

# INVESTIGACIÓN

2010



**VARIABILIDAD ENTRE HOSPITALES EN LAS TASAS DE CESÁREA EN PARTOS DE BAJO DE RIESGO. UN INDICADOR PARA LA MEJORA DE LA CALIDAD DE LA ATENCIÓN OBSTÉTRICA**

**FUNDACIÓN MAPFRE**

[www.fundacionmapfre.org](http://www.fundacionmapfre.org)

## Investigador Principal

**Salvador Peiró Moreno**

Dr. en Medicina y Cirugía

Jefe de área Investigación en Salud Pública

Centro Superior de Investigación en Salud Pública (CSISP). Valencia

## Equipo Investigador

**Julián Librero López**

Dr. en Medicina y Cirugía

Investigador Senior

Centro Superior de Investigación en Salud Pública (CSISP). Valencia

## Índice

	Página
1. INTRODUCCIÓN	4
1.1. Crecimiento del parto por cesárea no relacionado con los riesgos obstétricos	4
1.2. La “tasa” de cesáreas como indicador de calidad. Limitaciones	4
1.3. Nuevos métodos para comparar la “tasa” de cesáreas entre hospitales	5
2. OBJETOS	5
2.1. Objetivo general	5
2.2. Objetivos específicos	5
3. MATERIAL Y MÉTODOS	6
3.1. Aspectos metodológicos generales	6
3.1.1. Diseño	6
3.1.2. Entorno	6
3.1.3. Fuentes de datos	6
3.1.4. Criterios de inclusión	6
3.1.5. Medida principal de resultados	6
3.1.6. Otras variables	6
3.1.7. Aspectos éticos	6
3.2. Análisis por objetivos	6
3.2.1. Objetivo 1	6
3.2.2. Objetivo 2	7
3.2.3. Objetivo 3	7
4. RESULTADOS	8
4.1. ¿Existe una propensión diferencial de los hospitales a diagnosticar y/o registrar los diversos factores de riesgo?	8
4.2. ¿Los factores de riesgo de cesárea tienen efectos diferentes según el hospital de atención?	12
4.3. ¿Interactúa la propensión del hospital a diagnosticar un factor de riesgo con el efecto del mismo sobre la realización de cesárea?	12
4.4. Aspectos metodológicos generales	15
4.5. ¿Es el indicador de “cesárea en bajo riesgo” suficientemente homogéneo entre hospitales?	18
5. DISCUSIÓN	19
5.1. Discusión	19
5.2. Limitaciones	20
5.3. Implicaciones para la política y gestión sanitaria y la práctica clínica	20
6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	20

## 1. INTRODUCCIÓN

### 1.1. Crecimiento del parto por cesárea no relacionado con los riesgos obstétricos

En las últimas décadas se ha producido un extraordinario incremento de las tasa de cesáreas en la mayor parte de los países desarrollados. Los hospitales del Sistema Nacional de Salud (SNS) español, que practican 3 de cada 4 partos en España, no han sido ajenos a esta tendencia. Entre 1997 y 2009, según datos de la Encuesta de Establecimientos Sanitarios con Régimen de Internado (EESRI), la tasa de cesáreas en los hospitales del SNS pasó del 21,3% al 25,3%. En la Comunidad Valenciana, de los 50.848 partos que según la EESRI se produjeron en 2005, el 76,3% se realizaron en hospitales públicos, con una tasa de cesáreas del 25,3%, pero variando desde el 15,4% al 37,5% según hospitales.

Si el incremento de las tasas de cesáreas en el tiempo y su variabilidad entre hospitales se debiera a diferencias en los riesgos obstétricos de los partos atendidos (a lo largo del tiempo o según centros), no estaríamos ante un problema de calidad asistencial. Pero la magnitud de las diferencias en las tasas de cesáreas entre áreas geográficas vecinas, las variaciones entre hospitales con similar perfil de pacientes y las elevadas tasas en centros de escasa complejidad (respecto a los hospitales terciarios que atienden los mayores riesgos) sugiere que las cesáreas se indican frecuentemente por motivos no clínicos, y que se está produciendo una importante sobreutilización de esta intervención [1]. De hecho, los estudios al respecto sugieren que la tasa de cesáreas esta creciendo a expensas de un importante incremento de la cesárea electiva primaria y la cesárea de repetición (disminución del parto vaginal tras cesárea previa), antes que a expensas de un incremento en las complicaciones o en las circunstancias que pudieran complicar el parto [1].

Aunque, salvo para partos complicados, no existen ensayos clínicos aleatorizados que comparen la cesárea primaria electiva con el parto vaginal y algunos expertos argumenten que ambas técnicas son seguras, parece bien establecido que en los partos no complicados la cesárea expone a la parturienta a diversos riesgos sin aportar ninguna ventaja definida. El incremento de la incidencia de la placenta accreta (desde 1/30.000 embarazos en los años 50 a algo más de 1/500 en la actualidad) ha sido citado como uno de estos riesgos [2].

Adicionalmente, el incremento de cesáreas no ha llevado a una disminución de la mortalidad perinatal, y algunos países con las menores tasas de cesáreas tienen también muy bajas tasas de mortalidad perinatal [3].

Desde el punto de vista económico, el parto vaginal tiene menores costes por el menor consumo recursos hospitalarios (incluyendo quirófano y días de estancia hospitalaria). Aunque estas diferencias puedan ser menores que en otras intervenciones, el volumen de actividad que representan los partos (aproximadamente 1 de cada 10 altas hospitalarias) lo convierte en una “factura” relevante para el SNS.

### 1.2. La “tasa” de cesáreas como indicador de calidad. Limitaciones

Este tipo de consideraciones ha llevado a muchas organizaciones sanitarias y sociedades científicas hayan incluido la (mal llamada) “tasa” de cesáreas (en realidad, un porcentaje) como indicador de la calidad y eficiencia de la atención obstétrica.

Entre estas organizaciones cabe citar la *Joint Commission on Accreditation of Healthcare Organizations* (EE.UU.) [4], la *Agency for Healthcare Research and Quality* (EE.UU.) [5], el *Maryland Hospital Quality Indicator Project* (EE.UU.) [6], el *National Perinatal Information Center* (EE.UU.) [7], El *National Health Service* (Reino Unido) [8], o la propia Sociedad Española de Ginecología y Obstetricia [9].

Más allá de su ampliamente aceptada “validez de apariencia”, el uso generalizado de la “tasa” de cesáreas como indicador de calidad viene favorecido por la facilidad de su medición, ya que los elementos para su construcción están registrados en bases de datos administrativas tipo Conjunto Mínimo de Datos Básicos (CMBD) al alta hospitalaria, que en el SNS esta disponible desde inicios de la década de los 90.

Sin embargo, la aparente sencillez de este indicador puede ser engañosa. De hecho existe muy poca consistencia en sus especificaciones entre sistemas de indicadores, tanto en como se define la población objeto (que tipos de parto deben quedar incluidos o excluidos) como en la aplicación de métodos de ajuste de riesgos.

El problema es que existen muchas situaciones en las que la cesárea es una indicación ampliamente aceptada (como la placenta previa, el síndrome de inmunodeficiencia adquirida, las presentaciones no cefálicas, etc.) y no tener en cuenta estos factores de riesgo puede llevar a sesgos en las comparaciones entre hospitales, teniendo especial importancia las diferencias clínicas y socio-demográficas en las personas atendidas en diferentes hospitales y el llamado “sesgo de derivación” (referral bias) de los embarazos de mayor riesgo hacia hospitales con disponibilidad de servicios de referencia (neonatología u otros) [10] en los que, en concordancia con esta mayor gravedad de los partos atendidos, sería razonablemente esperable un mayor porcentaje de cesáreas.

Si se dispone de información (con la suficiente exhaustividad y calidad) sobre la presencia o ausencia de dichos factores de riesgo de cesárea, existen diversas estrategias de análisis estadístico que permiten comparaciones entre grupos, aunque sean heterogéneos, en aspectos que afectan al resultado estudiado, como el análisis de regresión multivariante (ajuste de riesgos), el “*propensity score matching*” o el uso de variables instrumentales.

Los métodos de ajuste de riesgos mediante modelos de regresión son los más empleados para controlar el sesgo de derivación cuando se dispone de suficiente información clínica. No sólo ajustan la influencia de los factores de confusión, sino que miden directamente el im-

pacto de las variables explicativas sobre el resultado de interés. Estos métodos requieren asunciones probabilísticas (no siempre reales) y tamaños muestrales relativamente grandes (lo que, salvo en hospitales muy pequeños, no suele ser un problema cuando se emplea el CMBD).

Para implementar estas regresiones, la naturaleza jerárquica de los datos (parturientas agrupadas en hospitales) puede limitar o invalidar el empleo de los métodos habituales de estimación. El ajuste por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) puede inflar de modo espurio la información disponible sobre el efecto del hospital, estrechando artificialmente los intervalos de confianza de las estimaciones. Los modelos jerárquicos o multinivel (también conocidos como “modelos de efectos aleatorios”, “de componentes de la varianza” o “mixtos lineales generalizados”) evitan estos problemas al incorporar la naturaleza jerárquica de los datos, aportando estimaciones más reales de los efectos a nivel de paciente o de hospital.

En los estudios sobre tasas de cesáreas se ha utilizado el ajuste de riesgos para controlar el efecto de variables socio-demográficas (como la edad de la madre) y de las condiciones clínicas maternas o del feto (edad gestacional, presentación de nalgas, distocia, sufrimiento fetal, etc.) que pudieran influir sobre la indicación de la intervención. Pero no existe acuerdo sobre que factores deben ser incluidos en el ajuste (incluso algunos, como la cesárea previa, son polémicos) y, más allá del esfuerzo en la recolección de nuevas variables, las técnicas de ajuste se asocian a problemas de exhaustividad, exactitud y fiabilidad de la información que pueden derivar en nuevos sesgos [11].

En resumen, si bien los estudios observacionales aportan información sobre la calidad de la atención en contextos reales como los aquí analizados (alejados, en muchas ocasiones, de los restrictivos entornos experimentales definidos en los protocolos de los ensayos clínicos, por lo demás inexistentes para muchas indicaciones de cesárea), estos estudios, y los indicadores derivados de los mismos, enfrentan una serie de potenciales debilidades metodológicas que pueden sesgar sus resultados. En un entorno en el que muchas decisiones han de basarse en datos aportados por estudios observacionales basados en registros administrativos es esencial desarrollar técnicas para valorar la validez de sus datos y para mejorar la información que se va a utilizar en la toma de decisiones sobre la calidad o la eficiencia de los centros asistenciales.

### 1.3. Nuevos métodos para comparar la “tasa” de cesáreas entre hospitales

En Europa se han realizado muy pocos estudios usando la metodología del ajuste de riesgos sobre las tasas de cesárea [1,11,12,13,14], y sólo uno de ellos, llevado a término en la Comunidad Valenciana por nuestro grupo de investigación, ha sido realizado en España [11].

