

Raquel García Simón

Creación de un modelo predictivo
de cesárea, resultado perinatal y
análisis económico de la inducción
de parto

Departamento
Cirugía, Ginecología y Obstetricia

Director/es
Oros López, Daniel
Fabre González, Ernesto

<http://zaguan.unizar.es/collection/Tesis>



Reconocimiento – NoComercial – SinObraDerivada (by-nc-nd): No se permite un uso comercial de la obra original ni la generación de obras derivadas.

© Universidad de Zaragoza
Servicio de Publicaciones

ISSN 2254-7606



Universidad
Zaragoza

Tesis Doctoral

**CREACIÓN DE UN MODELO
PREDICTIVO DE CESÁREA,
RESULTADO PERINATAL Y ANÁLISIS
ECONÓMICO DE LA INDUCCIÓN DE
PARTO**

Autor

Raquel García Simón

Director/es

Oros López, Daniel
Fabre González, Ernesto

UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA
Cirugía, Ginecología y Obstetricia

2017



UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA

DEPARTAMENTO DE CIRUGÍA, OBSTETRICIA Y GINECOLOGÍA

CREACIÓN DE UN MODELO PREDICTIVO
DE CESÁREA, RESULTADO PERINATAL
Y ANÁLISIS ECONÓMICO DE LA
INDUCCIÓN DE PARTO

Proyecto de Tesis Doctoral presentada por

Raquel García Simón

Daniel Oros López, Doctor en Medicina por la Universidad de Barcelona.

HACE CONSTAR:

Que el trabajo de investigación titulado “CREACIÓN DE UN MODELO PREDICTIVO DE CESÁREA, RESULTADO PERINATAL Y ANÁLISIS ECONÓMICO DE LA INDUCCIÓN DE PARTO” que presenta RAQUEL GARCÍA SIMÓN, Licenciada en Medicina para optar al GRADO DE DOCTOR, fue realizado bajo mi dirección no existiendo impedimento alguno para su defensa como compendio de publicaciones.

Y para que conste a los efectos oportunos firmo el presente en Zaragoza a 16 de Noviembre de 2016.

Fdo. Dr. Daniel Oros López

Ernesto Fabre González, Doctor en Medicina por la Universidad de Complutense de Madrid, Catedrático de la Universidad de Zaragoza.

HACE CONSTAR:

Que el trabajo de investigación titulado “CREACIÓN DE UN MODELO PREDICTIVO DE CESÁREA, RESULTADO PERINATAL Y ANÁLISIS ECONÓMICO DE LA INDUCCIÓN DE PARTO” que presenta RAQUEL GARCÍA SIMÓN, Licenciada en Medicina para optar al GRADO DE DOCTOR, fue realizado bajo mi dirección no existiendo impedimento alguno para su defensa como compendio de publicaciones.

Y para que conste a los efectos oportunos firmo el presente en Zaragoza a 16 de Noviembre de 2016.

Fdo. Dr. Ernesto Fabre González

La presente Tesis Doctoral ha sido estructurada siguiendo las directrices de la normativa para la presentación de tesis doctorales como compendio de artículos, aprobada por la comisión de Doctorado de la Universidad de Zaragoza el día 17 de Noviembre de 2008.

Los estudios que conforman esta Tesis Doctoral pertenecen a la misma línea de investigación. Los resultados obtenidos gracias a la realización de estos estudios, han aportado información relevante y novedosa sobre el tema y han sido recogidos en cuatro artículos originales, publicados en diferentes revistas de amplia difusión internacional:

1. Garcia-Simon R, Oros D, Gracia-Cólera D, Moreno E, Paules C, Cañizares S, Gascón E, Fabre E. Cervix assessment for the management of labor induction: Reliability of cervical length and Bishop score determined by residents. *J Obstet Gynaecol Res.* 2014 Oct 10. doi: 10.1111/jog.12553.

Estado: Publicado

Factor de impacto: 1,091

Cuarto cuartil de Obstetricia y Ginecología

2. Garcia-Simon R, Montañes A, Clemente J, Del Pino MD, Romero MA, Fabre E, Oros. Economic implications of labour induction. *Int J Gynaecol Obstet.* 2015 Dec 18. pii: S0020-7292(15)00736-5. doi: 10.1016/j.ijgo.2015.08.022.

Estado: Publicado

Factor de impacto: 1,674

Tercer cuartil de Obstetricia y Ginecología

3. Garcia-Simon R, Figueras F, Savchev S, Fabre E, Gratacos E, Oros D. Cervical condition and cerebral Doppler as determinants of adverse perinatal outcomes after labour induction for late-onset small for gestational age fetuses. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2015 Feb 9. doi: 10.1002/uog.14807

Estado: Publicado

Factor de impacto: 4,254

Primer cuartil Obstetricia y Ginecología

4. Daniel Oros, Raquel Garcia-Simon, Jesus Clemente, Ernesto Fabre, Manuel Angel Romero, and Antonio Montanes. Predictors of perinatal outcomes and economic costs for late-term induction of labour. *Taiwan J Obstet Gynecol.* (ID TJOG 2016-574).

Estado: Aceptado

Factor de impacto: 0,865

Cuarto cuartil de Obstetricia y Ginecología

Para Elisa.

.....**ÍNDICE**

1. INTRODUCCIÓN

1.1 Definición de la inducción de parto

1.2 Manejo de la inducción de parto

1.3 Elementos relacionados con la inducción

1.3.1 Cálculo del Test de Bishop

1.3.2 Medición de la longitud cervical mediante ecografía

1.3.2.1 Reproducibilidad de la medición cervical por ecografía

1.3.3 Comparación entre medidas de valoración cervical: test de Bishop y cervicometría

1.4 Indicaciones de inducción de parto

1.4.1 Gestación cronológicamente prolongada

1.4.2 Fetos Pequeños para la Edad Gestacional (PEG)

1.5 Factores relacionados con la cesárea tras inducción de parto.

1.6 Implicaciones económicas de la inducción de parto

2. HIPÓTESIS

3. OBJETIVOS

4. METODOLOGÍA

4.1 Tipo de estudio

4.1.1 Selección de la muestra

4.1.2 Cálculo del tamaño muestral

4.1.3 Criterios de inclusión y exclusión

4.2 Protocolo exploratorio

4.3 Recogida y análisis de datos

5. RESULTADOS

5.1 Proyecto 1: “Valoración cervical en el manejo de la inducción de parto: Fiabilidad de la longitud cervical y el test de Bishop determinados por residentes”.

5.1.1 Población a estudio

5.1.2 Características clínicas de la población

5.1.3 Resultados

5.2 Proyecto 2: “Implicaciones económicas de la inducción de parto”

5.1.1 Población a estudio

5.1.2 Características clínicas de la población

5.1.3 Resultados

5.3 Proyecto 3: “Estudio de las condiciones cervicales y el Doppler cerebral fetal como determinantes del resultado perinatal adverso tras la inducción de parto en fetos pequeños para la edad gestacional”

5.1.1 Población a estudio

5.1.2 Características clínicas de la población

5.1.3 Resultados

5.4 Proyecto 4: “Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en gestación cronológicamente prolongada”

5.1.1 Población a estudio

5.1.2 Características clínicas de la población

5.1.3 Resultados

6. DISCUSIÓN

6.1 Discusión general

6.2 Discusión Proyecto 1: “Valoración cervical en el manejo de la inducción de parto: Fiabilidad de la longitud cervical y el test de Bishop determinados por residentes”.

6.2.1 Implicaciones clínicas

6.2.2 Comparación de los valores obtenidos con otros estudios publicados.

6.2.3 Fortalezas y limitaciones del estudio

6.2.4 Conclusiones

6.3 Discusión Proyecto 2: “Implicaciones económicas de la inducción de parto”

6.2.1 Implicaciones clínicas

6.2.2 Comparación de los valores obtenidos con otros estudios publicados.

6.2.3 Fortalezas y limitaciones del estudio

6.2.4 Conclusiones

6.4 Discusión Proyecto 3: “Estudio de las condiciones cervicales y el Doppler cerebral fetal como determinantes del resultado perinatal adverso tras la inducción de parto en fetos pequeños para la edad gestacional”

6.2.1 Implicaciones clínicas

6.2.2 Comparación de los valores obtenidos con otros estudios publicados.

6.2.3 Fortalezas y limitaciones del estudio

6.2.4 Conclusiones

6.5 Discusión Proyecto 4:”Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en gestación cronológicamente prolongada”

6.2.1 Implicaciones clínicas

6.2.2 Comparación de los valores obtenidos con otros estudios publicados

6.2.3 Fortalezas y limitaciones del estudio

6.2.4 Conclusiones

7. CONCLUSIONES

8. ABREVIATURAS

9. REFERENCIAS

10. ANEXOS

10.1 Consentimiento Informado

10.2 Aprobación del proyecto por el CEICA

10.3 XXII Congreso Mundial de Ecografía en Obstetricia y Ginecología (ISUOG). Copenhage. Dinamarca. 9-12 Septiembre 2012.

Póster electrónico (Publicado en *Ultrasound in Obstetrics and Gynecology* Volumen 40. Supl.1 Septiembre 2012. Wiley- Blackwell. ISSN 0960-7692):

- *Cervix assessment at the beginning of labour induction: agreement of ultrasound length and Bishop score in the hands of first-year residents.* Gracia-CóleraD, García-Simón R, Oros D, Moreno E, Paules C, Fabre E.
- *Ultrasound assessment of cervical length in labour induction: prediction of maternal and perinatal outcome.* García-Simón R, Gracia-Cólera D, Oros D, Paules C, Moreno E, Fabre E.

10.4 XXXI Congreso de la Sociedad Española de Obstetricia y Ginecología. Sevilla. 17 – 20 de Mayo 2011. Póster electrónico.

- *Reproducibilidad intra e inter observador de las condiciones cervicales mediante el test de Bishop y la ecografía vaginal en residentes de primer año.* García Simón R, Gracia Cólera D, Boillos Calvo MJ, Herraiz Esteban N, Orós López D, Fabre González E.

10.5 33 Congreso Nacional de la Sociedad Española de Ginecología y Obstetricia. Bilbao. 16 al 20 de Junio de 2015. Póster electrónico.

- *Implicaciones económicas de la inducción de parto.* R García-Simón; A Montañés; J Clemente; MD Del Pino; E Fabre; D Oros.

10.6 XXIV Congreso Nacional de la Sección de Medicina Perinatal. Zaragoza. 13 al 15 de Junio de 2014.

Premio “Loli Martínez Carrera” a la Mejor Comunicación Elevada a Ponencia.

- *Análisis integrado del Test de Bishop y el Doppler cerebral para la predicción del resultado perinatal tras la inducción de parto en CIR tardío.* R. Garcia-Simon; D. Oros; S. Savchev; F. Figueras; E. Fabre.

10.7 XXIII Congreso Mundial de Ecografía en Obstetricia y Ginecología (ISUOG). Barcelona. España. 14-17 Septiembre 2014.

Poster electrónico (Publicado en Ultrasound in Obstetrics and Gynecology Volumen 44. Supl.1 Septiembre 2014. Wiley- Blackwell. ISSN 0960-7692):

- *Labour induction in late-onset intrauterine growth restriction according to cerebral Doppler and cervical conditions.* D. Oros, R. Garcia-Simon, S. Savchev, F. Ernesto, F. Figueras.

