	0,897	—
>80	0,766 (0,571-1,016)	0,069	0,739 (0,549-0,986)	0,043	—
ASA					
ASA I	1,00		1,00		—
ASA II	1,062 (0,762-1,517)	0,731	1,118 (0,796-1,609)	0,532	—
ASA III	1,331 (0,939-1,931)	0,119	1,433 (1,000-2,097)	0,056	—
ASA IV	1,370 (0,782-2,356)	0,261	1,435 (0,809-2,501)	0,208	—
Localización del tumor (cm)					
15-13	1,00		1,00		—
12-7	1,368 (1,080-1,749)	0,011	1,468 (1,153-1,886)	0,002	—
0-6	1,551 (1,170-2,066)	0,002	1,710 (1,282-2,293)	0,001	—
Estoma derivación					
No	1,00		1,00		—
Sí	0,55 (0,46-0,66)	0,001	0,639 (0,346-0,750)	0,001	—
Tratamiento neoadyuvante					
No	1,00		1,00		—
Sí	0,905 (0,764-1,074)	0,251	0,872 (0,000-Inf)	0,129	—
Estadio T patológico					
pT1	1,00		1,00		—
ypT0	0,989 (0,642-1,537)	0,962	0,989 (0,639-1,543)	0,960	—
pT2	1,700 (1,200-2,467)	0,004	1,716 (1,207-2,500)	0,004	—
pT3	1,690 (1,204-2,435)	0,003	1,705 (1,209-2,466)	0,003	—
pT4	2,087 (1,322-3,314)	0,002	2,100 (1,322-3,355)	0,002	—
Estadio N patológico					
NO	1,00		1,00		—
pN1-2	0,843 (0,705-1,006)	0,060	0,865 (0,722-1,035)	0,115	—
Estadio M					
M0	1,00		1,00		—
pM1	1,239 (0,962-1,581)	0,090	1,267 (0,979-1,623)	0,067	—
Volumen quirúrgico del hospital (operaciones/año)					
11	1,00		1,00		—
12-23 ^d	0,877 (0,587-1,354)	0,538	0,836 (0,492-1,449)	0,513	—
24-35	0,885 (0,595-1,362)	0,562	0,833 (0,485-1,455)	0,511	—
>36	0,859 (0,580-1,318)	0,468	0,852 (0,487-1,518)	0,577	—
AIC ^a	4675,0		4684,5		4631,2
Varianza aleatoria σ^2 IC 95%	—		0,166 (0,085-0,297)		0,189 (0,101-0,330)
Mediana de odds ratio (MOR) ^b	—		1,475 (1,321-1,681)		1,513 (1,354-1,729)
Mejor vs. peor hospital odds ratio ^c	—		2,22		2,44
p overall	<0,001		<0,001		<0,001

^a Criterio de Akaike.

^b Comparación del riesgo de dehiscencia de anastomosis entre 2 hospitales escogidos al azar.

^c Riesgo de dehiscencia de anastomosis comparando el hospital con el mejor resultado y el hospital con el peor resultado, excluyendo los hospitales con valores extremos (5%).

^d En 2 hospitales la mediana anual de pacientes tratados con una resección de recto fue 11.

(8,7%) y Dinamarca¹⁸ (12,7%), según los últimos informes y estudios publicados por estos registros, y es muy superior a la indicada en el programa irlandés de centralización de esta enfermedad (4,3%)⁵.

De estos registros, en 3 se ha evaluado la influencia del volumen quirúrgico del hospital en la tasa de dehiscencia, con

resultados contradictorios. En Irlanda⁵ y Noruega⁶, mediante estudios estadísticos univariantes, se observaron diferencias atribuibles al volumen, mientras que en Dinamarca⁷, empleando estadística multivariante, estas no se han observado, al igual que en el presente estudio en el que se ha empleado una estadística multinivel. Por tanto, la discrepancia