La AGÈNCIA VALENCIANA DE SALUT (AVS) viene usando desde hace años la “tasa” cruda de cesáreas para comparar la “calidad y eficiencia” de sus hospitales, y en los últimos años estas tasas se han incorporado a los “contratos de gestión” que definen los “incentivos” entre la AVS y los Departamentos de Salud, y entre los Departamentos de Salud y los servicios de Ginecología-Obstetricia. Sin embargo, este indicador crudo ha sido siempre cuestionado tanto por no considerar las diferencias en riesgo de cesárea de los partos atendidos en cada hospital, como por diversos problemas de calidad de la información en el CMBD.

En 2006, un informe de nuestro grupo de investigación sugería la presencia de importantes problemas de subregistro de información en el CMBD de algunos hospitales, de sobregistro en otros hospitales (fundamentalmente por un uso diferencial de diagnósticos como la distocia o el sufrimiento fetal), y sesgos de información retrospectiva (se tiende a registrar más códigos cuando se hace cesárea que cuando se practica parto vaginal).

El informe concluía que los métodos convencionales de ajuste de riesgos no funcionarían adecuadamente dados estos problemas de calidad de datos, y tenderían a justificar tasas de cesárea más elevadas en los hospitales con mayor número de anotaciones dudosas.

Entre otros aspectos, el informe recomendaba desarrollar nuevos métodos que permitieran la comparación de las tasas de cesáreas entre diferentes hospitales y planteaba una versión preliminar de un indicador de cesárea que excluía los partos con algún riesgo materno-fetal, para realizar las comparaciones entre hospitales exclusivamente con los partos de bajo riesgo.

## 2. OBJETIVOS

### 2.1. Objetivo general

Analizar las variaciones entre hospitales en la tasa de cesáreas en una población predefinida de partos de bajo riesgo.

### 2.2. Objetivos específicos

Analizar posibles sesgos de registro de información en el CMBD respecto al registro de cesárea y de factores de riesgo de cesárea. Deducir empíricamente la homogeneidad entre hospitales en la definición y/o registro de los diversos factores de riesgo candidatos a formar parte del indicador;

Desarrollar un indicador relevante, robusto y factible para comparar las tasas de cesáreas en los hospitales del Sistema Nacional de Salud excluyendo a las mujeres de mayor riesgo utilizando exclusivamente la información menos sesgada, y contrastar el resultado con el obtenible al aplicar el indicador previo (porcentaje global de cesáreas);

Analizar la homogeneidad del nuevo indicador para comparar los hospitales de la muestra.

### 3. MATERIAL Y MÉTODOS

#### 3.1. Aspectos metodológicos generales

##### 3.1.1. Diseño

Cohorte retrospectiva de todos los partos atendidos en algún hospital público de la Comunidad Valenciana durante el periodo enero de 2005 a junio de 2010, ambos incluidos.

##### 3.1.2. Entorno

Hospitales con servicios de obstetricia-ginecología de la Agencia Valenciana de Salud (AVS). No se incluyeron los hospitales privados por no disponer de información sobre los mismos.

##### 3.1.3. Fuentes de datos

Toda la información proviene del Conjunto Mínimo de Datos Básicos (CMBD) al alta hospitalaria de los hospitales de la AVS (21 a 24 hospitales según años del periodo de estudio).

El CMBD es una base de datos que contiene un resumen de información clínica y demográfica de todas las altas producidas en los hospitales del Sistema Nacional de Salud, incluyendo el diagnóstico principal, y hasta 15 diagnósticos secundarios y 15 procedimientos, todos ellos codificados mediante la Clasificación Internacional de Enfermedades 9ª Revisión Modificación Clínica (CIE9MC). En el caso de la Comunidad Valenciana el CMBD incluye también información sobre la edad gestacional (en semanas) y el peso de hasta 2 recién nacidos.

##### 3.1.4. Criterios de inclusión

Se incluyeron todos los casos de parto (n=214.611) entre 01/2005 y 06/2010 que fueron identificados en el CMBD de los hospitales de la AVS (21 a 24, según años del periodo de estudio) mediante los códigos de parto 370 a 375 y 650 a 652 de los All-Patient Diagnosis Related Groups (AP-DRG).

##### 3.1.5. Medida principal de resultados

Atendiendo al objetivo, las medidas principales del estudio fueron:

1. Objetivo 1. Los diferentes factores de riesgo: distocia, sufrimiento fetal, presentación no cefálica, cesárea previa, otros factores materno-fetales.
2. Objetivos 2 y 3. Probabilidad de cesárea (AP-DRG 370, 371, 650, 651) para los diversos hospitales, calculada de acuerdo al indicador propuesto.

##### 3.1.6. Otras variables

- Edad de la madre (en años),
- tiempo de gestación (en semanas),
- antecedente cesárea (presencia del código 654.2x como diagnóstico secundario),
- peso del recién nacido (RN) en Kg.,

- parto múltiple (presencia de alguno de los códigos 651.xx, V27.2 a V27.7 y V31 a V37 como diagnósticos secundarios o por la anotación del peso de un segundo recién nacido),
- presentación de nalgas (presencia del código 652.2x como diagnóstico secundario),
- resto de presentaciones no cefálicas (presencia de alguno de los códigos 652.xx como diagnósticos secundarios excepto el 652.2, 652.5),
- distocia (653.xx, 660, 661, 661.3, 662, 659.0, 659.1),
- sufrimiento fetal (presencia de los códigos 656.3 ó 663.0 como diagnósticos secundarios),
- otros factores de riesgo (presencia de cualquiera de los códigos 054.1, 430-434, 641, 642, 647.6, 648.0, 648.8, 654.6, 654.7, 654.9, 655.0, 655.1, 656.1, 656.5, 656.6 y 658.0 a 658.4 como diagnósticos secundarios).

##### 3.1.7. Aspectos éticos

El estudio, de naturaleza observacional, sin ningún tipo de experimentación ni aleatorización y con información retrospectiva, no planteaba otros problemas éticos que los relacionados con la confidencialidad de los datos sanitarios. Para gestionar este aspecto, los CMBD utilizados en el estudio fueron anonimizados por la Agencia Valenciana de Salud de forma previa a su remisión al equipo de investigación y no contenían ningún tipo de dato o clave que permitiera a los investigadores la identificación de pacientes individuales o su vinculación a otras bases de datos con identificadores de pacientes.

El estudio fue aprobado por el Comité de Ética y Ensayos Clínicos (CEIC) de la Dirección General de Salud Pública y Centro Superior de Investigación en Salud Pública (Dictamen de 18 de noviembre de 2010).

#### 3.2. Análisis por objetivos

##### 3.2.1. Objetivo 1

El objetivo es caracterizar empíricamente diversos factores de riesgo de cesárea, detectando aquellos con comportamiento ampliamente discrepante entre centros. Se tratará, por un lado, de factores susceptibles de ser incluidos en procesos de consenso o guías y, por otro, de elementos a excluir del indicador global “cesárea ajustada por riesgo” dado que probablemente son definidos (criterios de sensibilidad/especificidad) o anotados (infra/supradeclaración, sesgo de información no diferencial) de forma peculiar en cada hospital.

Las preguntas de investigación a aplicar a los factores de riesgo (distocia, presentación no cefálica, cesárea previa, parto múltiple, otras comorbilidades-complicaciones, serán:

1. ¿Existe una propensión diferencial de los hospitales a diagnosticar y/o registrar los diversos factores de riesgo?
2. Estos factores ¿tienen efectos diferentes según el hospital de atención?

- ¿Interactúan la propensión del hospital a diagnosticar cierto factor y el efecto del mismo sobre la cesárea?

Se emplearon modelos de regresión logística multinivel (nivel individual y hospitalario). Estos modelos permiten analizar simultáneamente los efectos que, sobre un resultado individual, tienen variables del propio individuo y de su contexto, aisladas o interactuando entre ellas. En conjunto se pueden considerar integrados por un componente fijo y otro aleatorio. En el componente aleatorio, residuo o error complejo, la distancia de cada observación respecto a lo esperado se descompone en un elemento que recoge la variabilidad entre individuos del mismo grupo, y otro que mide la variabilidad entre los grupos. Se combinan, por tanto, un error micro o individual y un error macro, de contexto o grupal. Por consiguiente es posible estimar la porción de la varianza final que opera en los diferentes niveles (de ahí la denominación “modelos de componentes de varianza”).

La estrategia de modelización para responder a las preguntas anteriores consiste en contrastar modelos, anidados de menos a más complejidad, en su bondad de ajuste a los datos, empleando el “deviance information criterio” (DIC) o la razón de verosimilitud.

En los análisis de la propensión hospitalaria a diagnosticar factores de riesgo de cesárea, las *variables dependientes* serán, alternativamente, los diversos factores de riesgo a evaluar: distocia, parto múltiple, presentación no cefálica, sufrimiento fetal, cesárea previa, otras comorbilidades o complicaciones; *variables explicativas*: año, grupo de edad, semana de gestación, peso del recién nacido, y el resto de los factores no incluidos como dependientes.

Sobre estos modelos se analiza:

- La mejora en la bondad de ajuste cuando se incorpora un efecto hospital sobre la intersección: modelo multinivel frente a modelo con un sólo nivel.
- El coeficiente de correlación intraclase o fracción de varianza explicada por el nivel hospital. Se calcula asumiendo que la varianza del nivel individual es 3,29 (método latente).

En los análisis acerca del efecto diferencial del factor de riesgo sobre la cesárea según hospitales, la variable dependiente será la práctica de cesárea y las variables explicativas: Año, grupo de edad, semana de gestación, peso del recién nacido, distocia, parto múltiple, presentación no cefálica, sufrimiento fetal, cesárea previa y otras comorbilidades/complicaciones.

Sobre estos modelos se analiza:

- Test de mejora de bondad de ajuste a los datos de diversos modelos de regresión logística multinivel en los que se permite al coeficiente de uno de los factores de riesgo variar entre hospitales (modelo de coeficiente aleatorio), frente a un modelo en el que el riesgo ligado a los diversos factores es constante y que sólo permite un efecto basal diferente para cada hospital (modelo de intersección aleatoria).
- La amplitud de la varianza del coeficiente.

De este modo es factible valorar si existen diferencias entre hospitales en la propensión a anotar un factor de riesgo (por ejemplo, distocia) controladas las diferencias atribuible a la diversa composición de sus poblaciones (en edad, peso, incidencia de otros factores, etc.).