10.8 Certificado de rotación externa en Hospital Clinic de Barcelona

10.9 Carta de aceptación del artículo pendiente de publicación: proyecto 4

10.10 XXIX Congreso Nacional de Ecografía Obstétrica Ginecológica SESEGO. Valencia 12-14 de Mayo de 2016. Póster oral.

- *Factores predoctores del resultado perinatal u coste económico de la inducción de parto en la gestación cronológicamente prolongada.* Daniel Oros López, Raquel García Simón, Jesús Clemente López, Ernesto Fabre González, Manuel Ángel Romero Cardiel, Antonio Montañés Bernal.

10.11 Justificación del doctorando en las publicaciones

11. ARTÍCULOS

11.1: “Valoración cervical en el manejo de la inducción de parto: Fiabilidad de la longitud cervical y el test de Bishop determinados por residentes”.

11.2: “Implicaciones económicas de la inducción de parto”

11.3: “Estudio de las condiciones cervicales y el Doppler cerebral fetal como determinantes del resultado perinatal adverso tras la inducción de parto en fetos pequeños para la edad gestacional”

11.4: “Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en gestación cronológicamente prolongada”

.....**1. INTRODUCCIÓN**

1.1 DEFINICIÓN DE LA INDUCCIÓN DE PARTO

La inducción de parto se define como la estimulación de contracciones uterinas antes de inicio espontáneo del parto con el propósito de lograr la finalización de la gestación en mujeres con complicaciones obstétricas y/o fetales¹. Pandis y cols.² consideran que la inducción es satisfactoria cuando se produce el parto vía vaginal dentro de las primeras 24 horas.

Entre el 15 y 20% de las gestaciones son inducidas alrededor del término por indicaciones médicas. Comparado con el inicio espontáneo de parto, la inducción se asocia con un aumento de la tasa de cesárea en alrededor del 20%^{3,4,5}.

1.2 MANEJO DE LA INDUCCIÓN DE PARTO

La inducción de parto se lleva a cabo según las condiciones cervicales que la paciente presente al ingreso. En la práctica obstétrica habitual, el Test de Bishop es la forma más frecuente de clasificar un cervix como maduro o inmaduro^{6,7}. La inducción mediante oxitocina es apropiada cuando el cervix se considera favorable (Bishop ≥ 6)⁸. Sin embargo, otros estudios han utilizado la puntuación del Test de Bishop ≤ 4 como criterio para determinar que un cervix es desfavorable, lo que hace que se requiera tratamiento mediante maduración cervical (preinducción) antes de la inducción de parto^{1,2,9-13}. Por lo tanto, en el momento en que las condiciones cervicales se consideran desfavorables, habitualmente ante la existencia de un Test de Bishop < 6 , se indica la realización de la maduración cervical mediante prostaglandina E2.

Cuando el parto se inicia de manera espontánea, se produce la liberación de prostaglandinas de manera local en la interfase corio-decidual que al actuar sobre el miometrio, provocan contracciones. Además, como consecuencia de la liberación de proteasas y peptidasas, se producen cambios en la consistencia y forma del cuello uterino como consecuencia de la degradación del colágeno. Todo esto conlleva la activación del proceso de maduración cervical¹⁴.

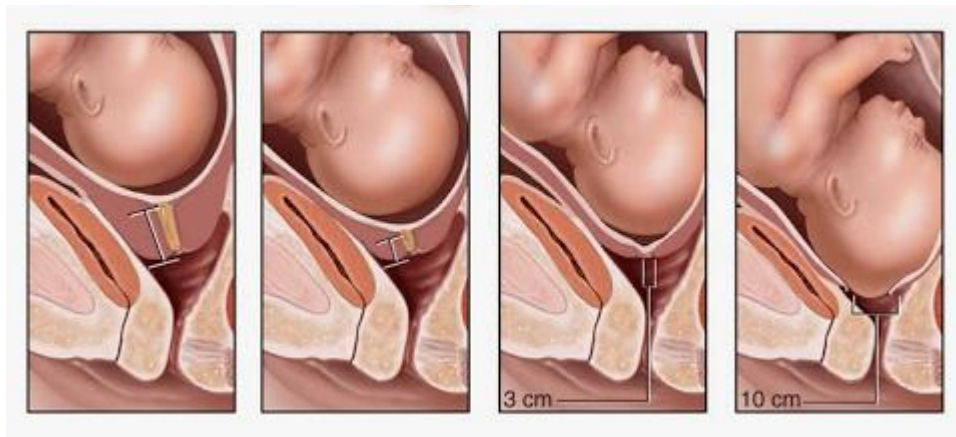


Figura 1: Borramiento y dilatación cervical del cervix.

La prostaglandina E2 (dinoprostona) es el fármaco utilizado en la práctica habitual para la preinducción de parto. Es un derivado del ácido araquidónico administrado en forma de dispositivo que se inserta en el fondo de saco posterior de la vagina. La liberación del producto se realiza de forma controlada (0,3mg/h en mujeres con bolsa amniótica íntegra y 0,4mg/h ante la existencia de bolsa rota). El dispositivo de prostaglandina E2 se debe mantener entre 12 y 24 horas en el fondo de saco vaginal según las indicaciones del proveedor; pasado ese tiempo se retira y se inicia la inducción de parto mediante oxitocina. El intervalo entre la retirada del dispositivo y el inicio de la inducción debe ser siempre superior a 30 minutos. La ventaja más importante que presenta este producto es que puede ser retirado fácilmente ante cualquier complicación relacionada con la madre o el feto como por ejemplo la existencia de hiperdinamia o la pérdida del bienestar fetal. A pesar de su efectividad y seguridad (puede reducir las dosis requeridas de oxitocina), esta medicación ha demostrado aumentar los días de hospitalización, puede causar una actividad miométrial excesiva y precisa de una monitorización fetal intermitente para confirmar el bienestar fetal¹⁵.

Previamente al desarrollo de la Prostaglandina E2 como herramienta de maduración cervical, se utilizaron métodos mecánicos. Estos métodos son capaces de ejercer una presión local en el cuello, lo que deriva en una sobredistensión del segmento uterino inferior, estimulando de forma indirecta la liberación de prostaglandinas¹⁶. Se pueden describir dos tipos de métodos; los dilatadores higroscópicos (tallos de laminaria), que

absorben el líquido de los tejidos locales provocando la expansión del dispositivo con el consiguiente aumento de la presión local; y las sondas de balón (sonda de Foley o balón de Cook), que ejercen presión local a medida que el balón se insufla desde el exterior. Los métodos mecánicos han sido recuperados en la actualidad por su demostrada eficacia en la maduración cervical en mujeres donde el uso de prostaglandinas está contraindicado o existe elevado riesgo de hiperestimulación uterina. Sin embargo, cuando se comparan directamente con las prostaglandinas locales, no mejoran la tasa de parto vaginal en 24 horas ni reducen la tasa de cesárea¹⁷.

La oxitocina permanece hoy en día, como el gold estándar utilizado para la inducción de parto⁸. Se administra vía intravenosa en disolución utilizando una bomba de infusión continua¹ a dosis crecientes hasta conseguir una dinámica eficaz para la progresión de parto. Durante la administración, la frecuencia cardíaca fetal y la dinámica uterina deben ser monitorizadas de manera continua para detectar posibles complicaciones como la hiperestimulación uterina, la rotura uterina o la existencia de riesgo de pérdida de bienestar fetal. Nunca se debe superar la dosis máxima de 40 mU/min (240ml/h) para evitar la aparición de las complicaciones anteriormente descritas.

La evaluación de los cambios cervicales basada en el Test de Bishop es subjetiva y el valor predictivo del fracaso de inducción (FI) en pacientes con baja puntuación es poco significativo porque se ha evidenciado que existen limitaciones en la valoración de los cambios en el orificio cervical interno cuando el externo está cerrado^{6,7}. Debido a esta circunstancia, se han realizado estudios extensivos para demostrar que la medida de la longitud cervical en la preinducción de parto, además de la paridad, la edad gestacional, la edad materna y el índice de masa corporal (IMC) materno, proporcionan una útil predicción del intervalo de inducción, de la probabilidad de parto vaginal dentro de las primeras 24 horas y de la probabilidad de parto vía cesárea^{2,13,18-20}. Como consecuencia, quedaría demostrado que la nuliparidad se asocia con una mayor duración de la inducción de parto¹⁹ probablemente debido a una aparición más tardía de la fase activa de parto en comparación con la mujer multípara²¹, ya que se conoce que el componente más afectado durante la inducción es la fase latente de parto. Las mujeres cuya longitud cervical es larga al inicio de la inducción (≥ 30 mm; medido por ecografía transvaginal) experimentarán fases latentes más largas¹. Además, tanto en partos espontáneos como

inducidos, la media de actividad uterina intraparto necesaria para finalizar la gestación vía vaginal es menor en multíparas que en nulíparas^{22,23}.

Todos estos elementos favorecen el que en aproximadamente el 20% de las mujeres a las que se indica una inducción de parto, finalicen dicha gestación vía cesárea^{24,25}. La principal causa de cesárea intraparto a término es la No Progresión de Parto (Distocia; NPP)²⁶ que se define como la ausencia de dilatación cervical en la fase activa del parto durante al menos dos horas o al no descenso de la cabeza fetal en la segunda fase del parto durante al menos una hora a pesar de existir contracciones uterinas adecuadas. Esto se considera indicación de cesárea^{1,10}. Otra causa muy importante de cesárea tras inducción de parto es el Fracaso de Inducción (FI) que se define como la incapacidad para alcanzar la fase activa del parto correspondiente a una dilatación cervical ≥ 4 cm. después de un mínimo de 12 horas en las que se ha administrado oxitocina a dosis crecientes y se ha evidenciado la rotura de membranas^{1,27}.

1.3 ELEMENTOS RELACIONADOS CON LA INDUCCIÓN

1.3.1 Cálculo del Test de Bishop

El Test de Bishop es un sistema de puntuación que realiza una valoración de las condiciones cervicales uterinas para, en función de la puntuación obtenida, decidir la forma más adecuada para iniciar la inducción de parto.

Las puntuaciones del Test de Bishop se registran como una variable ordinal²⁸ (0, 1 o 2 puntos) adjudicándose a cada uno de los siguientes parámetros: posición del cervix, consistencia, borramiento, dilatación y plano de Hodge en que se encuentra la presentación fetal. La puntuación mínima obtenida es 0 y la máxima son 10 puntos.

	<i>0</i>	<i>1</i>	<i>2</i>
Posición	posterior	medio	centrado
Consistencia	dura	media	blanda
Borramiento	0-30%	40-50%	60-70%
Dilatación cervical	0	1-2cm.	3-4cm.
Plano de Hodge	libre	I-II	III

*Tabla 1: Test de Bishop*²⁸⁶

El Test de Bishop implica un escaso coste económico en el desarrollo de la inducción de parto, al no precisar de equipamientos técnicos para su realización. Sin embargo es una exploración clínica que, a diferencia de la ecografía transvaginal, puede ser dolorosa para la gestante²⁹.