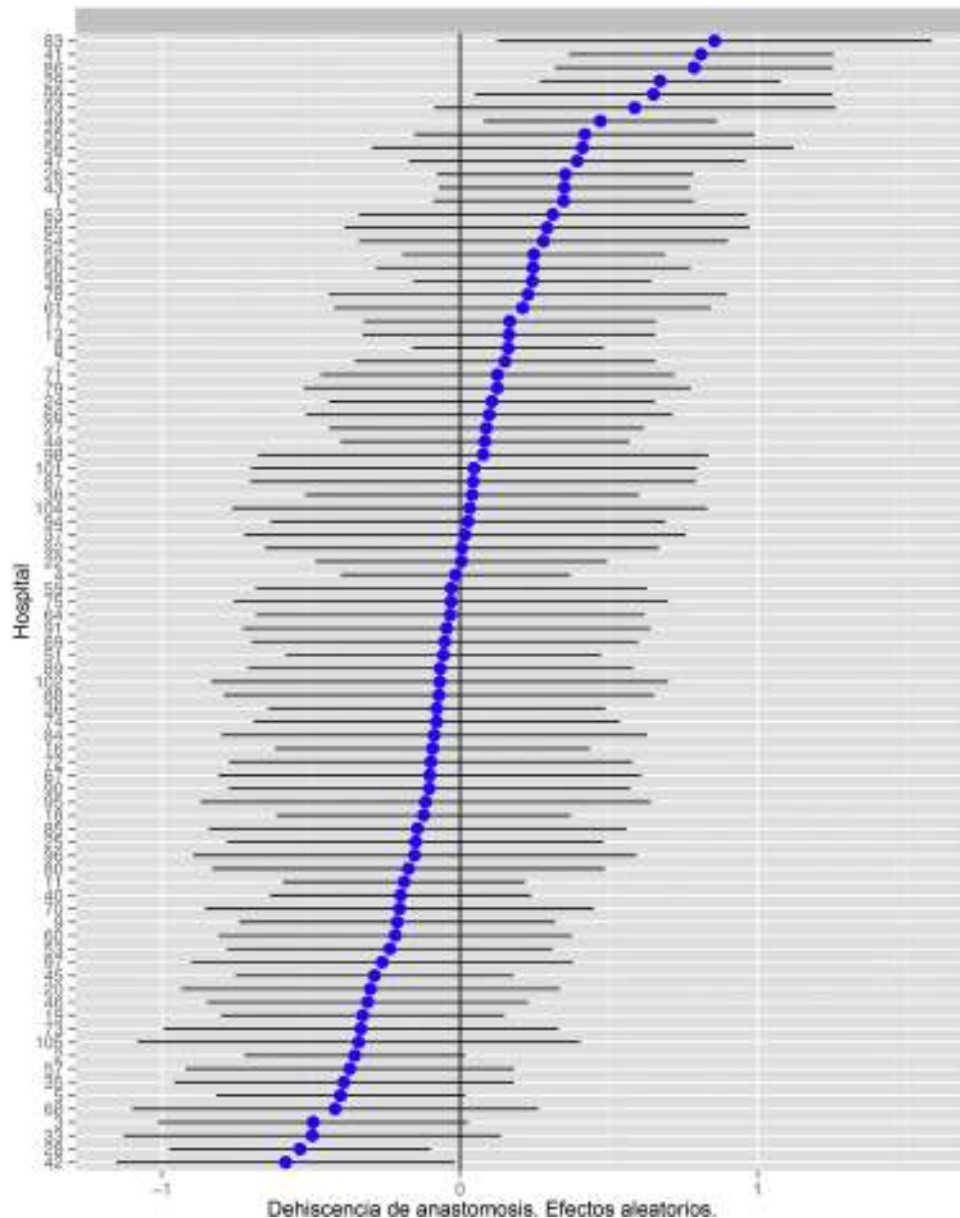


Figura 1 – Riesgo de dehiscencia de anastomosis en los hospitales, obtenido mediante una regresión logística multinivel, considerando la variable hospital como un efecto aleatorio para corregir por la no independencia de los datos. Los hospitales están representados en el eje vertical con el número de código que tienen en el proyecto. Se muestra el valor de la constante aleatoria para cada hospital. Cada hospital está ordenado de menor a mayor valor de la constante: los valores positivos de la constante son los que indican peores resultados.

entre los 4 estudios puede explicarse por la diferencia de metodología estadística y, obviamente, tanto la estadística multivariante, que permite ajustar los resultados por múltiples variables de la muestra, como la multinivel, son mucho más sólidas.

Una tendencia natural es utilizar los datos de los registros nacionales para establecer indicadores de resultado de la actividad tal como se ha hecho en Escandinavia, ya que estos permiten a los hospitales incidir en la corrección de la variabilidad. Desgraciadamente, aunque los departamentos que participan en el Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos tengan

unas características similares a las de los hospitales de Escandinavia, y el volumen de la muestra de pacientes analizada en el presente estudio sea razonablemente grande, es imposible establecer a partir de él un indicador nacional de resultado. La razón, como han probado los registros voluntarios del National Bowel Cancer Project de Gran Bretaña²¹ y del cáncer de recto belga PROCARE²², es que cuando los hospitales no envían todos los datos, y con ello sesgan la información, o no participan en absoluto en el registro, las tasas de mortalidad operatoria son mayores en los pacientes no incluidos en el registro que en los incluidos en él, y con ello se subestima la mortalidad quirúrgica a

nivel nacional y se impide conseguir estimaciones precisas de los indicadores de actividad.