Para responder a la pregunta sobre la interacción entre la propensión hospitalaria a utilizar ciertos diagnósticos y el efecto individual del mismo sobre la cesárea, se incorpora a los modelos anteriores la covariable contextual “incidencia hospitalaria del factor” en interacción con el mismo tomado individualmente. En este caso, se analiza:

- La mejora en la bondad de ajuste del modelo con interacción frente a otro sin ella.
- La homogeneización o reducción en la varianza del efecto hospital.

### 3.2.2. Objetivo 2

Para la construcción final del indicador se filtraron los factores de riesgo de cesárea, candidatos a formar parte del mismo, siguiendo un marco conceptual que tiene en cuenta:

- La previsibilidad del factor de riesgo (por ejemplo, la presencia de una cesárea previa es claramente previsible, mientras que la distocia o el sufrimiento fetal no lo son tanto);
- Objetividad: algunos factores, como el modo de presentación del feto o si el embarazo es gemelar, son fáciles de objetivar y existe un claro consenso en su diagnóstico, mientras que en otros casos, como el sufrimiento fetal o la distocia, la variabilidad en su diagnóstico y/o calidad del registro (un aspecto que dependerá de los resultados del análisis del objetivo 1);
- Relevancia del factor respecto a la decisión de practicar una cesárea.

Se comparó transversalmente (entre hospitales) y longitudinalmente (a lo largo del periodo), el comportamiento de los hospitales para el indicador crudo (porcentaje de cesárea sobre el total de parto, sin ajustar) y para el nuevo indicador. Se calcularon para ello, los estadísticos clásicos de variabilidad empleados en los estudios poblacionales de variaciones en la práctica médica:

- Razón de variación [RV] entre los hospitales con el porcentaje máximo y mínimo de cesárea;
- $RV_{5-95}$  entre los hospitales con los porcentajes de cesárea situados en el Percentil  $[P]_5$  y  $P_{95}$ ,
- $RV_{25-75}$  entre los situados en el  $P_{25}$  y  $P_{75}$ ,
- Coefficiente de Variación [CV],
- $CV_{5-95}$  calculado con los hospitales situados en el  $P_5$ - $P_{95}$ ,
- CV ponderado por el número de partos,
- Componente sistemático de la variación [CSV],
- Ji al cuadrado ( $\chi^2$ )

### 3.2.3. Objetivo 3

Se trata de analizar la homogeneidad interna del indicador, requisito para su aplicación sin nuevos ajustes en la

comparación de hospitales. De nuevo, se aplicaron regresiones logísticas multinivel para predecir cesárea en la población definida por el indicador, empleando como variables independientes aquellas variables menos sujetas a sesgos y con escalas más amplia al categorizar sus valores. Por ejemplo, si el indicador incluye sólo casos normopesos (2,5 a 4 kg), se estudia el peso en grupos de 300 gr.

Se partió de un modelo vacío, sin covariables, para incorporar posteriormente dichas covariables y contrastar ambos modelos en: 1) su bondad de ajuste, 2) el efecto hospital medido como porcentaje de varianza explicada y en escala odds ratio (mediana odds ratio); 3) en la posición de los hospitales dentro de la distribución de efectos (gráfico de residuos).

Todos los análisis se realizaron utilizando el paquete estadístico R (Free Software Foundation's, GNU General Public License).

## 4. RESULTADOS

### 4.1. ¿Existe una propensión diferencial de los hospitales a diagnosticar y/o registrar los diversos factores de riesgo?

En la tabla 1 se resume, para los hospitales de la muestra, la frecuencia relativa de los diversos factores de riesgo, junto a la proporción de cesárea y valores medios de edad, semana de gestación y peso.

Para los 6 años estudiados (214611 partos), la proporción cruda de cesárea fue de 24,4% (rango entre hospitales: 16,3 -41,2%). La edad media fue de 30,5 años (IC95%: 29,5-31,4) y la edad gestacional media de 38,9 semanas media (IC95%: 38,6-39,6). Entre los factores de riesgo, destaca por su incidencia y variabilidad la distocia, registrada en el 15,9% de los partos (rango: 7,8-41,4%).

Tabla 1. Descripción de la población y factores de riesgo por hospital.

	hosp	partos	edad	cprevia	mult	semges	kpeso	nalgas	nocef	dist	sfetal	otros	ces
1	LFE	31.277	30,83	10,94	3,51	38,70	3,17	4,42	6,89	12,49	2,71	24,24	23,37
2	CLI	10.299	30,75	11,00	3,07	38,72	3,24	0,81	6,95	29,54	2,30	20,50	30,87
3	CAS	13.185	30,16	7,83	2,53	38,59	3,20	0,17	5,12	19,21	0,90	17,89	28,97
4	ALA	17.252	30,55	1,02	2,96	38,61	3,19	1,27	6,90	13,58	5,48	17,45	26,51
5	ELX	16.217	30,64	5,67	2,31	38,66	3,18	3,16	5,71	14,80	0,25	17,20	19,83
6	VIN	4.204	29,89	9,13	1,38	39,07	3,29	0,10	4,76	12,37	0,14	15,84	26,36
7	PLA	10.034	30,33	8,37	1,46	39,22	3,28	0,56	4,84	8,10	0,17	18,33	17,21
8	SAG	5.891	30,72	8,40	1,43	39,55	3,30	2,29	4,26	8,67	2,95	5,35	35,04
9	REQ	2.553	31,41	7,99	1,33	39,18	3,23	3,80	4,58	5,60	6,70	20,25	18,92
10	GRA	10.177	29,91	5,20	0,99	39,17	3,32	1,35	3,10	14,85	1,02	8,01	25,78
11	PES	11.321	30,81	5,03	1,82	39,03	3,27	1,02	5,83	20,96	0,20	18,73	21,91
12	RIB	11.586	30,27	6,43	1,27	39,56	3,27	1,45	4,43	39,27	6,21	19,93	22,56
13	GAN	7.097	30,09	9,54	1,70	38,91	3,27	1,61	5,89	9,31	5,37	5,09	28,74
14	DE1	4.602	30,25	5,89	1,37	39,20	3,33	1,65	5,13	11,89	4,87	14,60	25,99
15	DE2	1.589	30,77	7,49	1,38	39,25	3,33	0,88	4,59	17,31	3,40	18,00	27,82
16	ONT	2.176	30,97	11,35	0,92	39,07	3,29	4,18	4,41	27,76	6,80	12,73	41,18
17	XAT	6.509	30,80	8,65	1,83	39,01	3,26	4,21	6,33	7,77	2,46	9,54	20,11
18	ALC	6.428	31,26	8,79	1,98	39,10	3,23	2,99	5,74	18,50	0,19	17,02	31,30
19	VIL	7.190	30,12	8,64	1,56	38,81	3,26	0,63	6,77	12,98	0,65	13,94	27,94
20	SJO	8.766	31,37	2,41	2,37	39,04	3,26	2,53	3,94	12,53	0,06	13,39	21,46
21	ELD	9.427	30,87	7,74	1,92	38,91	3,22	1,54	6,04	12,04	0,16	20,34	22,05
22	ORI	10.587	29,70	2,52	1,75	38,74	3,26	1,10	4,41	11,42	0,82	14,10	18,16
23	TOR	5.094	29,49	5,61	1,49	39,06	3,30	2,49	5,14	15,47	0,63	16,65	22,63
24	MAN	1.150	30,98	9,91	1,13	39,08	3,32	0,87	9,13	41,39	6,61	27,65	16,35
25	(all)	214.611	30,53	7,04	2,17	38,89	3,23	2,03	5,61	15,87	2,16	17,00	24,38

n= 214.611 partos. Cprevia: cesárea previa; mult: parto múltiple; semges: semanas de gestación; kpeso: peso del recién nacido; nalgas: presentación de nalgas; nocef: presentación no cefálica excluida nalgas; dist: distocia; sfetal; sufrimiento fetal; ces: porcentaje de cesáreas.

La tabla 2 resume la frecuencia de cesárea asociada a cada factor de riesgo por separado (pces), el rango de la misma entre hospitales (pces.min/max) y el riesgo relativo (RR) tomando generalmente como referencia el grupo de menor riesgo.

El riesgo de cesárea se incrementa con la edad (con un salto importantes a los 40 y 45 años), cuando no alcanza la semana 39 de gestación o pasa de la 40, en fetos de bajo peso o con más de 4 kg, o cuando concurren

conocidos factores de riesgo o complicaciones durante el parto.

La frecuencia de cesárea fue menor en fin de semana y no cambió, en términos absolutos, durante el periodo estudiado.

Entre los factores de riesgo relacionados con problemas durante el parto, destaca el incremento en el uso de cesárea cuando se registran presentaciones no cefálicas, distocias, sufrimiento fetal o antecedentes de cesárea.

**Tabla 2.** Frecuencia y riesgo relativo de cesárea asociados a diversos factores, rango entre hospitales.

variable	categoría	pces	pces. mín	pces. máx	RR
Edad	15/19	14,30	5,00	27,70	1,00
	20/24	17,80	11,60	42,90	1,24
	25/29	22,30	14,90	38,40	1,56
	30/34	25,00	16,20	41,30	1,75
	35/39	28,60	16,90	42,90	2,00
	40/44	36,10	23,90	51,70	2,53
	45/49	54,90	0,00	100,00	3,84
sgest	39-40 sem	18,40	11,40	33,80	1,00
	22-35 sem	48,60	17,60	67,50	2,64
	36-38 sem	29,80	20,10	51,30	1,62
	41-45 sem	32,30	12,50	100,00	1,75
peso	2500/3999	21,50	15,10	40,30	1,00
	500/1499	57,50	13,30	100,00	2,68
	1500/2499	43,00	28,20	59,80	2,01
	4000/6500	36,40	17,70	51,60	1,70
multi	no	23,30	16,00	40,80	1,00
	sí	73,40	46,20	88,10	3,15
previ	no	20,70	13,30	33,90	1,00
	sí	73,50	42,70	100,00	3,56
nocef	no	20,30	12,90	38,60	1,00
	sí	93,20	50,50	99,20	4,59
sufetal	no	23,00	13,60	37,00	1,00
	sí	87,20	55,30	100,00	3,79
distoc	no	16,20	8,04	36,20	1,00
	sí	67,54	17,86	99,30	4,16
other	no	21,20	14,10	34,50	1,00
	sí	40,00	22,30	87,00	1,89
diasem	dom	22,30	12,10	34,70	1,00
	lun	26,50	12,90	37,70	1,19
	mar	26,20	15,90	39,10	1,17
	mié	25,60	15,50	38,60	1,15
	jue	26,90	16,60	64,50	1,21
	vie	23,40	12,60	36,60	1,05
	sáb	18,00	10,50	32,90	0,81
aA±o	2005	24,50	15,50	37,50	1,00
	2006	24,80	15,40	40,00	1,01
	2007	24,30	16,70	38,70	0,99
	2008	24,10	19,00	40,20	0,98
	2009	24,30	15,00	46,10	0,99
	2010	24,20	16,30	49,60	0,99

n= 214.611 partos. Pces: frecuencia de cesárea asociada a cada factor de riesgo por separado; pces.min/max: rango de la frecuencia de cesárea asociada al factor entre hospitales; RR: riesgo relativo.