En la literatura se describen varias limitaciones relacionadas con la exploración digital:

- El Test de Bishop no permite valorar los cambios en el orificio cervical interno cuando el externo está cerrado.
- La longitud completa del cervix y la configuración del orificio cervical interno no debe ser valorada solo por palpación¹ ya que al únicamente utilizar esta técnica se pierde la capacidad de reflejar correctamente los cambios dinámicos del cuello, antes o durante el parto, que comienzan desde el orificio cervical interno al externo^{28,30,31}.
- Los diferentes componentes del Test de Bishop no tienen el mismo peso en la valoración del éxito de la inducción de parto^{7,32,33}. La dilatación ha demostrado estar íntimamente relacionada con el éxito de la inducción y la duración del periodo de latencia, mientras que otros parámetros como la consistencia y la posición cervical se ha visto que tienen escasa relevancia en este sentido.
- El registro de la puntuación del Test de Bishop se realiza como una variable ordinal en vez de continua, lo que puede reducir su cuantificación¹.

- Existe una alta variabilidad interobservador³⁴ ya que el Test de Bishop se basa en evaluaciones subjetivas del observador que lo calcula tras la palpación de la porción vaginal del cervix.

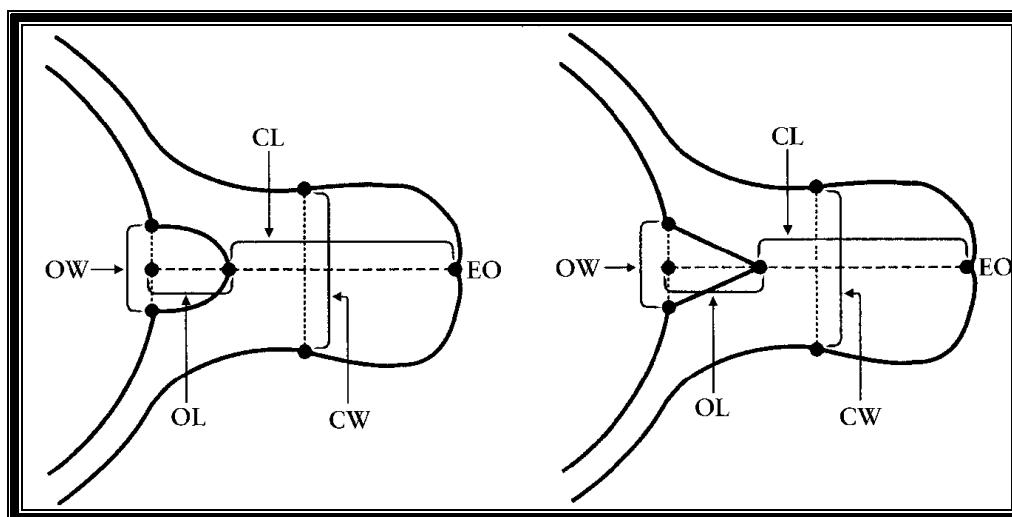


Figura 2. *Modificación cervical desde el orificio cervical interno hasta el externo*³⁵.
 Abreviaturas: CL: Longitud cervical; OL: Longitud de apertura de orificio cervical interno; OW: Espesor de apertura del orificio cervical interno; EO: Orificio cervical externo.

1.3.2 Medición de la longitud cervical mediante ecografía

La ecografía transvaginal es una técnica objetiva para valorar la longitud completa del cervix y las características morfológicas del orificio cervical interno cuando el externo está cerrado^{31,36}. La medición de la longitud cervical es obtenida fácilmente por el observador y con un mínimo de molestia para la paciente. Tan y cols.¹¹ observaron que la ecografía transvaginal era significativamente menos dolorosa que el examen digital (con una diferencia en la escala utilizada de 10 puntos de 3,46; $p < 0,001$). Además, proporciona una muy útil predicción de la probabilidad de parto vaginal dentro de las primeras 24 horas de inducción y del intervalo de inducción de parto². La medición de la longitud cervical por ecografía es por tanto, una buena alternativa al tradicional Test de Bishop al considerarse una técnica reproducible^{4,37,38}, fácil de aprender³⁹, además de

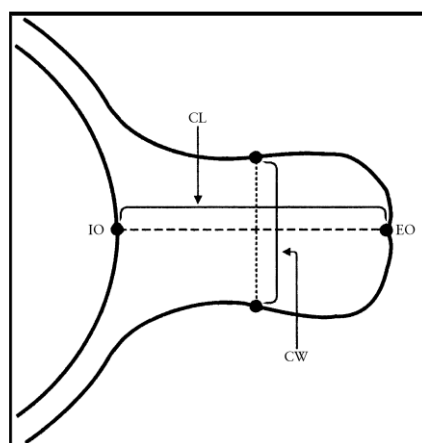
ser una herramienta útil en el empleo de imágenes que puedan ser documentadas para la comparación intra e interobservador⁴.

Para la realización del examen ecográfico la mujer se debe colocar en posición dorsal de litotomía con la vejiga vacía. La sonda vaginal se introduce suavemente en la vagina y se sitúa cerca del labio anterior del cervix, sin realizar presión para evitar una distorsión cervical. Tampoco se debe aplicar presión fúndica ni suprapúbica. El orificio cervical interno, el canal cervical y el orificio cervical externo han de ser visibles en el plano sagital. La imagen se tiene que ampliar de tal manera que el cervix ocupe aproximadamente el 75% de la pantalla. La longitud cervical debe ser medida desde el orificio cervical externo al interno, teniendo cuidado de incluir solo el segmento de canal cervical que esté bordeado por mucosa endocervical²⁹. La longitud cervical se debe medir en milímetros⁴⁰ y cada medida, siguiendo la técnica anteriormente descrita, ha de ser tomada con una nueva imagen. En total se recomienda tomar tres medidas. Se debe elegir la menor de todas ellas como la medida válida, en vez de realizar la media de todas ellas²⁹.

A pesar de todos los avances llevados a cabo en la técnica de medición de longitud cervical por ecografía transvaginal, ésta no ha sido capaz de superar al Test de Bishop valorando la consistencia y borramiento cervical⁴¹. Sin embargo, se estima que la ecografía facilita la medición de la longitud cervical y la evaluación del endocervix⁴⁰ en comparación con el Test de Bishop. Por ello, hoy en día se considera que ambas técnicas deberían ser complementarias en la práctica obstétrica habitual.

Figura 3: Diagrama esquemático para ilustrar la técnica de medida de la longitud cervical⁴².

*Abreviaturas: IO: Orificio cervical interno;
EO: Orificio cervical externo;
CL: Longitud cervical; CW: Espesor cervical.*



1.3.2.1 Reproducibilidad de la medición cervical por ecografía transvaginal

En los últimos años se ha potenciado el estudio de la medición de la longitud cervical por ecografía transvaginal ya que se considera que es una técnica más objetiva y reproducible que el Test de Bishop.

Se describen dos tipos de reproducibilidad:

- *Intraobservador*: es la diferencia entre la máxima y mínima medida obtenida por un observador. Se expresa mediante el Coeficiente de Correlación⁴³. Se considera que una diferencia intraobservador menor o igual a 5mm es aceptable, mientras que una diferencia mayor o igual a 10mm, no lo es⁴⁴.
- *Interobservador*: es la diferencia entre las medidas obtenidas por dos observadores.

Se ha demostrado que el entrenamiento permite al observador que no tiene experiencia en práctica de ecografía transvaginal llegar a un acuerdo interobservador de 0,77³⁹. Para ambos tipos de reproducibilidad, valores por encima de 0,75 se consideran aceptables⁴⁴.

El objetivo de la reproducibilidad es que todos los observadores alcancen un nivel de entrenamiento en la técnica a estudio que, indistintamente de quien mida, siempre se realice de la misma forma. Burger y cols.⁴⁵ demostraron que las diferencias entre los observadores disminuían en el momento en que se introducía la estandarización del proceso de medida. Antes del cambio, tan solo en el 24% de las ocasiones las medidas entre observadores eran menores o iguales a 2mm; tras la estandarización del procedimiento, esto sucedió hasta en un 87% de los casos. Vayssièrec y cols. también demostraron que el registro de cinco medidas consecutivas correctas parecían ser un criterio válido para determinar que la técnica había sido adecuadamente aprendida³⁹.

Para el correcto aprendizaje de la técnica de medición de la longitud cervical, se recomienda realizar tres medidas en cada paciente. Cada medida debe ser tomada con una nueva imagen y todas ellas deben ser realizadas por el mismo observador de forma

consecutiva. Los investigadores no deben estar presentes durante la exploración llevada a cabo por sus compañeros y los resultados de cada investigador no se deben hacer públicos hasta que se produzca la finalización del estudio³⁸.

1.3.3 Comparación entre medidas de valoración cervical: Test de Bishop y cervicometría.

Durante mucho tiempo el test de Bishop ha sido considerado el “gold estándar” para valorar como de favorables se consideraban las condiciones cervicales al inicio de la inducción de parto⁴⁶. La introducción de la técnica de medición de la longitud cervical por ecografía para valorar el grado de maduración cervical⁴⁷, ha supuesto una revolución en esta parte de la obstetricia al demostrar, a través de un numeroso grupo de estudios^{19,48-51}, ser mejor predictor de cesárea que el Test de Bishop en mujeres en las que se lleva a cabo una inducción de parto. También es mejor que el Test de Bishop en la predicción del inicio de un parto espontáneo tras la inducción³⁷ y aporta una predicción más sensible de inducción satisfactoria^{9,18,30,52,53}. En términos numéricos, para la misma especificidad del 75%, la sensibilidad de la longitud cervical ecográfica en la predicción de cesárea y la probabilidad de parto vaginal dentro de las primeras 24 horas de la inducción, es mayor con ecografía transvaginal que con el Test de Bishop en alrededor de un 20%⁴⁹.

Hoy en día la cervicometría es una técnica fácilmente disponible cuando se precisa⁵⁴, ya que la mayor parte de los servicios de obstetricia de los países desarrollados tienen a su disposición ecógrafos provistos de sonda vaginal para realizar la valoración cervical. La utilización de esta tecnología, proporciona al clínico una valiosa información sobre las características cervicales maternas, muy útiles de cara a la planificación de la finalización de futuras gestaciones⁴⁹.

Bartha y cols.⁵⁵ investigaron el impacto del uso de los criterios ecográficos para tomar decisiones clínicas en el momento del parto. Pudieron demostrar que el porcentaje de mujeres en las que se consideraba que el cervix era inmaduro y a las que por tanto se administraba prostaglandinas, era significativamente menor cuando se utilizaba como punto de corte una longitud cervical por encima de 30mm frente al

criterio clásico de una puntuación del test de Bishop menor a 6. Si el Test de Bishop hubiera sido el criterio a partir del cual se hubiera tomado la decisión clínica, el 82,5% de aquellas pacientes habrían sido preinducidas mediante prostaglandinas. Sin embargo, tan solo el 41,25% de las mujeres que siguieron el criterio ecográfico recibieron este fármaco. Por ello, si la medición de la longitud ecográfica cervical se utilizase como único método para elegir el agente de inducción, la proporción de mujeres que recibirían prostaglandinas se podría reducir a la mitad⁵⁵. Esta afirmación se considera de gran trascendencia clínica ya que la innecesaria administración de prostaglandinas ha demostrado aumentar la morbilidad neonatal y los costes del cuidado médico⁴⁷ al producir un aumento de la actividad miometrial debido a la hiperestimulación uterina.