En conclusión, los resultados de este estudio indican que, en el Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos, la tasa de dehiscencia anastomótica es similar a la de los registros de Escandinavia y, además, varía entre los hospitales incluidos de forma estadísticamente significativa, sin que esta diferencia pueda explicarse por el volumen quirúrgico.

Financiación

Este proyecto ha sido financiado con las siguientes ayudas de investigación: FIS número: PI11/ 00010 y Consejería de Sanidad, Gobierno de Navarra: 20/11.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Agradecimientos

Grupo colaborador del Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos (2006-2013).

Anexo

Virgen de la Arrixaca (Juan Luján), Bellvitge (Doménico Fraccalvieri, Sebastiano Biondo), Complejo Hospitalario de Navarra (Miguel Á. Ciga), Clínico de Valencia (Alejandro Espi), Josep Trueta (Antonio Codina), Sagunto (María D. Ruiz), Vall d'Hebrón (Eloy Espin, F. Vallribera), La Fe (Eduardo García-Granero), Complejo Hospitalario Ourense (Alberto Parajo), Germans Trias i Pujol (Ignasi Camps, Marta Piñol), Lluís Alcanyis (Vicent Viciano), Complejo Asistencial Burgos (Evelio Alonso), Hospital del Mar (Miguel Pera), Meixoeiro (Nieves Cáceres), Complejo Asistencial Salamanca (Jacinto García), Gregorio Marañón (Marcos Rodríguez), Torrecárdenas (Ángel Reina), General de Valencia (Verónica Gumbau), Txagorritxu (José Errasti), Donostia (José A. Múgica), Reina Sofía (José Gómez), Juan Ramón Jiménez (Ricardo Rada, Mónica Orelogio), Arnau de Vilanova de Valencia (Natalia Uribe), General de Jerez (Juan de Dios Franco), Arnau de Vilanova de Lérida (José Enrique Sierra), Santa Creu i Sant Pau (Pilar Hernández), Clínico de Santiago de Compostela (Jesús Paredes), Universitario de Jaén (Gabriel Martínez), Clínico San Carlos (Mauricio García), Cabueñes (Guillermo Carreño), General de Albacete (Jesús Cifuentes), Miguel Servet (José Monzón), Xeral de Lugo (Olga Maseda), Universitario de Fuenlabrada (Daniel Huerga), Clínico y Provincial de Barcelona (Luis Flores), Joan XXIII (Fernando Gris), Virgen de las Nieves (Inmaculada Segura, Pablo Palma), Nuestra Señora de la Candelaria (José G. Díaz), Complejo Hospitalario de Badajoz (Jesús Salas), Clínico Universitario San Cecilio (Francisco Pérez, Benito Mirón), General Universitario de Alicante (Félix Lluís), Virgen Macarena (Luis Capitán, Javier Valdés), Xeral-Cies de Vigo (Nieves

Cáceres), Infanta Sofía (Javier Martínez), Policlínica de Vigo (Alfredo Estévez), Virgen del Rocío de Sevilla (José Díaz, María V. Maestre), San Juan de Dios del Aljarafe (Antonio Amaya, Mónica Reig), Nuestra Señora de Sonsoles (Antonio Carmona), Universitario de Getafe (Francisco Javier Jiménez), H. Granollers (Didac Ribe), Universitario de La Paz (Isabel Prieto), Rafael Méndez (Ginés Sánchez, Sergio del Valle), General Universitario Reina Sofía (Pedro A. Parra), San Pedro de Alcántara (Francisco Romero), Torrevieja Salud (Alessandro Garcea), Santa María de Lérida (Xavier Rodamilans), Virgen del Puerto (José A. Pérez), Segovia (Guillermo Asís), Reus (Santiago Blanco), Instituto Valenciano de Oncología (Alfonso García, Rafael Estévan), Viladecans (Albert Sueiras), Cruces (Alberto Lamíquiz, José M.^a García), Ramón y Cajal (Javier Die), Manises (Amparo Solana), La Ribera Alzira (Francisco J. Blanco), Nuestra Señora del Rosell (Ana Lage), Mérida (José Domínguez), Universitario Fundación Alcorcón (Paula Dujovne), Henares Coslada (Natividad Palencia), Vinaroz (Raúl Adell), Onkologikoa de San Sebastián (Roberto Martínez), Consorci Sanitari Integral (Luis Ortiz de Zarate), Complejo Hospitalario Palencia (Ana M.^a Huidobro), Fundación Jiménez Díaz (Carlos Pastor), Torrejón (Jesús Á. Garijo), Puerto Real (M.^a del Coral de la Vega), Espíritu Santo (Manuel López).