En la tabla 3 se contrastan los riesgos de cesárea asociados a los diversos factores modelizados conjuntamente en una regresión logística multivariante sin niveles (odds ratio [OR] ajustadas) frente a su modelización por separado (OR cruda).

A destacar que, ajustado por otros factores, el año de parto se convierte en un factor relevante. Este dato viene indicar que, longitudinalmente, la incidencia y/o la anotación de factores de riesgo se ha incrementado. Como resultado, a final del periodo, se mantuvo la proporción global de cesárea (24,2%) pero sobre una población teóricamente de mayor riesgo. Dicho de otro modo, se aprecia un descenso en el uso de cesáreas, a igual perfil de riesgo, a partir de 2007.

En la figura 1 se resume la información de 6 regresiones logísticas multivariantes con dos niveles, individuos y hospital. En todos los casos, estos modelos presentan mejor ajuste que su equivalente sin niveles.

Se modelizaron, alternativamente, los factores asociados a la anotación de sufrimiento fetal, distocia, parto múltiple, cesárea previa, presentación no cefálica y otros factores materno-fetales. Como era esperable, el incremento

en la edad tiene una gran influencia sobre la cesárea previa y el parto múltiple.

Durante el periodo de estudio se redujo la incidencia de sufrimiento fetal, incrementándose la de distocias y la de antecedentes de cesárea.

La tabla 4 muestra, para diversos factores, la fracción poblacional atribuible de cesáreas en mujeres expuestas a diversos factores de riesgo. En otros términos, la proporción de cesáreas en la población general y en el subgrupo expuesto que se eliminarían si no existiera la exposición al factor. Así, el 76% de las cesáreas que ocurren en mujeres con distocia serían atribuibles a la presencia de este factor y, en agregado, el 33,4% de todas las cesáreas realizadas serían atribuibles a este factor. De hecho, se practica una cesárea por cada 1,95 menciones del diagnóstico de distocia.

La última columna, fracciones de varianza explicadas por el efecto hospital, resume el grado de peculiaridad de los hospitales en la anotación o incidencia del factor. En conjunto, el 40% de las diferencias en sufrimiento fetal no sería explicable por variables como la edad, peso, semanas de gestación u otros factores de riesgo, sino por variables, en principio desconocidas, dependientes del hospital.

**Tabla 3.** Factores relacionados con la realización de cesárea. Coeficientes de la regresión logística uni y multivariante, sin efecto hospital, en escala odds ratio.

variable	crude OR (95CI)	adj. OR (95CI)	P(Walds test)
Edad: ref. 15/19a			0.008
20/24	1.29 (1.18,1.41)	1.17 (1.04,1.32)	<0.001
25/29	1.69 (1.56,1.84)	1.36 (1.21,1.52)	<0.001
30/34	2 (1.84,2.17)	1.42 (1.27,1.59)	<0.001
35/39	2.42 (2.23,2.63)	1.59 (1.42,1.79)	<0.001
40/44	3.6 (3.28,3.96)	2.52 (2.21,2.86)	<0.001
45/49	8.33 (6.72,10.32)	7.13 (5.36,9.49)	<0.001
año: ref. 2005			0.019
2006	1.02 (0.98,1.06)	1.07 (1.01,1.13)	<0.001
2007	1.02 (0.99,1.06)	0.88 (0.84,0.93)	<0.001
2008	1.01 (0.98,1.05)	0.85 (0.81,0.9)	<0.001
2009	1.03 (0.99,1.07)	0.73 (0.69,0.77)	<0.001
2010	1.02 (0.97,1.07)	0.71 (0.66,0.76)	<0.001
sgesta: ref. 39-40 sem			<0.001
22-35 sem	4.2 (4.02,4.38)	2.82 (2.6,3.07)	<0.001
36-38 sem	1.88 (1.83,1.93)	1.66 (1.6,1.72)	<0.001
41-45 sem	2.11 (1.98,2.25)	2 (1.82,2.18)	<0.001
peso: ref. 2500/3999 gr			<0.001
500/1499	5.06 (4.63,5.54)	1.88 (1.62,2.18)	<0.001
1500/2499	2.82 (2.71,2.93)	1.49 (1.39,1.6)	<0.001
4000/6500	2.1 (2,2.2)	2.06 (1.93,2.2)	<0.001
múltiple: 1 vs 0	9.5 (8.86,10.19)	4.34 (3.92,4.81)	<0.001
previa: 1 vs 0	10.4 (9.97,10.84)	22.63 (21.49,23.83)	<0.001
nocef: 1 vs 0	63.91 (58.94,69.29)	8.39 (7.68,9.17)	<0.001
distoc: 1 vs 0	19.91 (19.32,20.52)	21.84 (20.99,22.74)	<0.001
sufetal: 1 vs 0	24.95 (22.44,27.73)	87.26 (77.92,97.72)	<0.001
otras: 1 vs 0	2.63 (2.56,2.7)	3.18 (3.06,3.31)	<0.001

n= 214.611 partos. OR: odds ratio.

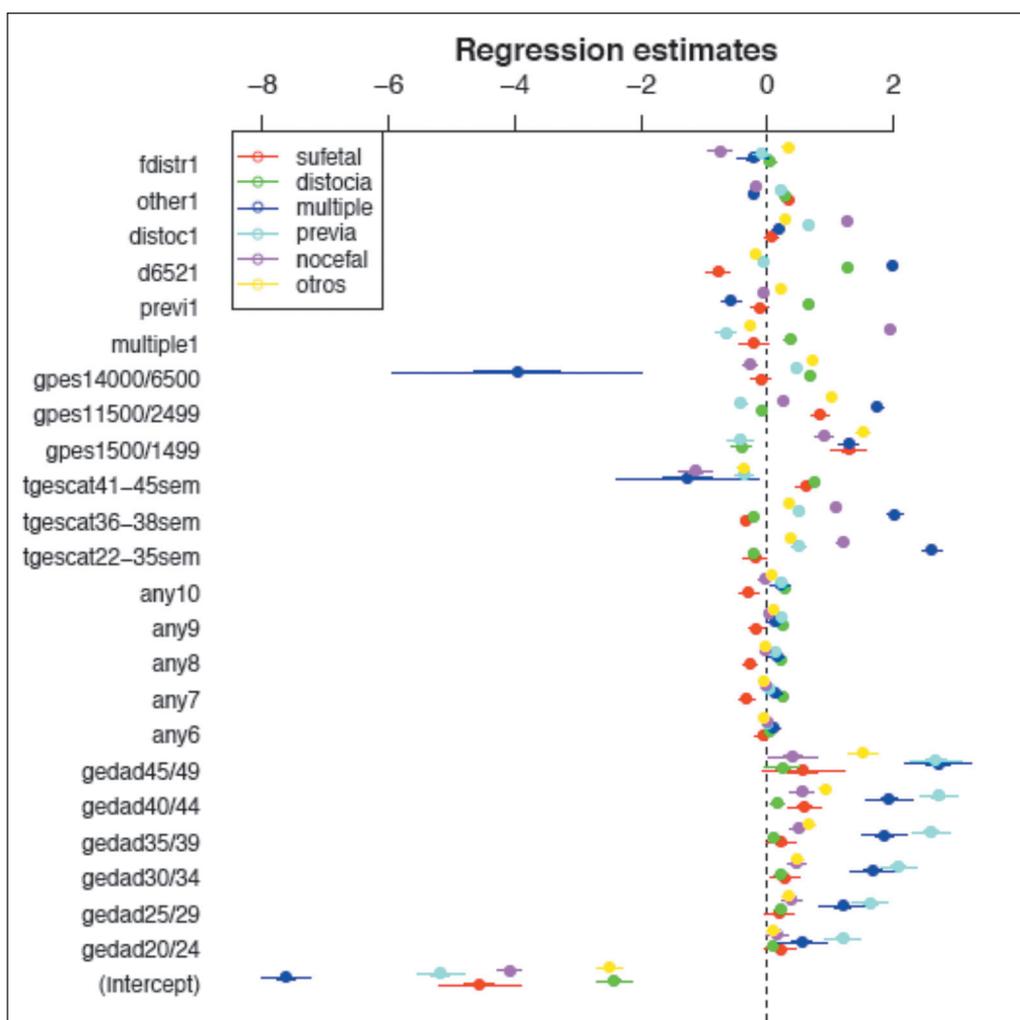


Figura 1. Predictores de diversos factores de riesgo. Coeficientes de las regresiones logísticas multivariantes con efecto hospital sobre el riesgo basal (intersección aleatoria).

Tabla 4. Fracción atribuible de cesáreas para diversos factores, en mujeres expuestas y población general de mujeres embarazadas, número de menciones del factor necesarios para realizar cesárea y fracción de varianza atribuible al nivel hospital.

Factor	F. Atrib. Exp.	F. Atrib. P.	NNC	F. Var. H.
multi	68	4,46	2,00	0,58
previ	72	15,25	1,89	10,31
nocef	78	16,79	1,37	1,37
sufetal	74	5,70	1,56	40,70
dystoc	76	33,40	1,95	10,78
other	47	13,11	5,32	5,50

n=214.611 partos.

La figura 2 muestra la magnitud del citado “efecto hospital” para los factores (de izquierda a derecha) sufrimiento fetal, distocia y parto múltiple, en cada uno de los 24 centros estudiados. Este efecto se asume sigue una distribución normal con media cero. Los gráficos presentan diferen-

tes escalas. En el caso del riesgo declarado de sufrimiento fetal, hay hospitales que se alejan de la media más de dos desviaciones estándar sin que ninguno se sitúe en dicho valor medio. Por el contrario, en el riesgo de parto múltiple son pocos los centros que difieren de lo esperado.