Park y cols.⁴⁷ observaron también que en comparación con el Test de Bishop, la utilización de la longitud cervical en nulíparas a término para determinar como se debería realizar la inducción de parto, podría reducir la necesidad de administrar prostaglandinas en aproximadamente un 50% de los casos (75% vs. 36% $p < 0,0001$) cuando el valor de corte utilizado era menor o igual a 4 en el test de Bishop o mayor o igual a 28mm en la cervicometría. Todo ello sin efectos negativos en el resultado de la inducción, al no aumentar el fracaso de inducción, el tiempo del parto o el número de partos mediante cesárea.

El estudio de Bartha y cols.⁵⁵ tiene la limitación de presentar una muestra con un número limitado de casos y la inclusión de un grupo heterogéneo de pacientes en lo referente a la paridad. Sin embargo, el estudio de Park y cols.⁴⁷ incluye una muestra homogénea de 154 mujeres con gestaciones únicas, lo que aumenta el interés de las conclusiones obtenidas.

1.4 INDICACIONES DE INDUCCIÓN DE PARTO

Las indicaciones consensuadas en la actualidad para llevar a cabo una inducción de parto se pueden dividir en:

<i>Complicaciones maternas o fetales⁵⁶</i>	<i>Indicación “social” o “geográfica”</i>
Embarazo post término	Riesgo de parto precipitado
Rotura prematura de membranas a término y pretérmino	Distancia del hogar al centro de referencia
Estados hipertensivos del embarazo (preeclampsia, eclampsia y síndrome HELLP)	
Diabetes mellitus materna	
Restricción del crecimiento fetal	
Embarazo gemelar	
Corioamnionitis	
Desprendimiento prematuro de placenta	
Muerte fetal intraútero	

Tabla 2: Indicaciones de inducción de parto

Las indicaciones de inducción de parto que se realicen, deben responder al motivo por el que se indican ya que se ha demostrado que cuando la indicación no es reconocible, la inducción de parto se asocia a un aumento significativo de la finalización de la gestación vía cesárea (RR 1,67; 95% IC 1,55-1,80)⁵⁷. También es importante el momento de la inducción, ya que el menor riesgo de resultados maternos y neonatales adversos como la taquipnea transitoria del recién nacido, sepsis neonatal, convulsiones neonatales, hipoglucemia, ictericia neonatal o una puntuación del Test de Apgar menor de 7 a los 5 minutos de vida del recién nacido, se ha demostrado que sucede entre la 38 y la 39 semanas de gestación⁵⁸.

La inducción de parto estaría contraindicada en las circunstancias que se refieren a continuación, debido a que los riesgos maternos y/o fetales asociados al parto vaginal y por lo tanto al hecho en sí de la inducción, son mayores a los riesgos asociados al parto mediante cesárea⁵⁹.

Cesárea anterior clásica o corporal
Embarazo tras rotura uterina
Embarazo tras incisión uterina transmural con entrada en la cavidad uterina
Infección activa por herpes
Placenta previa o vasa previa
Prolapso del cordón umbilical o procidencia persistente del cordón
Situación transversa del feto
Cáncer invasor de cérvix

Tabla 3. Contraindicaciones para la inducción de parto

1.4.1 Gestación cronológicamente prolongada

El motivo más frecuente de inducción de parto es la hiperdatia o gestación cronológicamente prolongada. Al- Shaikh y colbs.⁶⁰ corrobora esta afirmación en un estudio en el que se indujo el parto a 564 mujeres. La prevalencia de la inducción de parto en su estudio fue del 16%. El parto vaginal se consiguió en 472 pacientes (84%), siendo la causa más común de inducción la gestación cronológicamente prolongada en 171 (31%) de los casos.

La definición internacionalmente recomendada de gestación prolongada, aprobada por la Organización Mundial de la Salud (OMS) en 1997, fue la de una edad gestacional \geq a 42 semanas completas o más de 294 días. Esta definición fue ratificada, en su momento por el Colegio Americano de Obstetricia y Ginecología (ACOG) en la Federación Internacional de Ginecología y Obstetricia (FIGO)^{61,62}. Sin embargo en 2013 la ACOG modificó dicha definición dictando que gestación cronológicamente prolongada se refería a aquella gestación alcanzan la semana 41 (287-293 días)⁶³ con el objetivo de disminuir el riesgo fetal derivado de la prolongación de la gestación más allá de la semana 42.

Cuando la gestación alcanza estas semanas y no se ha producido el parto, se propone la inducción de parto, ya que varios estudios retrospectivos han confirmado que la

prolongación de la gestación más allá del término se acompaña de un riesgo incrementado de distress fetal, perinatal y de mortalidad neonatal⁶⁴⁻⁶⁶. En la misma línea de trabajo, varios autores intentaron comparar el manejo expectante de la gestación frente a la inducción, concluyendo que esta última se asocia con una substancial reducción de la mortalidad perinatal⁶⁷⁻⁶⁹. También se ha demostrado que las gestaciones post-término se asocian a un aumento de riesgo de complicaciones maternas⁶⁵ como la existencia de partos distócicos y traumatismos obstétricos.

A pesar de todo esto, la inducción de parto no está exenta de riesgos^{70,71} por lo que Freeman y cols.⁷² proponen que la gestación cronológicamente prolongada pueda ser manejada de manera expectante ya que al inducir, Oros y cols.⁷³ demostraron que aumentaba tanto la estancia media hospitalaria, como la necesidad de parto por cesárea debido a un fracaso de inducción. Rao y cols.⁷⁴ también afirmaron en su estudio que si en gestaciones prolongadas se mantuviera una política expectante durante 7-10 días, el parto espontáneo se produciría en más del 80% de los casos a lo largo de ese periodo de tiempo, lo que reduciría substancialmente la proporción de inducciones por hiperdatia.

Cuando se decide inducir a una gestante por hiperdatia hay que valorar, como en el resto de indicaciones de inducción, el grado de maduración cervical mediante el test de Bishop y/o la cervicometría. Se ha observado que ambas tienen la misma capacidad de predecir el tiempo de inicio de parto. En mujeres nulíparas que presentan gestación cronológicamente prolongada, el uso de modelos de regresión logística que incluyen el test de Bishop y la longitud cervical, han permitido una mejor predicción del inicio de parto en menos de 24 horas frente al uso del test de Bishop por sí sólo⁷⁵.

1.4.2 Fetos Pequeños para la Edad Gestacional (PEG)

La clasificación de Pequeños para la Edad Gestacional (PEG) fue descrita en 1995 por el comité de expertos WHO (World Health Organization) como fetos por debajo del percentil 10 con respecto a una población específica acorde la edad gestacional, género y peso^{76,77}. La principal característica de estos fetos es que en ellos no se describen signos de insuficiencia placentaria como se puede reflejar en la normalidad del Doppler de la arteria umbilical⁷⁸.

En un estudio realizado en 2010⁷⁹ se estimó que el 27% de todos los nacimientos mundiales durante ese año fueron fetos PEG, lo que viene a representar un total de 32,4 millones de nacimientos. La prevalencia de los fetos PEG en los distintos países estudiados se refleja en la Figura 4. En el estudio analizado la mayor parte de estos fetos nacieron en países como India, Pakistan, Nigeria y Bangladesh.

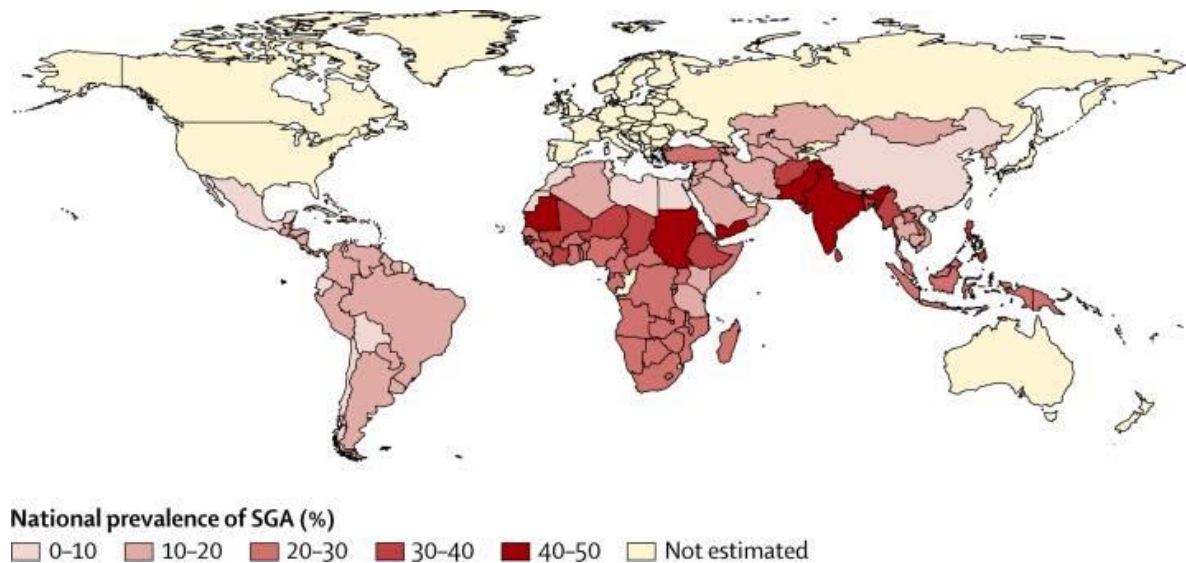


Figura 4. Prevalencia de nacimientos de fetos PEG en países con ingresos bajos y moderados (138 países)⁷⁹.

En Europa se describen hasta 600.000 casos de fetos PEG entre los 6.000.000 nacimientos acontecidos de media cada año, representando hasta el 50% de las muertes perinatales en los nacidos pretérmino así como el 20% en los nacidos a término. En Estados Unidos, el Instituto Nacional de Salud y Nutrición informó en un estudio publicado en 2005, de una prevalencia de fetos PEG del 8,6% del total de nacidos vivos^{80,81}.

Respecto a las causas que dan lugar a que un recién nacido presente una restricción del crecimiento tal que derive en la existencia de un feto PEG, pueden agruparse en fetales, maternas, placentarias y ambientales⁸². En ocasiones no es posible determinar el origen de la restricción del crecimiento fetal, aun desplegando todos los medios técnicos disponibles.

Causas fetales:

- Anomalías cromosómicas (monosomías, trisomías, deleciones, cromosoma en anillo).
- Defectos genéticos (acondroplasia, S. de Bloom, etc.).
- Malformaciones congénitas (cardíacas, renales, etc.).
- Gestación múltiple.

Causas maternas:

- Edad superior a 35 años.
- Talla y peso bajos.
- Malformaciones uterinas.
- Paridad (nulípara, gran multípara).
- Intervalo menor a 6 meses entre gestaciones.
- Antecedente de feto PEG.
- Malnutrición.
- Infecciones crónicas.
- Enfermedades crónicas (colagenopatías, insuficiencia renal).
- Hipertensión crónica o preeclampsia.
- Anemias, neumopatías y cardiopatías cianósicas (hipoxemia).

Causas placentarias:

- Defectos de implantación.
- Anomalías vasculares (arteria umbilical única, hemangioma).
- Infarto placentario.
- Desprendimiento placentario.
- Insuficiencia placentaria.