BIBLIOGRAFÍA

1. Martin ST, Heneghan HM, Winter DC. Systematic review and meta-analysis of outcomes following pathological complete response to neoadjuvant chemoradiotherapy for rectal cancer. *Br J Surg.* 2012;99:918-28.
2. Paun BC, Cassie S, MacLean AR, Dixon E, Buie WD. Postoperative complications following surgery for rectal cancer. *Ann Surg.* 2010;251:807-18.
3. McDermott FD, Heeney A, Kelly ME, Steele RJ, Carlson GL, Winter DC. Systematic review of preoperative, intraoperative and postoperative risk factors for colorectal anastomotic leaks. *Br J Surg.* 2015;102:462-79.
4. Archampong D, Borowski D, Wille-Jorgensen P, Iversen LH. Workload and surgeon's specialty for outcome after colorectal cancer surgery. *Cochrane Database Syst Rev.* 2012;CD005391.
5. Burke JP, Coffey JC, Boyle E, Keane F, McNamara DA. Early outcomes for rectal cancer surgery in the Republic of Ireland following a national centralization program. *Ann Surg Oncol.* 2013;20:3414-21.
6. Wibe A, Eriksen MT, Syse A, Tretli S, Myrvold HE, Søreide O, Norwegian Rectal Cancer Group. Effect of hospital caseload on long-term outcome after standardization of rectal cancer surgery at a national level. *Br J Surg.* 2005;92:217-24.
7. Harling H, Bulow S, Moller LN, Jorgensen T. Hospital volume and outcome of rectal cancer surgery in Denmark 1994-99. *Colorectal Dis.* 2005;7:90-5.
8. Ortiz H, Codina A. Resultados del proyecto docente y auditado del cáncer de recto de la Asociación Española de Cirujanos. Seis años desde su inicio. *Cir Esp.* 2013; 91:496-503.
9. Ortiz H, Biondo S, Codina A, Ciga MA, Enríquez-Navascués JM, García Granero E, et al. Proyecto del Cáncer de Recto de la Asociación Española de Cirujanos. Mortalidad postoperatoria. Variabilidad interhospitalaria e influencia del volumen quirúrgico. *Cir Esp.* 2016;94:22-30.

10. Keller DS, Paspulati R, Kjellmo A, Rokseth KM, Bankwitz B, Wibe A, et al. MRI-defined height of rectal tumours. *Br J Surg*. 2014;101:127-32.
11. Sobin LH, Wittekind C. TNM classification of malignant tumours, 5th ed. New York: Wiley. 1997.
12. Bertelsen CA, Andreassen AH, Jørgensen T, Harling H, on behalf of the Danish Colorectal Cancer Group. Anastomotic leakage after curative anterior resection for rectal cancer: Short and long-term outcome. *Colorectal Dis*. 2010;12:e76-81.
13. Eriksen MT, Wibe A, Norstein J, Haffner J, Wiig JN. Anastomotic leakage following routine mesorectal excision for rectal cancer in a national cohort of patients. *Colorectal Dis*. 2005;7:51-7.
14. Harrell FE. Regression modeling strategies. New York: Springer Verlag. 2001.
15. Larsen K, Merlo J. Appropriate assessment of neighborhood effects on individual health: Integrating random and fixed effects in multilevel logistic regression. *Am J Epidemiol*. 2005;161:81-8.
16. Merlo J, Chaix B, Ohlsson H, Beckman A, Johnell K, Hjerpe P, et al. A brief conceptual tutorial of multilevel analysis in social epidemiology: Using measures of clustering in multilevel logistic regression to investigate contextual phenomena. *J Epidemiol Community Health*. 2006;60:290-7.
17. Ursin G, Møller B. Kreftregisteret Årsrapport 2014 – Nasjonalt kvalitetsregister for tykk- og endetarmskreft. Oslo, September 2014.
18. Landsdækkende database for kræft i tyk- og endetarm. National årsrapport 2014. [consultado 12 Oct 2015]. Disponible en: http://www.dccg.dk/03_Publikation/02_arsrapport.html
19. Osler M, Iversen LH, Borglykke A, Mårtensson S, Daugbjerg S, Harling H, et al. Hospital variation in 30-day mortality after colorectal cancer surgery in Denmark: The contribution of hospital volume and patient characteristics. *Ann Surg*. 2011;253:733-8.
20. Kokeda K, Johansson R, Zar N, Brgisson H, Dahlberg M, Skullman S, et al. Time trends, improvements and national auditing of rectal cancer management over an 18-year period. *Colorectal Dis*. 2015;17:168-79.
21. Almoudaris AM, Burns EM, Bottle A, Aylin P, Darzi A, Faiz O. A colorectal perspective on voluntary submission of outcome data to clinical registries. *Br J Surg*. 2011;98:132-9.
22. Jegou D, Penninckx F, Vandendael T, Bertrand C, Van Eycken E. PROCARE. Completeness and registration bias in PROCARE, a Belgian multidisciplinary project on cancer of the rectum with participation on a voluntary basis. *Eur J Cancer*. 2015;51:1099-108.