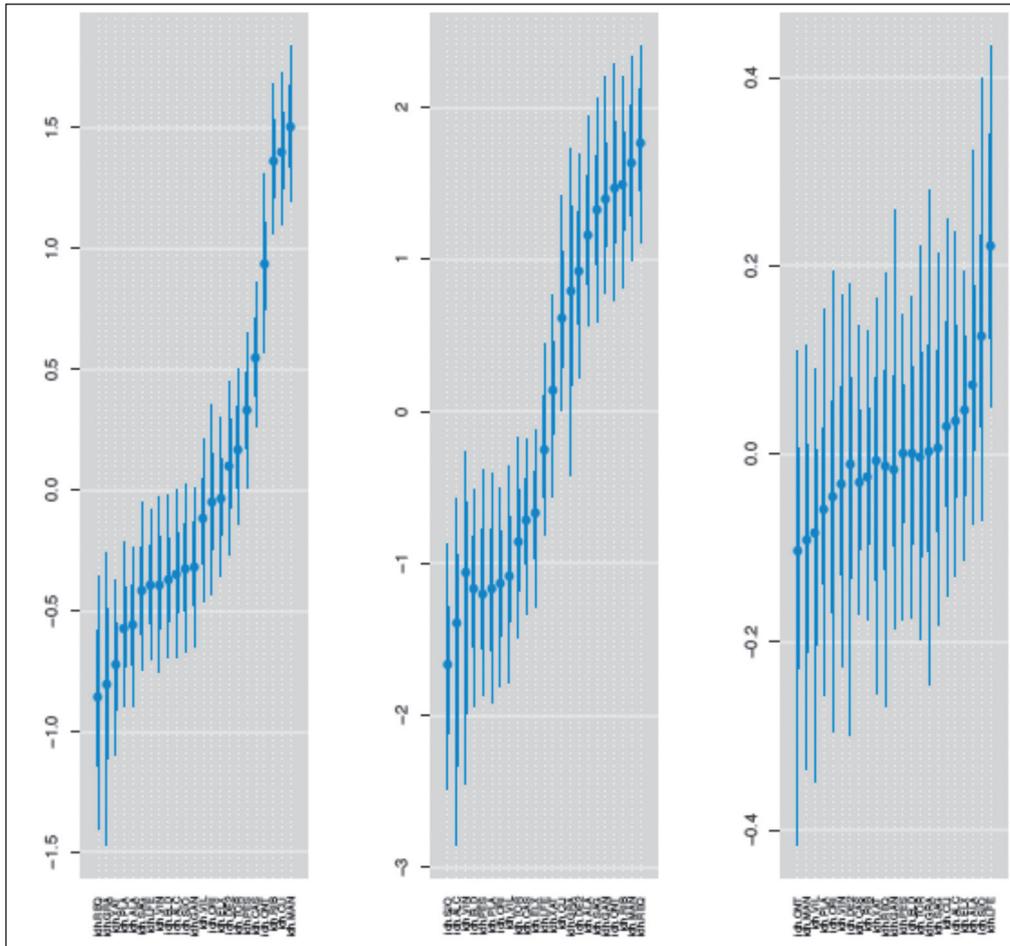


Figura 2. Efecto hospital. Modelo para predecir distocia (izquierda), sufrimiento fetal (centro) y parto múltiple (derecha).

#### 4.2. ¿Los factores de riesgo de cesárea tienen efectos diferentes según el hospital de atención?

La figura 3 recoge los coeficientes de 6 modelos logísticos multinivel (variable dependiente: cesárea) en los que sucesivamente se ha permitido a una covariable modificar su efecto sobre la cesárea según el hospital (modelo de coeficiente aleatorio). Estos modelos se ajustan mejor a los datos que aquel, más simple, donde se asume el mismo riesgo ligado al factor en todos los hospitales (modelo de intersección aleatoria).

Salvo en el grupo “otros riesgos materno-fetales”, es llamativa la discrepancia que los hospitales presentan en el efecto del factor sobre la práctica de cesárea, como se aprecia atendiendo a la anchura de los intervalos de los coeficientes de cada factor.

En la tabla 5 se cuantifica la varianza del efecto hospital basal (intercept) y la del coeficiente de cada factor estudiado. Como muestra esta última varianza, son los efectos sobre la cesárea de la distocia y de los “otros

factores”, los que, respectivamente, más y menos discrepan entre hospitales.

Siguiendo con la distocia, la correlación negativa entre su coeficiente y la intersección, aunque de escasa magnitud, indica que en los hospitales con menores niveles de cesárea la distocia tiene un mayor efecto sobre su realización.

#### 4.3. ¿Interactúa la propensión del hospital a diagnosticar un factor de riesgo con el efecto del mismo sobre la realización de cesárea?

La tabla 6 muestra el contraste, en la bondad de ajuste a los datos, de parejas de modelos para predecir cesárea. La diferencia entre ellos viene dada por incluir o no, además de otras covariables, una interacción entre un factor de riesgo individual (con coeficiente aleatorio) y su frecuencia o propensión hospitalaria. Se observa que el efecto sobre la cesárea de los factores “distocia”, “presentación no cefálica” y “otros”, viene mediado por la propensión del hospital a registrarlos.

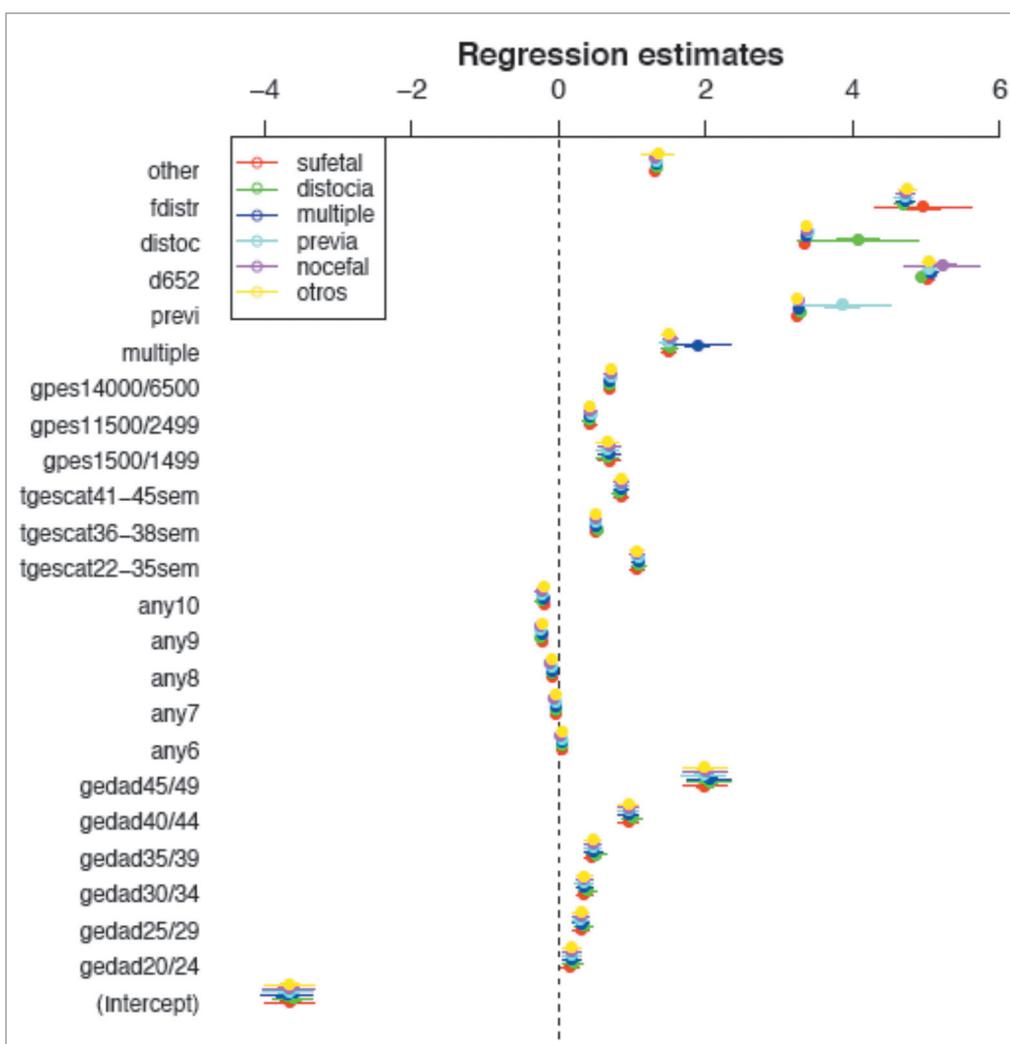


Figura 3. Predictores de cesárea. Coeficientes de las regresiones logísticas multivariantes con efecto hospital sobre el riesgo basal y sobre el coeficiente del factor de riesgo (coeficiente aleatorio).

Tabla 5. Efectos aleatorios en 6 modelos de regresión logística para predecir cesárea con efecto hospital sobre la intersección y el coeficiente de diversos factores de riesgo.

Groups	Name	Variance	Std. Dev.	Corr.
hosp	(Intercept)	0.60	0.77	
	fdistr	2.14	1.46	0.12
hosp	(Intercept)	0.35	0.59	
	distoc	4.02	2.01	-0.17
hosp	(Intercept)	0.67	0.82	
	multiple	1.10	1.05	0.10
hosp	(Intercept)	0.61	0.78	
	previ	2.65	1.63	0.30
hosp	(Intercept)	0.66	0.81	
	nocef	1.51	1.23	-0.08
hosp	(Intercept)	0.63	0.79	
	otros	0.25	0.50	0.21

n = 214.611 partos.

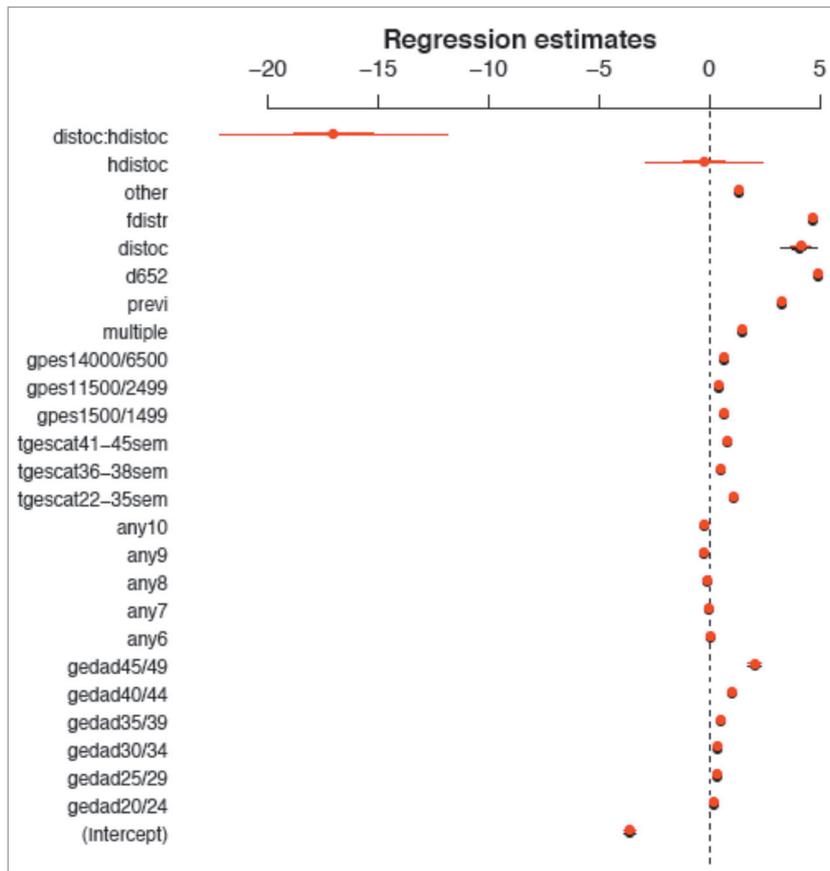
**Tabla 6.** Contraste bondad de ajuste, modelos con coeficiente aleatorio sin/con interacción entre factor individual y su frecuencia hospitalaria.