Causas ambientales:

- Altitud (hipoxia).
- Desnutrición o desequilibrio de nutrientes.
- Fármacos (anticoagulantes, anticonvulsivantes, antineoplásicos).
- Tabaco. Otros tóxicos (alcohol, opioides).
- Infecciones prenatales (TORCH, varicela, malaria, sífilis, enfermedad de Chagas, listeria, VIH).

La etiología del daño en estos fetos radica en que a lo largo de la gestación sufren momentos de dificultad en la extracción y transporte de oxígeno y nutrientes desde el espacio intervilloso placentario a la vena umbilical fetal⁸³. La baja suplencia de nutrientes y oxígeno aumenta el riesgo de hipoxia fetal en alrededor del 30% de los embarazos⁸¹, lo que hace que el feto desarrolle mecanismos de adaptación a la hipoxia crónica mediante la redistribución del flujo sanguíneo. La sangre fetal se dirige de forma selectiva hacia el ventrículo izquierdo por el foramen oval, favoreciendo la irrigación de órganos vitales como el cerebro y el corazón⁸⁴. Esto se conoce como la “Fase cardiovascular temprana”. Como consecuencia de esta adaptación se produce la “Fase cardiovascular compensatoria tardía”, la cual deriva en una disminución del flujo sanguíneo a la vena umbilical, lo que conlleva una disminución de la volemia fetal, una inadecuada perfusión de piel, del sistema músculo esquelético, pulmones, intestinos y de los riñones. La afectación renal explica el oligoamnios observado con frecuencia en estos fetos⁸⁴. Esta redistribución selectiva del flujo sanguíneo es mediada por la inervación alfa adrenérgica del feto⁸¹.

Los fetos PEG, a pesar de la existencia en la mayoría de los casos de un estudio Doppler normal de la arteria umbilical, presentan un riesgo mayor de mortalidad intrauterina en comparación con los fetos de similar edad gestacional sin alteraciones del crecimiento. Esto se debe a la progresiva la insuficiencia útero-placentaria que se agrava a lo largo de la gestación, incrementando la resistencia placentaria y pudiendo llegar incluso hasta producir la muerte fetal. Además en estos fetos se describe un mayor riesgo de distress fetal, hipotermia perinatal e hipoglucemia⁸⁵⁻⁸⁸, dificultad en el aprendizaje durante la educación escolar, problemas de expresión, déficits neurológicos y alteraciones del comportamiento⁸⁹⁻⁹². La evidencia sugiere que los individuos PEG sufren un fenómeno de “programación fetal”, lo que deriva en alteraciones cardiovasculares y metabólicas que persisten y se manifiestan en la edad adulta⁹³ como hipertensión, diabetes tipo 2 o enfermedad coronaria.

Debido al incremento del riesgo de muerte fetal y de resultado perinatal adverso en los fetos PEG, la inducción de parto se recomienda generalmente entre las semanas 37 y 38 de gestación^{94,95}. Sin embargo en ese momento de la gestación las condiciones cervicales maternas es muy poco probable que sean favorables⁹⁶, lo que aumentaría la probabilidad de que el parto se desarrolle mediante cesárea. Los resultados de estudios

previos en fetos PEG con Doppler de la arteria umbilical normal, han demostrado que la presencia de alteraciones en la onda de la arteria cerebral o en el ratio cerebroplacentario (RCP) incrementan el riesgo de un resultado perinatal adverso⁹⁷⁻¹⁰⁰, distress fetal, acidosis neonatal¹⁰¹ y cesárea urgente por Riesgo de Pérdida de Bienestar Fetal (RPBF)¹⁰². De hecho, la valoración del Doppler cerebral fetal se está utilizando de manera habitual en el manejo clínico de la restricción del crecimiento y su empleo, ha sido recomendada en varias guías recientemente publicadas^{94,103,104}. Un número cada vez mayor de estudios han demostrado que el RCP es un predictor más precoz y sensitivo del resultado perinatal adverso y de la acidosis neonatal que los valores de la arteria umbilical o de la arteria cerebral media por si solos^{105,106}. Sin embargo, estos estudios no tuvieron en cuenta las condiciones cervicales maternas al inicio de la inducción de parto, siendo bien conocido que son el mayor determinante del éxito de una inducción¹⁰⁷. El único estudio que ha valorado, hasta el momento, las condiciones cervicales al inicio de la inducción ha sido el estudio “Disproportionate Intrauterine Growth Intervention Trial At Term“(DIGITAT)¹⁰⁸. Este estudio ha informado que las condiciones cervicales son el indicador óptimo para decidir el momento en que se realiza la inducción de parto, sin embargo durante el análisis final del estudio no se tuvo en cuenta el resultado del Doppler cerebral fetal.

1.5 FACTORES RELACIONADOS CON LA CESÁREA TRAS INDUCCIÓN DE PARTO

El parto por cesárea es uno de los procesos quirúrgicos más comunes en la obstetricia moderna con una incidencia de aproximadamente el 30% de todos los nacimientos en los Estados Unidos a comienzos del siglo XXI¹⁰⁹. Aunque hoy en día la cesárea es un procedimiento quirúrgico razonablemente seguro, una cesárea urgente intraparto aumenta el riesgo de morbilidad y mortalidad materna, además de suponer un trauma psicológico para la madre (estrés postraumático) en comparación con una cesárea programada¹¹⁰⁻¹¹³. De hecho, la cesárea urgente se ha relacionado con el doble de riesgo de parálisis cerebral fetal, mientras que se no se encontró asociación significativa entre la cesárea electiva y esta patología fetal¹¹⁴. Por ello, las mujeres con alto riesgo de finalización de la gestación vía cesárea intraparto deberían ser identificadas durante el

periodo antenatal¹¹⁵, por ejemplo, mediante la realización de una ecografía básica en gestaciones prolongadas, lo que podría identificar problemas tales como la existencia de presentación de nalgas, que pueden verse beneficiadas de una cesárea electiva¹¹⁶.

Comparado con el inicio espontáneo de parto, la inducción se complica con un aumento de la tasa de cesárea^{3,4} en alrededor del 20% de las ocasiones⁵. Por eso, diversos autores han tratado de identificar las características maternas y/o fetales que aumentan el riesgo de que la inducción de parto finalice en cesárea. Las características maternas principalmente asociadas son la nuliparidad (OR: 1,58; 95% IC 1,09-2,32; $p = 0,01$) y la existencia de un índice de masa corporal materno alto ($p = 0,01$)⁶⁰. De hecho un estudio reciente ha valorado el riesgo de finalización de la gestación mediante cesárea en función del índice de masa corporal materno al inicio de la gestación evidenciándose un aumento del riesgo de cesárea entre las pacientes que presentaban sobrepeso (IMC 25-29,9 kg/m²) y obesidad (IMC >30 kg/m²) (OR = 1,23 (1,04-1,47) y OR = 1,95 (1,61-2,36) respectivamente)¹¹⁷, con respecto aquellas que presentaban un peso normal. Sebire y colbs.¹¹⁸ afirman en su estudio que el IMC aumenta no solo el riesgo de cesárea, sino también la necesidad de inducción de parto. A pesar de estos datos, Miejer- Hoogveen y colbs.¹¹⁹ tras realizar un análisis de regresión logística en nulíparas, consideran que sólo la longitud cervical medida en la posición horizontal es un factor predictor significativo de la necesidad de cesárea (OR: 1,14; 95% IC, 1,02–1,27). En esta misma línea, Rane y colbs.⁴⁹ describen que la existencia de una cervicometría mayor de 20mm se considera un factor de riesgo independiente de parto por cesárea. En su estudio afirman que la probabilidad de cesárea aumenta alrededor de un 10% con cada incremento de 1mm en la longitud cervical por encima de 20mm, con una odds un 75% menor comparada con nulíparas con la misma longitud cervical²⁰. Smith y colbs.¹²⁰ también refieren que la existencia de una longitud cervical larga en la mitad el embarazo de primigestas, se asocia con un aumento del riesgo intraparto de cesárea por no progresión de parto (NPP). De hecho, la probabilidad de cesárea aumenta conforme es mayor la longitud cervical, siendo de un 18,4% cuando el cervix mide entre 31 y 35 mm., 21,7% de 36 a 39 mm. y 25,7% cuando la cervicometría es de entre 40 a 67 mm. ($p < 0,001$). Otro factor materno estudiado es la raza, llegando a la conclusión que el riesgo de cesárea es mayor en mujeres de raza negra que en caucásica después de la corrección del resto de variables¹²¹. Por último, Kim y colbs.¹¹⁵ realizaron un estudio sobre nulíparas en la semana 37 de gestación obteniendo como resultados que la edad

materna, el peso, el perímetro abdominal fetal y el peso fetal estimado, en conjunto, eran los parámetros más importantes relacionados con la predicción del riesgo de cesárea.

Con todo esto se puede resumir que la probabilidad de parto espontáneo es mayor en multíparas que en nulíparas y está inversamente relacionado con el IMC materno y la longitud cervical⁷⁴.

1.6 IMPLICACIONES ECONÓMICAS DE LA INDUCCIÓN DE PARTO.

La valoración económica de la inducción aporta información importante en la evaluación del impacto de la práctica obstétrica en la utilización de los limitados recursos sanitarios. La repercusión económica de cada tipo de parto y la utilización de los recursos ya han sido objeto de estudio en la literatura científica¹²²⁻¹²⁴ aunque la mayoría de los artículos comparan exclusivamente el coste del parto por cesárea frente al parto vaginal. De estos estudios se obtiene la conclusión que la cesárea es económicamente más costosa debido principalmente al incremento de la morbilidad materna y de la estancia hospitalaria. Sin embargo, estas estimaciones de costes no tienen en cuenta otros costes específicos relacionados con la inducción como son los gastos relacionados con el personal de enfermería, auxiliares, pediatras, anestesistas y obstetras, además de otros gastos subrogados como el empleo del material hospitalario (incluyendo fármacos, material estéril de quirófano o paños estériles), el desgaste de las instalaciones hospitalarias y la consiguiente necesidad de reparación, así como gastos a largo plazo, asociados a las posibles consecuencias de cada tipo de parto en la salud de la mujer¹²³⁻¹²⁵.

La recopilación de información sobre el coste real y las implicaciones económicas de cada tipo de parto tras inducción resulta dificultosa porque la información institucional disponible se registra como Grupos Diagnósticos o datos administrativos, lo que impide la existencia de una información de alta calidad sobre los diferentes escenarios clínicos,

al, por ejemplo, no permitir diferenciar el coste del inicio espontáneo de trabajo de parto con respecto a la inducción¹²².

En 2013, se publicó un estudio que analizaba todos los artículos publicados hasta el momento en relación con el coste de cada tipo de parto y los elementos relacionados en el hecho de nacer¹²⁶. Dos de los principales autores implicados en el análisis del coste de cada tipo de parto son Comas y cols.¹²⁷ y Allen y cols.¹²². El primero creó un análisis de regresión multivariante para examinar los datos hospitalarios existentes sobre el coste de cada tipo de parto. Concluyó que la media de coste de parto por cesárea fue de 5815€, 4064€ era el precio medio de cada parto instrumentado mientras que el parto espontáneo ascendía a 3682€. Entre 2005 y 2006, Allen y cols.¹²² llevaron a cabo un estudio sobre el coste económico, tanto si el inicio de parto se producía mediante inducción como de forma espontánea, concluyendo que el coste de la inducción (5575\$) era superior al coste del inicio espontáneo de parto (5343\$). Otros autores que han tenido en cuenta el coste del parto en relación con la inducción inciden en el hecho de que inducir a las 41 semanas, frente a mantener una actitud expectante, es coste efectivo sobre todo en mujeres nulíparas con condiciones cervicales favorables^{125,128}.