		Df	AIC	BIC	LogLik	Chisq	Chi Df	Pr (>Chisq)
sufetal	sin int	27	92345.68	92615.76	-46145.84	2.34	2	0.3098
	con int	29	92347.34	92637.42	-46144.67			
distocia	sin int	27	87690.00	87960.08	-43818.00	26.36	2	0.0000
	con int	29	87667.64	87957.73	-43804.82			
multiple	sin int	27	92235.77	92505.86	-46090.89	3.93	2	0.1400
	con int	29	92235.84	92525.93	-46088.92			
previa	sin int	27	90828.37	91098.45	-45387.19	1.25	2	0.5352
	con int	29	90831.12	91121.21	-45386.56			
nocef	sin int	27	92096.31	92366.39	-46021.16	12.75	2	0.0017
	con int	29	92087.56	92377.65	-46014.78			
otros	sin int	27	92520.77	92790.85	-46233.39	20.80	2	0.0000
	con int	29	92503.97	92794.06	-46222.99			

n = 214.611 partos.

En la figura 4 se resume, para la distocia con coeficiente aleatorio, la citada pareja de modelos (en negro sin variable contextual; en rojo, interacción sobre la cesárea de la presencia de distocia en interacción con la propensión hospitalaria a anotarla). La fuerza de esta interacción es notoria y de

signo negativo, confirmando la idea de que el efecto de la distocia sobre la cesárea está mediado por la propensión de los hospitales a emplear esta etiqueta diagnóstica. En hospitales más proclives a emplearla la importancia de la etiqueta es menor para justificar la realización de una cesárea.



**Figura 4.** Predictores de cesárea. Coeficientes de regresión logística con efecto aleatorio para el factor distocia, con y sin interacción con la frecuencia hospitalaria de distocia.

Para los tres factores de riesgo de cesárea con interacción significativa entre su expresión individual y contextual, la tabla 7 muestra el grado en que la heterogeneidad (varianza) entre hospitales en el efecto de estos factores se reduce cuando se incluye en el modelo la propensión a registrarlos y la interacción entre ambos.

La figura 5 muestra gráficamente este efecto. Al incluir la interacción (imagen derecha) se suaviza el efecto de la distocia (menor varianza) y los hospitales extremos, donde la distocia tiene un escaso efecto sobre la cesárea, se acercan hacia los valores medios de este coeficiente.

#### 4.4. Cesárea en parto de bajo riesgo: un indicador hospitalario con menores sesgos de información

Los sesgos documentados en la sección anterior invalidan a priori la utilización del indicador de porcentaje de cesáreas referido al conjunto de los partos, tanto crudo como

basado en el ajuste de riesgos previos al alumbramiento. Se descarta la inclusión de información sobre complicaciones durante el parto, como distocia o sufrimiento fetal.

Como alternativa se plantea la utilización de la información disponible que reúna criterios de previsibilidad, objetividad y relevancia, para delimitar un subgrupo de partos con suficiente homogeneidad en su riesgo a priori de cesárea. El indicador propuesto es la frecuencia de cesárea que experimente este colectivo en los diversos hospitales.

Las información empleada incluye:

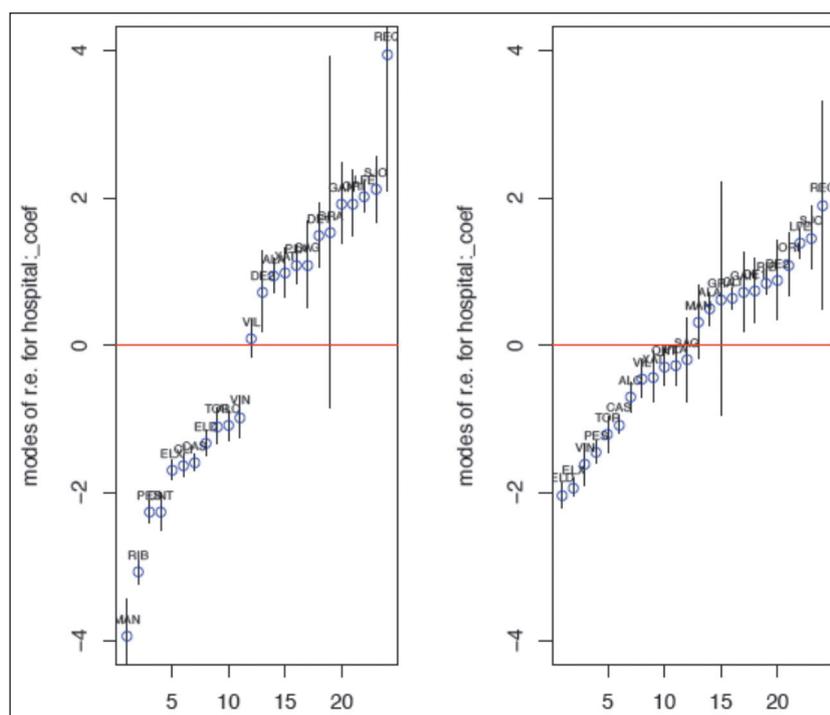
1. Variables de la madre: edad de la madre (<35 años); cesárea previa y embarazo múltiple (criterios de exclusión).
2. Variables fetales: semana de gestación (37-41 semanas) y peso del recién nacido (2500-3999 gr);.
3. Variables del parto: presentación cefálica.

Con la combinación de dichas variables se delimita un subgrupo “de bajo riesgo” integrado por parturientas me-

**Tabla 7.** Cambio en la distribución del coeficiente aleatorio para diversos factores tras incluir la interacción entre factor individual y su frecuencia hospitalaria, correlación con la intersección por hospital.

Factor		Variance	Std. Dev.	Corr.
distocia	sin int	4.02	2.01	-0.17
	con int	1.31	1.14	-0.35
no cef	sin int	1.51	1.23	-0.08
	con int	1.33	1.15	-0.32
otros	sin int	0.25	0.50	0.21
	con int	0.21	0.46	-0.10

n = 214.611 partos.



**Figura 5.** Cambio en el coeficiente de distocia por hospital al incluir la interacción con su frecuencia contextual.

nores de 35 años, sin embarazo múltiple ni antecedente registrado de cesárea, con gestación entre las 37 y 41 semanas, con fetos en presentación cefálica y normopeso (2500-3999 gr).

Se excluyen, a pesar de su relevancia y por los problemas ya documentados de objetividad y sesgos de información los partos con sufrimiento fetal, distocia, otros factores médicos de riesgo materno-fetales. Nótese que el registro de “antecedente de cesárea” o “parto múltiple” también se encontró sujeto a sesgos de información en el análisis previo, a pesar de ello se optó por incluirlos atendiendo a su fácil objetivación, previsibilidad, relevancia y porque la introducción de incentivos ligados al indicador puede conllevar la mejora en el registro de la información sobre la que se construye. Para reforzar esta mejora, el indicador penaliza a los hospitales que no cumplimentan correctamente, considerando los valores ausentes dentro del rango empleado por el indicador (por ejemplo, un peso no recogido se considera normopeso).

En la figura 6 se presenta en un gráfico de embudo (funnel plot) los 24 hospitales, en un espacio definido por la probabilidad de cesárea en las mujeres con bajo riesgo (en abcisas) y la precisión de esta medida (en ordenadas) de acuerdo al número de partos que atiende el hospital. A la figura se le superponen las líneas correspondientes a los límites de confianza al 95 y 99%. Se observa una importante discrepancia entre hospitales, no explicable por el azar. Los dos hospitales más discrepantes sobre la media atienden pocos partos. En el extremo opuesto, el

hospital de mayor volumen presenta niveles de cesárea inferiores a la media.

En la figura 7 los hospitales se sitúan de acuerdo con su nivel de cesárea global y en la nueva escala creada por el indicador “porcentaje de cesárea en mujeres de bajo riesgo”. Como se observa la correlación entre ambos es muy alta ( $r=88,2$ ).

En conjunto, el colectivo seleccionado para elaborar el indicador comprende el 54,8% de los partos. En la tabla 8 se contrastan los hospitales en su porcentaje de cesárea de bajo riesgo, junto a los valores medios de las variables sobre las que a un cabría indagar la posibilidad de ajustar los riesgos remanentes en esta subpoblación.

La tabla 9 compara el nuevo indicador (bajo riesgo) respecto al basado en el porcentaje global de cesárea, en términos de la varianza de su distribución al comparar los 24 hospitales de la muestra. Se presentan los diversos estadísticos descriptivos clásicos en los análisis de variaciones en la práctica médica.

El porcentaje de cesáreas en la población de bajo riesgo fue 4,12 veces mayor en el hospital con la tasa más alta respecto al hospital con la tasa más baja. Esta variación se reduce a algo menos del doble si se excluyen los hospitales por fuera de los percentiles 5-95 de la distribución.

En conjunto, y conforme a dichos estadísticos, la distribución de cesárea por hospitales muestra mayor dispersión con el nuevo indicador que con el indicador crudo de cesárea en toda la población de parturientas.

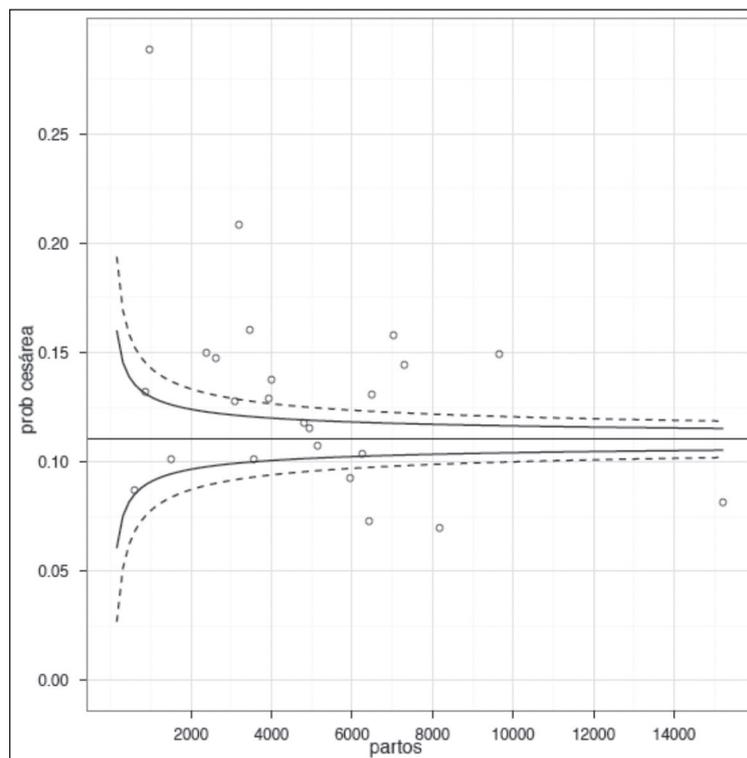


Figura 6. Predictores de cesárea. Coeficientes de regresión logística con efecto aleatorio para el factor distocia, con y sin interacción con la frecuencia hospitalaria de distocia.