Tras el análisis de la literatura existente en relación con el coste de la inducción y cada tipo de parto se puede concluir que existe un amplio terreno por explorar y definir, de cara a actuar en cada momento de la manera más correcta en relación con el curso clínico de la gestación pero también teniendo en cuenta el coste de cada actuación para que ésta sea lo más eficiente posible.

.....**2. HIPÓTESIS**

Principal

El resultado perinatal y el coste económico están relacionados con las condiciones cervicales maternas al inicio de la inducción del parto.

Secundarias

1. La inducción de parto se asocia a un mayor riesgo de finalización de la gestación vía cesárea.
2. El cálculo del test de Bishop y la medición de la longitud cervical por ecografía al inicio de la inducción de parto son dos técnicas altamente reproducibles para exploradores sin experiencia en Obstetricia y Ginecología.
3. La inducción de parto implica un incremento del gasto económico frente al inicio del parto espontáneo.
4. Las condiciones cervicales maternas mejoran la capacidad predictiva de estudio Doppler fetal para el resultado perinatal tras inducción del parto en fetos PEG a término.
5. Las condiciones cervicales maternas se relacionan con el resultado perinatal y el coste económico en la inducción del parto por gestaciones a término tardío (41 semanas).

.....**3. OBJETIVOS**

Principal

Evaluar la capacidad del test de Bishop y la medición de la longitud cervical mediante ecografía transvaginal para predecir el resultado perinatal y coste económico al inicio de la inducción del parto.

Secundarias

1. Evaluar la reproducibilidad de la valoración de las condiciones cervicales maternas al inicio de la inducción de parto mediante el Test de Bishop y la medición de la longitud cervical mediante ecografía transvaginal, por observadores sin experiencia clínica.
2. Estimar los costes asociados a la inducción de parto atendiendo a los diferentes escenarios clínicos posibles en un hospital universitario de tercer nivel asistencial.
3. Valorar si las condiciones cervicales maternas al inicio de la inducción de parto mejoran la capacidad predictiva del Doppler fetal sobre el resultado perinatal en fetos PEG a término.
4. Evaluar las variables clínicas relacionadas con resultado perinatal y del coste económico asociados a la inducción de parto en gestaciones a término tardío (41 semanas).

.....**4. METODOLOGÍA**

4.1 TIPO DE ESTUDIO

Al tratarse de una tesis por compendio de publicaciones, se diseñaron cuatro proyectos diferentes para poder responder a las hipótesis y objetivos previamente descritos.

Para el desarrollo de los proyectos 1, 2 y 4, se diseñó un estudio de cohortes prospectivo con todas las inducciones acontecidas en el Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa de Zaragoza, España, desde Mayo de 2010 hasta Noviembre de 2013. Dadas las características de las pacientes seleccionadas para el tercer proyecto, inducción en fetos PEG, diseñamos un estudio de cohortes retrospectivo en el que se incluyeron todos los casos consecutivos de inducción por este motivo en el Hospital Clinic de Barcelona y en el Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza, España, entre Marzo de 2007 y Noviembre de 2013.

4.1.1 Selección de la muestra

Las pacientes a las que se indicaba la finalización de la gestación mediante inducción de parto eran invitadas a participar en el estudio en el momento del ingreso. A lo largo del tiempo, se fueron valorando diferentes parámetros en la población que aceptaba participar el estudio lo que ha permitido crear un compendio de publicaciones con diferentes análisis.

En el proyecto “Valoración cervical en el manejo de la inducción de parto: Fiabilidad de la longitud cervical y el test de Bishop determinados por residentes” (Proyecto1; Figura 5), las pacientes que iban a someterse a una inducción de parto en el Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza durante el mes de Mayo de 2010, 2011 y 2012, fueron invitadas a participar en el estudio. De las 136 pacientes elegibles en este periodo 16 rehusaron participar, por lo que el análisis final se realizó sobre un total de 120 gestantes. Tras el consentimiento otorgado por la paciente, dos facultativos realizaron un examen de la gestante de forma consecutiva, pero independiente. Las parejas de examinadores estaban formadas por un especialista en Medicina Materno-fetal (D.O) y un residente de primer año (D. G., R. G., E. M., C. P., E. G. y S. C.). El residente

acababa de iniciar su formación en la especialidad de Obstetricia y Ginecología, por lo que nunca había realizado el cálculo de Test de Bishop ni la medición de la longitud cervical mediante ecografía. Ambos procedimientos fueron explicados por el especialista antes de la exploración de cada paciente, mediante fotografías y el establecimiento de puntos guía anatómicos. Todas las medidas se llevaron a cabo durante una única exploración de forma consecutiva valorando primero la longitud ecográfica cervical y después el cálculo del Test de Bishop. El residente siempre fue el primero en valorar a la gestante, sin recibir ayuda del especialista durante su exploración. Cada explorador registró sus datos de forma individual por lo que éstos eran secretos para su compañero. Durante el estudio, solo se tuvieron en cuenta las evaluaciones realizadas por el especialista en relación al manejo de la inducción de parto. Todos los partos fueron atendidos por personal cualificado, independiente de los participantes en el estudio.

En el proyecto “Implicaciones económicas de la inducción de parto” (proyecto 2; Figura 5), se valoraron 430 pacientes que ingresaron para inducción de parto en el Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza, España, entre Noviembre de 2012 y Agosto de 2013. De las 430 pacientes que cumplían los criterios de inclusión en el estudio, 18 rehusaron participar, por lo que en el análisis final se tuvieron en cuenta 412 gestantes.

El cuarto proyecto “Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en gestación cronológicamente prolongada”, fue llevado a cabo en el Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza entre Noviembre de 2011 y Noviembre de 2013 sobre 245 pacientes que cumplieron los criterios de inclusión en el estudio; realización de inducción de parto dentro de la semana 41 de gestación (287-293 días) (Figura 5).

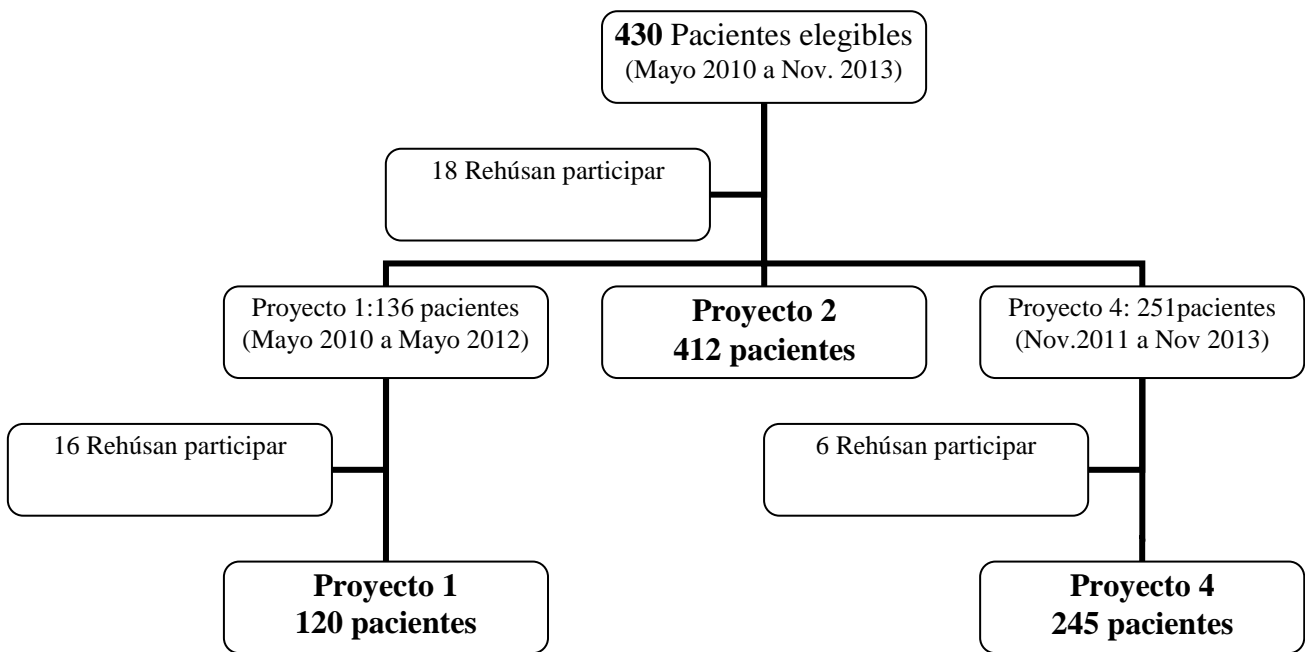


Figura 5. Relación de pacientes incluidas en los proyectos 1, 2 y 4.

En el proyecto “Estudio de las condiciones cervicales y el Doppler cerebral fetal como determinantes del resultado perinatal adverso tras la inducción de parto en fetos pequeños para la edad gestacional” se incluyeron todas las pacientes en las que se indicaba inducción de parto por la detección de un feto pequeño para la edad gestacional (percentil <10 según los estándares locales¹²⁹) con estudio Doppler de la arteria umbilical normal (Índice Doppler de la arteria umbilical por debajo del percentil 95¹³⁰). Estas pacientes fueron atendidas en el Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza y en el Hospital Clinic de Barcelona desde Marzo de 2007 hasta Noviembre de 2013 (Figura 6).

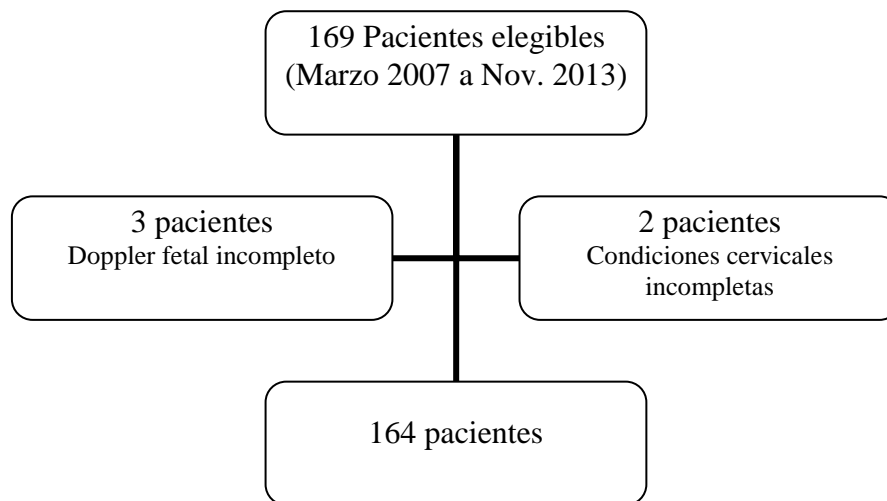


Figura 6. Relación de pacientes incluidas en el proyecto 3.

4.1.2 Cálculo del tamaño muestral

Calculamos el tamaño muestral necesario para alcanzar los objetivos de cada proyecto.

Proyecto 1: “Valoración cervical en el manejo de la inducción de parto: Fiabilidad de la longitud cervical y el test de Bishop determinados por residentes”.

Basándonos en estudios previos similares¹³¹ determinamos un tamaño muestral apropiado para alcanzar nuestros objetivos de al menos 115 pacientes.

Proyecto 2: “Implicaciones económicas de la inducción de parto”

Dadas las características del proyecto y basándonos en publicaciones previas¹²² calculamos que necesitábamos analizar al menos 341 pacientes para poder detectar diferencias mayores a 150 entre tres grupos, con un error alfa de 0,05 y una potencia del 0,9.

Proyecto 3: “Estudio de las condiciones cervicales y el Doppler cerebral fetal como determinantes del resultado perinatal adverso tras la inducción de parto en fetos pequeños para la edad gestacional”

Con una potencia fija de 0,8 y un error alfa determinado en 0,05, la muestra necesaria para encontrar diferencias superiores para la realización de cesárea tras inducción de parto en fetos PEG con y sin redistribución cerebral¹⁰² se estimó en 158 pacientes entre ambos grupos.

Proyecto 4: “Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en gestación cronológicamente prolongada”

De igual forma, el tamaño muestral necesario para poder detectar diferencias de al menos un 11% en la tasa de cesáreas tras inducción del parto en pacientes a las 41 semanas de gestación⁷³ de acuerdo con las condiciones cervicales desfavorables al ingreso, fue de 243 pacientes, con un error alfa de 0,05 y una potencia de 0,8.

4.1.3 Criterios de inclusión y exclusión

Para formar parte del proyecto las gestaciones inducidas debían ser de feto único. A las pacientes se les invitaba a leer la Hoja de Información sobre el proyecto “Creación de un modelo predictivo de cesárea y resultado perinatal tras la inducción de parto” y firmar el consentimiento (ANEXO 1) previamente a la inclusión en el estudio.

A continuación se describen los criterios de inclusión y exclusión de cada proyecto.

Proyecto 1: “Valoración cervical en el manejo de la inducción de parto: Fiabilidad de la longitud cervical y el test de Bishop determinados por residentes”.

- Criterios de inclusión: Gestantes que acudieron al Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza, España, para inducción de parto durante los meses de Mayo de 2010, 2011 y 2012.
- Criterios de exclusión: Gestaciones complicadas mediante rotura prematura de membranas, placenta previa, presentación de nalgas o gestación múltiple.

Proyecto 2: “Implicaciones económicas de la inducción de parto”.

- Criterios de inclusión: Gestantes que acudieron al Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza, España, para inducción de parto entre el 1 de Noviembre de 2012 y el 31 de Agosto de 2013.
- Criterios de exclusión: Gestaciones complicadas mediante rotura prematura de membranas, placenta previa, presentación de nalgas o gestación múltiple.

Proyecto 3: “Estudio de las condiciones cervicales y el Doppler cerebral fetal como determinantes del resultado perinatal adverso tras la inducción de parto en fetos pequeños para la edad gestacional”.

- Criterios de inclusión: Fetos PEG con Doppler normal a nivel de la arteria umbilical que ingresaban para inducción de parto en los Hospitales Clinic de Barcelona y Clínico Lozano Blesa de Zaragoza, España, entre Marzo de 2007 y Noviembre de 2013.
- Criterios de exclusión: Fetos que presentaban malformaciones congénitas, alteraciones cromosómicas o fetos en presentación de nalgas.

Proyecto 4: “Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en gestación cronológicamente prolongada”.

- Criterios de inclusión: Pacientes que ingresan en el Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza, España para la realización de una inducción de parto dentro de la semana 41 de gestación (287-293 días) entre noviembre de 2011 y Noviembre de 2013.
- Criterios de exclusión: Gestaciones complicadas mediante rotura prematura de membranas, placenta previa, presentación de nalgas o gestación múltiple

4.2 PROTOCOLO EXPLORATORIO

La evaluación y registro de las variables utilizadas en el estudio se realizó de forma individualizada en cada caso por un residente de Obstetricia y Ginecología supervisado por un facultativo especialista de área en el momento del ingreso de la paciente.

Las variables a estudio se dividieron en sociales, reproductivas y resultado.

A. Sociales.

- Fecha de nacimiento materna (fecha).
- Origen étnico materno (variable categórica): Europa, África, Asia, Magreb, Sudamérica, Otros.
- Consumo de tabaco durante la gestación (variable continua): cigarrillos/día.
- Peso materno al inicio de la gestación (variable continua): kilogramos
- Talla materna (variable continua): centímetros.

B. Reproductivas.

- Fecha de última regla por ecografía (fecha).
- Paridad (variable discreta): número de gestaciones totales, número de abortos, partos, cesáreas.
- Motivo de la inducción (variable categórica): Hiperdatia, Diabetes Insulino dependiente, Preeclampsia, Polihidramnios, Oligoamnios, PEG, Macrosoma, Otros.
- Cálculo del Test de Bishop (variable discreta): De 0 a 10 puntos.
- Medición de la longitud cervical por ecografía (variable continua): Milímetros. La medición se realiza en tres ocasiones consecutivas.
- Administración de Prostaglandinas E2 (variable binaria): si/no.
- Doppler de la arteria umbilical normal (Índice Doppler de la arteria umbilical por debajo del percentil 95¹³⁰) (variable binaria): si/no.

C. Resultado.

- Tipo de parto (variable categórica): Espontáneo, Fórceps, Ventosa, Cesárea.

- Motivo del parto acontecido (variable categórica): Riesgo de pérdida de bienestar fetal (RPBF), desproporción pélvico cefálica (DPC), no progresión de parto (NPP), expulsivo prolongado, fracaso de inducción (FI).
- Horas de inducción de parto (variable continua): horas.
- Minutos de inducción de parto (variable continua): minutos.
- Complicaciones maternas intraparto (variable categórica): Desgarro vaginal, desgarro perineal de I, II, III, IV grado.
- Complicaciones maternas post parto (variable categórica): Seroma, infección de la herida quirúrgica, tristeza puerperal, anemia post parto, cefalea post-punción.
- Estancia de la gestante en el hospital (variable continua): días.
- Tipo de analgesia empleada durante el parto (variable categórica): Epidural, intradural, general, local, pudendos, sin anestesia.
- Sexo del Recién Nacido (variable binaria): hombre/ mujer.
- Peso del Recién Nacido (variable continua): gramos.
- Apgar en el minuto 1 y 5 de nacimiento (variable continua).

En todos los proyectos, la valoración de las condiciones cervicales se llevó a cabo mediante una exploración vaginal (calculo del Test de Bishop) y una ecografía (medición de la longitud cervical). Para la ejecución de ambas técnicas, cada gestante fue examinada en posición de litotomía tras invitarle a vaciar su vejiga.

Para realizar la medición de la longitud cervical, la sonda vaginal se introdujo de forma cuidadosa dentro de la vagina hasta que el cuello era claramente visible, teniendo cuidado de no realizar presión con la sonda sobre el mismo. La medida cervical obtenida fue considerada correcta cuando se visualizaba la longitud del canal cervical por completo y no había diferencias en el tamaño del diámetro del labio cervical anterior y posterior³⁹. La longitud cervical se calculó como la media de tres medidas consecutivas, siendo todas ellas realizadas de manera consecutiva durante una única exploración³⁸.

Tras la medición de la longitud cervical por ecografía se valoraban los cinco parámetros de la puntuación del Test de Bishop mediante exploración vaginal a la gestante. Un resultado en el Test de Bishop por debajo de 2 se consideró como muy desfavorable⁷. La inducción y el manejo del parto se llevaron a cabo según los

protocolos clínicos habituales²⁷. En aquellos casos en los que la puntuación del Test de Biahop fue menor 6, la maduración cervical se realizó utilizando prostaglandinas (Propess®, Ferring S.A.U. España) durante un máximo de 24 h, de acuerdo con las instrucciones del fabricante. La inducción se llevó a cabo mediante la ruptura de las membranas amnióticas y oxitocina intravenosa en aquellas pacientes que presentaban el antecedente personal de cesárea anterior, la puntuación Bishop era mayor a 6, se demostraba la presencia de contracciones uterinas regulares de forma espontánea o se había realizado la maduración cervical durante 24 horas.

La valoración del bienestar fetal se obtuvo de la observación del registro cardiotocográfico. Se indicó la realización de una cesárea por distress fetal cuando el patrón de registro era anormal, confirmándose el compromiso fetal mediante la existencia de un ph de calota fetal alterado, es decir, por debajo de 7,20. Cuando las condiciones cervicales maternas no permitían la realización de la toma de ph de calota fetal, se indicaba la realización de una cesárea tras la existencia de un patrón cardiotocográfico alterado mantenido durante 10 minutos a pesar de la administración intravenosa de ritodrine (200gr/min.).

4.3 RECOGIDA Y ANÁLISIS DE DATOS

Todos los datos analizados fueron obtenidos de los registros clínicos informatizados del Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa (HP Doctor 2.21, Hewlett-Packard Española S.A.), cumplimentado por los facultativos durante el ingreso y alta de las pacientes de las Unidades de Obstetricia y Neonatología. Se revisaron los datos estadísticos de la madre (personales y gestacionales), del ingreso hospitalario y los datos referentes al resultado perinatal.

Para la elaboración de la base de datos se utilizó el programa Microsoft Office Excel 2007. El análisis estadístico de los resultados ha sido realizado utilizando el programa SPSS versión 20.0 (SPSS Inc., Chicago, United States).

Proyecto 1: “Valoración cervical en el manejo de la inducción de parto: Fiabilidad de la longitud cervical y el test de Bishop determinados por residentes”.

En el estudio de reproducibilidad inter e intraobservador, dos facultativos examinaron a las pacientes de forma consecutiva pero independiente. Estas parejas estaban formadas por un especialista en Medicina Perinatal y un residente de primer año durante el primer mes de residencia en Obstetricia y Ginecología en el Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza. Este residente no había tenido contacto previo con la técnica de cálculo del Test de Bishop ni con la medición cervical por ecografía transvaginal. Previamente a las exploraciones cada residente fue instruido, mediante fotografías, en la forma correcta de valoración cervical ecográfica mediante puntos guía. Para el estudio de la reproducibilidad intra e interobservador se utilizaron el coeficiente de variación (COV)¹³¹ y el Coeficiente de Correlación Intraclass (CCI). El COV se representa como la desviación estándar (DE) dividido para la media de las medidas, expresado como porcentaje. Un COV inferior al 10% fue considerado como reproducible. Cuando los valores fueron inferiores al 6% el resultado se consideró como altamente reproducible. La interpretación del CCI utilizada fue la siguiente: fiabilidad ligera para valores entre 0 y 0,2; fiabilidad justa para valores entre 0,21 y 0,4; fiabilidad moderada para valores entre 0,41 y 0,6; fiabilidad substancial para valores entre 0,61 y 0,8 y fiabilidad casi perfecta para valores de CCI superiores a 0,81¹³². La longitud cervical por ecografía fue representada según el método de Bland-Altman⁴³.