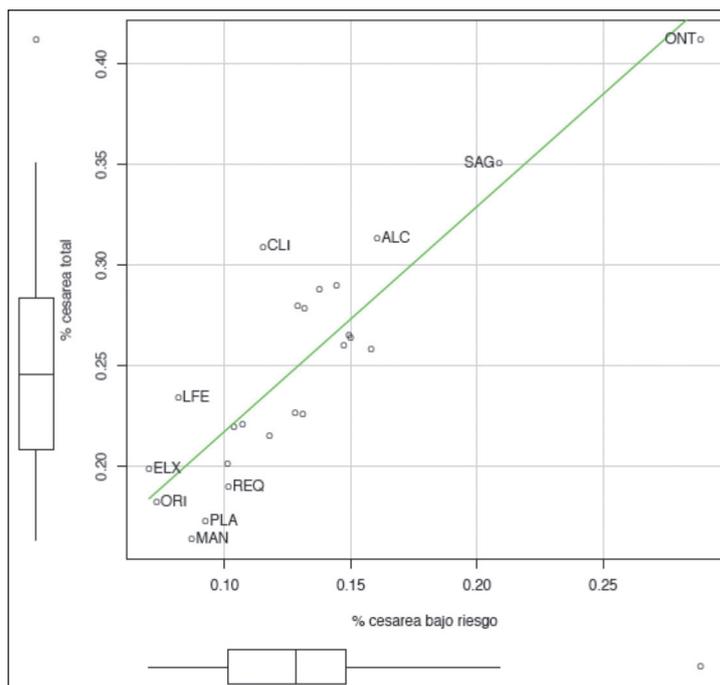


Figura 7. Relación cesárea total vs. cesárea en bajo riesgo.

Tabla 8. Descripción por hospital de los partos considerados de bajo riesgo.

	hosp	partos	edad	semges	kpeso	ces
1	LFE	15.218	28,31	39,41	3,26	8,15
2	CLI	4.941	28,15	39,43	3,30	11,52
3	CAS	7.308	28,01	39,30	3,29	14,44
4	ALA	9.670	28,18	39,25	3,27	14,90
5	ELX	8.160	28,34	39,19	3,24	7,00
6	VIN	2.374	27,43	39,39	3,30	15,00
7	PLA	5.956	28,33	39,45	3,28	9,23
8	SAG	3.204	28,53	39,64	3,27	20,88
9	REQ	1.501	29,19	39,40	3,25	10,13
10	GRA	7.045	27,70	39,42	3,30	15,81
11	PES	6.269	28,32	39,38	3,29	10,37
12	RIB	6.475	28,24	29,66	3,25	13,08
13	GAN	3.983	27,70	39,32	3,30	13,76
14	DE1	2.629	28,09	39,40	3,30	14,72
15	DE2	858	28,25	39,42	3,32	13,17
16	ONT	953	28,77	39,27	3,27	28,86
17	XAT	3.559	28,67	39,30	3,28	10,12
18	ALC	3.474	29,10	39,42	3,25	16,03
19	VIL	3.940	27,70	39,24	3,29	12,89
20	SJO	4.811	28,83	39,35	3,30	11,76
21	ELD	5.158	28,62	39,37	3,27	10,70
22	ORI	6.435	27,44	39,04	3,29	7,29
23	TOR	3.081	27,37	39,37	3,31	12,79
24	MAN	587	28,71	39,14	3,30	8,69
25	(all)	117.589	28,19	39,35	3,28	11,90

n= 214.611 partos.

**Tabla 9.** Estadísticos descriptivos de las variaciones hospitalarias en porcentaje de cesáreas (todas y de bajo riesgo, sin ajustar).

	Total	Bajo riesgo
rv	2,52	4,12
rv95	1,72	1,97
rv75	1,30	1,45
cv	0,24	0,36
cv95	0,16	0,20
cvp	0,19	0,32
cvp95	0,15	0,22
cvs	0,06	0,15
cvs95	0,02	0,04
ji2	1.839,40	1.295,52

n= 214.611 partos.

#### 4.5. ¿Es el indicador de “cesárea en bajo riesgo” suficientemente homogéneo entre hospitales?

En la tabla 10 se contrastan, en la población y situaciones definidas por el indicador, los riesgos de cesárea asociados a las variables edad, año, peso y semana de gestación, empleando para estos últimos un nuevo rango de valores. Se observa un pequeño salto en el riesgo a partir de 25 años, si no se alcanza la semana 39 de gestación y cuando el peso es igual o inferior a 2,8 kg o superior a 3,7 kg. Para el conjunto de este colectivo, en 2008 comenzó un descenso en la práctica de cesárea.

Resumiendo, el indicador “porcentaje de cesárea en mujeres de bajo riesgo” comprende el 54.8% de todos los partos de la muestra y presenta una alta correlación con el porcentaje global de cesárea.

El método seguido para elaborarlo, una vez calificados como sesgados muchas de los factores habitualmente empleados en el ajuste de riesgos (distocia, sufrimiento fetal), ha sido aplicar las categorizaciones habituales en obstetricia sobre las variables menos sujetas a controversia (por ejemplo, el corte a los 35 años, madre añosa”.

El objetivo era definir un estrato de mujeres calificables de bajo riesgo obstétrico. Estas variables fueron: edad, semana de gestación, peso del recién nacido, presencia de embarazo múltiple o antecedente de cesárea.

Se midió el porcentaje de cesárea en este subgrupo presumiendo que es suficientemente homogéneo entre hospitales. Para demostrarlo, debería:

1. No existir, dentro de el, subgrupos importantes diferenciables respecto al riesgo de cesárea.
2. De existir subgrupos, estos se distribuyen homogéneamente entre hospitales.

Se trata de dilucidar si es posible emplear como indicador la frecuencia simple de cesárea en la población de bajo riesgo, sin ponderar por otros factores de riesgo analizables.

Como se aprecia en la tabla 8 los valores medios de las variables disponibles para ponderar el indicador no presentan gran dispersión. En la edad, el rango va de 27,4 a 29,2, las semanas de gestación de 39,0 a 39,7 y el peso de 3239 a 3270 grs.

No obstante, dado el volumen de casos, un análisis de varianza de una vía mostraría, en todos ellos, diferencias significativas por hospital. Por ello, el test planteado se basa en el contraste del efecto hospital entre un modelo sin ajuste (vacío) y otro ajustado por las citadas covariables.

Se consideraría que no es necesario un indicador ajustado por determinadas covariables, si en el modelo con ellas, a pesar de mejorar el ajuste: ni altera, sustan-

**Tabla 10.** Efecto sobre la práctica de cesárea en la población de bajo riesgo de las variables disponibles. Odds ratios crudas y ajustadas.

variable	crude OR (95CI)	adj. OR (95CI)	P(Walds test)
Edad: ref. 15/19a			
20/24	1.12 (0.98,1.28)	1.11 (0.97,1.26)	0.13
25/29	1.39 (1.22,1.57)	1.37 (1.21,1.55)	<0.001
30/34	1.46 (1.29,1.65)	1.44 (1.28,1.63)	<0.001
año: ref. 2005			
2006	1.012 (0.941,1.087)	1.009 (0.939,1.085)	0.808
2007	0.988 (0.921,1.062)	0.992 (0.924,1.066)	0.833
2008	0.92 (0.86,0.99)	0.92 (0.86,0.99)	0.021
2009	0.89 (0.83,0.96)	0.89 (0.83,0.96)	0.003
2010	0.84 (0.76,0.92)	0.83 (0.76,0.92)	<0.001
sgesta: ref. 39-40 sem			
36-38 sem	1.02 (0.98,1.08)	1.07 (1.02,1.12)	<0.001
peso: ref. 2500/2800 gr			
2801/3100	0.77 (0.71,0.84)	0.78 (0.71,0.84)	<0.001
3101/3400	0.81 (0.75,0.88)	0.82 (0.76,0.89)	<0.001
3401/3700	0.93 (0.86,1.01)	0.94 (0.87,1.02)	0.158
3701/4000	1.3 (1.2,1.42)	1.33 (1.21,1.45)	<0.001

n= 214.611 partos.

cialmente, la posición relativa de los hospitales, ni la desviación de cada uno respecto a lo esperado. De acuerdo al deviance information criteria, que resume la discrepancia entre las predicciones del modelo y los datos, el modelo mejora al incorporar las citadas covariables (DIC modelo vacío: 12790.79; con covariables: 12748.87). En ambos modelos, y medido en conjunto, el “efecto hospital” sobre las variaciones en el riesgo de cesárea individual, es similar. Para el modelo vacío un 7% de la variación (entre 3,3% y 11,4% –intervalo credibilidad 95%–); para el modelo con covariables un 7,8% (3,6-133%). Medido este efecto en escala odds ratio: mediana odds ratio del modelo vacío: 1,63; del modelo con covariables: 1.68.

Como se aprecia en la figura 8, la distribución de este efecto, en los hospitales de la muestra, apenas se altera al introducir estas últimas.

## 5. DISCUSIÓN

### 5.1. Discusión

La cesárea es un procedimiento indicado en diversos escenarios clínicos y numerosos estudios han identificado variables del parto (edad de la madre, presentación de nalgas, anomalías de la placenta, sufrimiento fetal, etc.) que incrementan la probabilidad de recibir una cesárea.

Pese a ello, la mayor parte de organizaciones sanitarias –también los diferentes servicios regionales de salud del SNS– utilizan indicadores crudos que no tienen en cuenta estos factores.

No tener en cuenta estos factores de riesgo de cesárea puede conducir a sesgar las comparaciones entre hospitales si estos factores varían entre los diferentes centros [10,11,15,19]. En el mismo sentido, el registro inexacto de estos factores de riesgo tendrá también un efecto distorsionador sobre las comparaciones entre hospitales, especialmente si algunos hospitales utilizan interpretaciones subjetivas de códigos como la distocia o el sufrimiento fetal. En las comparaciones ajustadas por riesgo, las diferencias en el registro de factores de riesgo justificarían elevadas “tasas” en aquellos hospitales que adjudiquen con mayor prodigalidad diagnósticos fuertemente asociados a la realización de cesárea [11].

Esta situación ha llevado al desarrollo de nuevos indicadores que intentan reducir los sesgos de información centrándose en subpoblaciones de bajo riesgo [1,5]. En este estudio se propone uno de estos indicadores, relativamente sencillo, que valora las tasas de cesárea en una población de parturientas jóvenes (menores de 35 años), con feto único y sin antecedentes de cesárea, gestación entre las 37 y 41 semanas y con fetos en presentación cefálica y normopeso (2500-3999 gr). Se optó por no incluir variables como la distocia o el sufrimiento fetal por la sobreutilización en el empleo de estos códigos en algunos

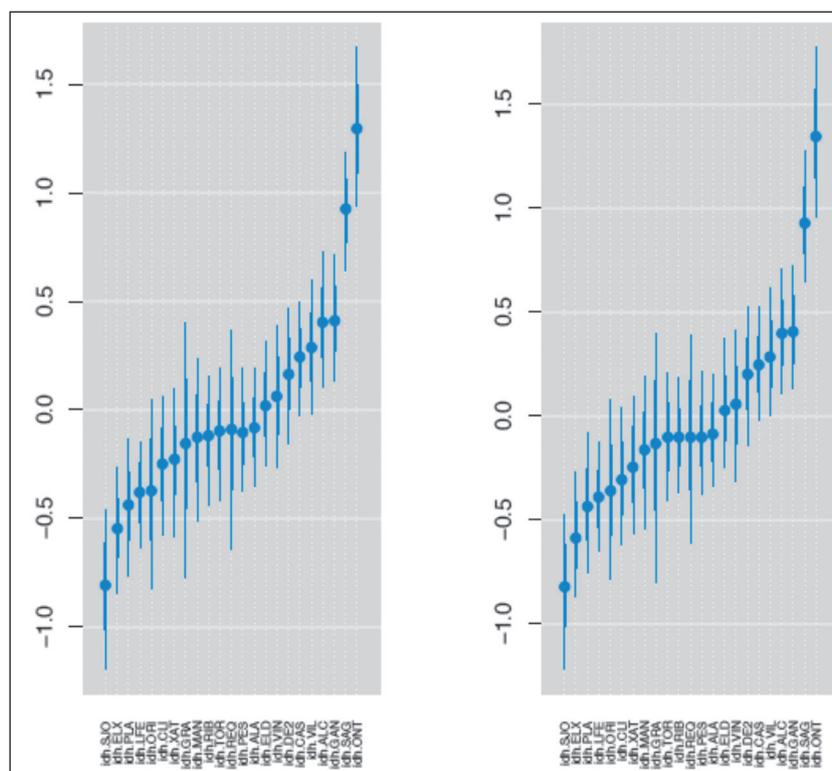


Figura 8. Posición y dispersión de los hospitales en su riesgo de cesárea de acuerdo al indicador crudo (izquierda) y ajustado por covariables (derecha).

hospitales: el rango para la distocia fue de 5,6% al 41,4% de los partos según hospitales y para el sufrimiento fetal del 0,2% al 6,2%, con las mayores cifras en hospitales comarcales que, sin embargo, no tenían cifras mayores de otros riesgos más objetivos. Otras variables también están afectadas por sesgos de información diferencial, pero se optó por incluirlas cuando (ej.: antecedente de cesárea) se trata de sesgos de subregistro de una variable objetiva. En este caso, el sesgo de información no beneficia al centro que peor cumplimenta los datos y es corregible mediante la correcta anotación.

Los resultados de este trabajo muestran, en primer lugar, que este indicador comprende una proporción importante (54,8%) del total de partos realizados en los hospitales de la AVS, un aspecto importante para su posible uso como indicador de calidad. En segundo lugar, el indicador en población de bajo riesgo muestra una mayor variabilidad que el indicador global de cesáreas, aspecto que sugiere una mayor sensibilidad para identificar hospitales con comportamientos diferenciales, otro aspecto de interés para monitorizar la actividad de los servicios obstétricos. En tercer lugar, el indicador en la subpoblación de bajo riesgo presenta una elevada correlación con el indicador para toda la población. Este era un aspecto esperable (los partos de bajo riesgo están contenidos en el total), pero apoya que las valoraciones previas basadas en el indicador crudo, aun cuantitativamente inexactas, se orientaban adecuadamente hacia los hospitales con una mayor tendencia al uso de la cesárea, incluso en poblaciones de bajo riesgo.

Finalmente, nuestro trabajo muestra que, aunque el nuevo indicador mantiene cierta heterogeneidad en los riesgos remanentes dentro del "bajo riesgo", estos riesgos remanentes se distribuyen de forma homogénea entre hospitales y puede usarse sin necesidad de recurrir a nuevos ajustes dentro de la subpoblación de bajo riesgo, que no alteran sustancialmente la posición relativa de los hospitales ni la desviación de cada uno respecto a lo esperado.

## 5.2. Limitaciones

En cuanto a las limitaciones de nuestro trabajo cabe señalar, en primer lugar, las inherentes a la calidad de los datos usados. Los propios sesgos de información que se tratan de reducir con el nuevo indicador podrían afectar en diversos modos a los resultados del estudio.

En segundo lugar, el indicador desarrollado podría ser mejorado con la incorporación de nuevos criterios que llevarían a la exclusión de otros subgrupos (ej.: partos de madre VIH+, con hepatitis C, con un cáncer activo, con placenta previa, etc.). La Agencia Valenciana de Salud, que ya incorporó un indicador de bajo riesgo en 2009, lo ha modificado recientemente para excluir nuevas poblaciones. Aunque el número de partos excluidos será probablemente reducido y los resultados no variarán mucho respecto a los señalados en este estudio, el indicador puede ganar validez de apariencia, un aspecto importante para su implantación y aceptación.

## 5.3. Implicaciones para la política y gestión sanitaria y la práctica clínica

La cesárea es, actualmente, la intervención de cirugía mayor más frecuentemente practicada en el SNS. Tanto las variaciones entre hospitales (numerosos centros se mantienen tradicionalmente por debajo del 15% de cesáreas) como la efectividad mostrada por algunas intervenciones en su reducción [20], sugieren que existe un amplio espacio para reducir el porcentaje de cesáreas en el SNS. El indicador de cesárea en parto de bajo riesgo puede ser de interés en estas intervenciones, especialmente por su enfoque hacia las mujeres en las que la relación riesgo/beneficio de la cesárea es más dudosa.

## 6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Aelvoet W, Windey F, Molenberghs G, et al. Screening for inter-hospital differences in cesarean section rates in low-risk deliveries using administrative data: An initiative to improve the quality of care. *BMC Health Serv Res.* 2008;8:3.
2. Wu S, Kocherginsky M, Hibbard JU. Abnormal placentation: twenty-year analysis. *Am J Obstet Gynecol.* 2005; 192: 1458-61.
3. Guihard P, Blondel B. Trends in risk factors for caesarean sections in France between 1981 and 1995: lessons for reducing the rates in the future. *Br J Obstet Gynecol.* 2001;108: 48-55.
4. Joint Commission on Accreditation of Healthcare Organizations: A Comprehensive Review of Development and Testing for National Implementation of Hospital Core Measures. Accesible en: [http://www.jointcommission.org/assets/1/18/A\\_Comprehensive\\_Review\\_of\\_Development\\_for\\_Core\\_Measures.pdf](http://www.jointcommission.org/assets/1/18/A_Comprehensive_Review_of_Development_for_Core_Measures.pdf)
5. Agency for Healthcare Research and Quality. Cesarean Delivery Rate. In: AHRQ Quality Indicators. Guide to Inpatient Quality Indicators: Quality of Care in Hospitals. Volume, Mortality, and Utilization. Rockville, MD: Agency for Healthcare Research and Quality; 2004:67-69.
6. Maryland Hospitals Quality Indicator Project: Quality Indicator Project® Acute Care Measures. Accesible en: [http://www.qiproject.org/pdf/Acute\\_are\\_Indicators.pdf](http://www.qiproject.org/pdf/Acute_are_Indicators.pdf)
7. National Perinatal Information Center/Quality Analytic Services: Quarterly Reports. Accesible en: <http://www.npic.org>
8. Thomas J, Paranjothy S, Royal College of Obstetricians and Gynaecologists Clinical Effectiveness Support Unit. National Sentinel Caesarean Section Audit Report. London:RCOG Press; 2001.
9. SEGO. Indicadores de calidad asistencial en ginecología y obstetricia. 1999. (Mimeo).
10. Aron DC, Harper DL, Shepardson LB, Rosenthal GE. Impact of risk-adjusting cesarean delivery rates when reporting hospital performance. *JAMA.*1998; 279:1968-72
11. Librero J, Peiró S, Calderón SM. Interhospital variations in caesarean sections. A risk adjusted comparison in the Valencia public hospitals. *J Epidemiol Community Health.* 2000; 54:631-6.
12. Di Lallo D, Perucci CA, Bertolini R, Mallone. Cesarean section rates by type of maternity unit and level of obstetric care: an area-based study in central Italy. *Prev Med.* 1996; 25:178-85.
13. Rabilloud M, Ecochard R, Esteve J. Maternity hospital ranking on prophylactic caesarian section rates: uncertainty associated with ranks. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol.* 2001; 94:139-44.
14. Fantini MP, Stivanello E, Frammartino B, et al. Risk adjustment for inter-hospital comparison of primary cesarean section

- rates: need, validity and parsimony. *BMC Health Serv Res.* 2006;6:100.
15. Bragg F, Cromwell DA, Edozien LC, Gurol-Urganci I, Mahmood TA, Templeton A, et al. Variation in rates of caesarean section among English NHS trusts after accounting for maternal and clinical risk: cross sectional study. *BMJ.* 2010;341:c5065.
  16. Ibáñez B, Libroero J, Bernal-Delgado E, Peiró S, López-Valcarcel BG, Martínez N, et al. Is there much variation in variation? Revisiting statistics of small area variation in health services research. *BMC Health Serv Res.* 2009;9:60.
  17. 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(4):290-7.
  18. 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(1):81-8.
  19. Bailit JL, Dooley SL, Peaceman AN. Risk adjustment for interhospital comparison of primary cesarean rates. *Obstet Gynecol.* 1999;93(6):1025-30.
  20. Calvo A, Campillo C, Juan M, Roig C, Hermoso JC, Cabeza PJ. Effectiveness of a multifaceted strategy to improve the appropriateness of cesarean sections. *Acta Obstet Gynecol Scand.* 2009;88(7):842-5.

---

#### Conflicto de intereses

Los autores hemos recibido ayuda económica de FUNDACIÓN MAPFRE para la realización de este proyecto. No hemos firmado ningún acuerdo por el que vayamos a recibir beneficios u honorarios por parte de alguna entidad comercial o de FUNDACIÓN MAPFRE.