Proyecto 2: “Implicaciones económicas de la inducción de parto”.

En el segundo proyecto, la evaluación económica fue llevada a cabo siguiendo la metodología previamente descrita por Allen y cols.¹²². Los costes del proceso fueron expresados en Euros (€). Este estudio se centra en el análisis de los costes directos, ya que éstos han demostrado ser los directamente relacionados con el cuidado de la madre y el recién nacido. En el análisis económico realizado también se tuvo en cuenta la duración del ingreso hospitalario y la estancia en las unidades de cuidados intensivos tanto por la madre como por el recién nacido, los honorarios de los facultativos (obstetras, pediatras y anestesiastas), el tiempo en horas empleado por cada profesional de enfermería y auxiliar en la unidad de dilatación y paritorios, y la utilización de la técnica de anestesia epidural. El coste relacionado con el equipamiento hospitalario

como la medicación necesaria o el material quirúrgico empleado fue obtenido de la Central de Compras y Suministros del Hospital Clínico Lozano Blesa. En términos de honorarios del personal, el salario de cada profesional fue idéntico para todos los tipos de parto. La media del tiempo empleado por cada profesional en cada paciente también fue calculada y analizada. Los datos relacionados con el salario de cada profesional fueron obtenidos del Departamento de Gestión del Hospital Clínico. Estos datos incluían el valor del sueldo base, a lo que había que añadir los extras establecidos por el convenio laboral debido a nocturnidad, fin de semana y vacaciones. La morbilidad materna y neonatal también fue tomada en cuenta lo que permitió estimar el coste relacionado con el resultado perinatal y materno a corto plazo.

Proyecto 3: “Estudio de las condiciones cervicales y el Doppler cerebral fetal como determinantes del resultado perinatal adverso tras la inducción de parto en fetos pequeños para la edad gestacional”.

El estudio sobre la indicación de inducción en fetos PEG, se llevó a cabo de forma simultánea en el Hospital Clínico Lozano Blesa de Zaragoza y el Hospital Clinic de Barcelona entre Marzo de 2007 y Noviembre de 2013. En ese tiempo se valoraron fetos PEG (fetos con peso fetal estimado por debajo del percentil 10¹²⁹) cuyo estudio Doppler de la arteria umbilical (AU) fue normal (índice de pulsatilidad [IP] de la arteria umbilical por debajo del percentil 95¹³⁰). El RCP se calculó como la diferencia entre el IP de la arteria cerebral media (ACM) y el IP de la arteria umbilical. El percentil 5 fue considerado como el punto de corte utilizado para definir al IP de la ACM y el RCP como anómalos¹³³. Las condiciones cervicales se valoraron utilizando el Test de Bishop²⁸. Se definió como cervix muy desfavorable aquellos cuellos cuya puntuación del Test de Bishop se encontraba por debajo de 2⁷. La asociación entre la puntuación del Test de Bishop, el Doppler cerebral anormal y el riesgo de cesárea urgente RPBF se realizó mediante un análisis de regresión logística ajustado al peso fetal estimado y la edad gestacional al nacimiento. Se creó un modelo predictivo de cesárea urgente por RPBF mediante el empleo de un Árbol de decisión (SPSS 20.0). Este Árbol se desarrolló utilizando el método CHAID (Quick, Unbiased and Efficient Statistical Tree), que genera árboles de decisión binarios con el valor de p 0,005 (Bonferroni ajustado).

Proyecto 4: “Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en gestación cronológicamente prolongada”.

En el cuarto proyecto un obstetra experimentado fue el responsable del manejo de la inducción. Las condiciones cervicales fueron valoradas al ingreso de cada paciente utilizando la puntuación Bishop²⁸ y la medida de la longitud cervical. Se definió “cervix muy desfavorable” como aquel que obtenía una puntuación del Test de Bishop $<2^7$. La inducción y el manejo del parto se llevaron a cabo según los protocolos clínicos habituales¹³⁴. La estancia hospitalaria en partos espontáneos o instrumentales fue de dos días mientras que las cesáreas, sin complicaciones, permanecieron entre 3 y 4 días en el hospital. La evaluación económica se llevó a cabo siguiendo los métodos previamente descritos por Allen y cols.¹²². El coste del parto fue expresado en Euros. Solo los costes económicos directos fueron tenidos en cuenta; los costes relacionados con el uso y el suministro de equipos, así como los costes intangibles o psicosociales no fueron valorados. La t de Student y la de Chi-cuadrado de Pearson o el test de Fisher fueron utilizados de forma respectiva para comparar cuantitativa y cualitativamente los datos obtenidos. Se utilizó un árbol de decisión (SPSS 20.0) en forma de algoritmo de análisis y un modelo logístico para predecir la probabilidad de cesárea tras la inducción. El árbol de decisión se diseñó utilizando el método CHAID. Para determinar las variables que permitieron ayudar a discriminar el riesgo de cesárea también fue precisa la creación de un modelo logístico. El modelo final se seleccionó tras valorar en un modelo inicial todas las variables posibles incluidas en nuestra base de datos. Posteriormente las variables no significativas fueron eliminadas una a una. El análisis estadístico se realizó utilizando la versión de SPSS 20.0 (SPSS Inc. Chicago, IL, EEUU).

El valor de $p < 0,05$ (significancia estadística) fue considerado significativo para los análisis estadísticos de cada uno de los trabajos presentados.

El estudio está realizado en conformidad con los derechos del Tratado de Helsinki sobre la investigación con seres humanos y fue aceptado por el servicio de Obstetricia y Ginecología del Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa y el Comité Ético de Investigación Clínica de Aragón (CEICA) (ANEXO 2).

.....**5. RESULTADOS**

5.1 PROYECTO 1: “Valoración cervical en el manejo de la inducción de parto: Fiabilidad de la longitud cervical y el test de Bishop determinados por residentes”.

Los resultados de este proyecto han sido publicados en una revista internacional con factor de impacto de 1,091:

Garcia-Simon R, Oros D, Gracia-Cólera D, Moreno E, Paules C, Cañizares S, Gascón E, Fabre E. Cervix assessment for the management of labor induction: Reliability of cervical length and Bishop score determined by residents. J Obstet Gynaecol Res. 2014 Oct 10. doi: 10.1111/jog.12553.

Además los resultados de este proyecto se han presentados en diferentes congresos internacionales y nacionales:

XXII Congreso Mundial de Ecografía en Obstetricia y Ginecología (ISUOG). Copenhage. Dinamarca. 9-12 Septiembre 2012.

Póster electrónico (Publicado en Ultrasound in Obstetrics and Gynecology Volumen 40. Supl.1 Septiembre 2012. Wiley- Blackwell. ISSN 0960-7692) (ANEXO 3):

- *Cervix assessment at the beginning of labour induction: agreement of ultrasound length and Bishop score in the hands of first-year residents.* Gracia-CóleraD, García-Simón R, Oros D, Moreno E, Paules C, Fabre E.
- *Ultrasound assessment of cervical length in labour induction: prediction of maternal and perinatal outcome.* García-Simón R, Gracia-Cólera D, Oros D, Paules C, Moreno E, Fabre E.

XXXI Congreso de la Sociedad Española de Obstetricia y Ginecología. Sevilla. 17 – 20 de Mayo 2011 (ANEXO 4).

Póster electrónico.

- *Reproducibilidad intra e inter observador de las condiciones cervicales mediante el test de Bishop y la ecografía vaginal en residentes de primer año.* García Simón R, Gracia Cólera D, Boillos Calvo MJ, Herraiz Esteban N, Orós López D, Fabre González E.

5.1.1 Población a estudio

Entre las 136 pacientes elegibles, 16 rehusaron participar en el estudio, lo que derivó en una tasa de aceptación del 88%. Un total de 120 mujeres fueron finalmente incluidas en el análisis.

5.1.2 Características clínicas de la población

La mayor parte de las 120 pacientes participantes en este estudio fueron de raza caucásica (82,5%) siendo el 47,5% nulíparas. La principal indicación de inducción fue la gestación cronológicamente prolongada con un 55% de los casos, seguido de la preeclampsia con un 16,6%. El porcentaje de pacientes que precisó de maduración cervical mediante prostaglandinas E2 fue del 80%. La mayor parte de las inducciones finalizaron en parto vaginal (67 casos; 55,8%) aunque hasta en 38 casos la gestación finalizó mediante cesárea (31,7%).

5.1.3 Resultados

La mediana de la puntuación del Test de Bishop y la media de la longitud cervical fueron similares para todos los observadores, lo que permite concluir que todos los subgrupos de pacientes incluidas tenían similares condiciones cervicales al ingreso (Tabla 4).

	<i>Especialista A n=120</i>	<i>Residente B n=21</i>	<i>Residente C n=15</i>	<i>Residente D n=25</i>	<i>Residente E n=21</i>	<i>Residente F n=19</i>	<i>Residente G n=19</i>
Bishop	3 (0-7)	3 (0-6)	3 (1-6)	3 (0-7)	3 (0-5)	3 (1-7)	3 (0-7)
Cervix (mm)	27,66 (9,98)	27,61 (9,28)	24,62 (11,18)	26,44 (9,63)	26,49 (8,28)	29,84 (8,91)	31,43 (10,76)

Tabla 4: Puntuación del Test de Bishop y medida de la longitud cervical para cada observador.

La medida de la longitud cervical y el cálculo del test de Bishop se consideraron altamente reproducibles cuando fueron llevadas a cabo por residentes de primer año. Sin embargo, la cervicometría mostró una reproducibilidad interobservador más alta, con valores de CCI por encima de 0,9 para todos los observadores. Los valores del coeficiente de variación para la medida de la longitud cervical también mostraron buena concordancia representando el 10% o menos en todos los residentes. Aunque el Test de Bishop fue también una técnica reproducible, los valores de CCI fueron inferiores que los obtenidos por la cervicometría (Tabla 5).

	<i>Concordancia A-B n=21</i>	<i>Concordancia A-C n=15</i>	<i>Concordancia A-D n=25</i>	<i>Concordancia A-E n=21</i>	<i>Concordancia A-F n=19</i>	<i>Concordancia A-G n=19</i>
Longitud cervical						
CCI	0,939 (0,849 – 0,975)	0,964 (0,894 – 0,988)	0,953 (0,894 – 0,979)	0,962 (0,902 – 0,985)	0,913 (0,774 – 0,966)	0,991 (0,975 – 0,996)
COV (%)	10,75 (6,18 – 15,32)	8,95 (4,87 – 13,03)	10,43 (6,62 – 14,24)	8,28 (5,04 – 11,52)	7,66 (4,29 – 11,02)	4,70 (2,74 – 6,66)
Bishop						
CCI	0,955 (0,890 – 0,982)	0,876 (0,631 – 0,958)	0,927 (0,834 – 0,968)	0,764 (0,418 – 0,904)	0,846 (0,602 – 0,941)	0,976 (0,938 – 0,991)
COV (%)	15,48 (0,25 – 30,70)	23,36 (8,30 – 38,42)	23,79 (4,79 – 42,79)	29,31 (13,48 – 45,15)	25,28 (15,95 – 34,60)	8,56 (1,94 – 15,18)

Tabla 5. Reproducibilidad del Test de Bishop y medición de la longitud cervical por ecografía (mm.)(IC 95%).

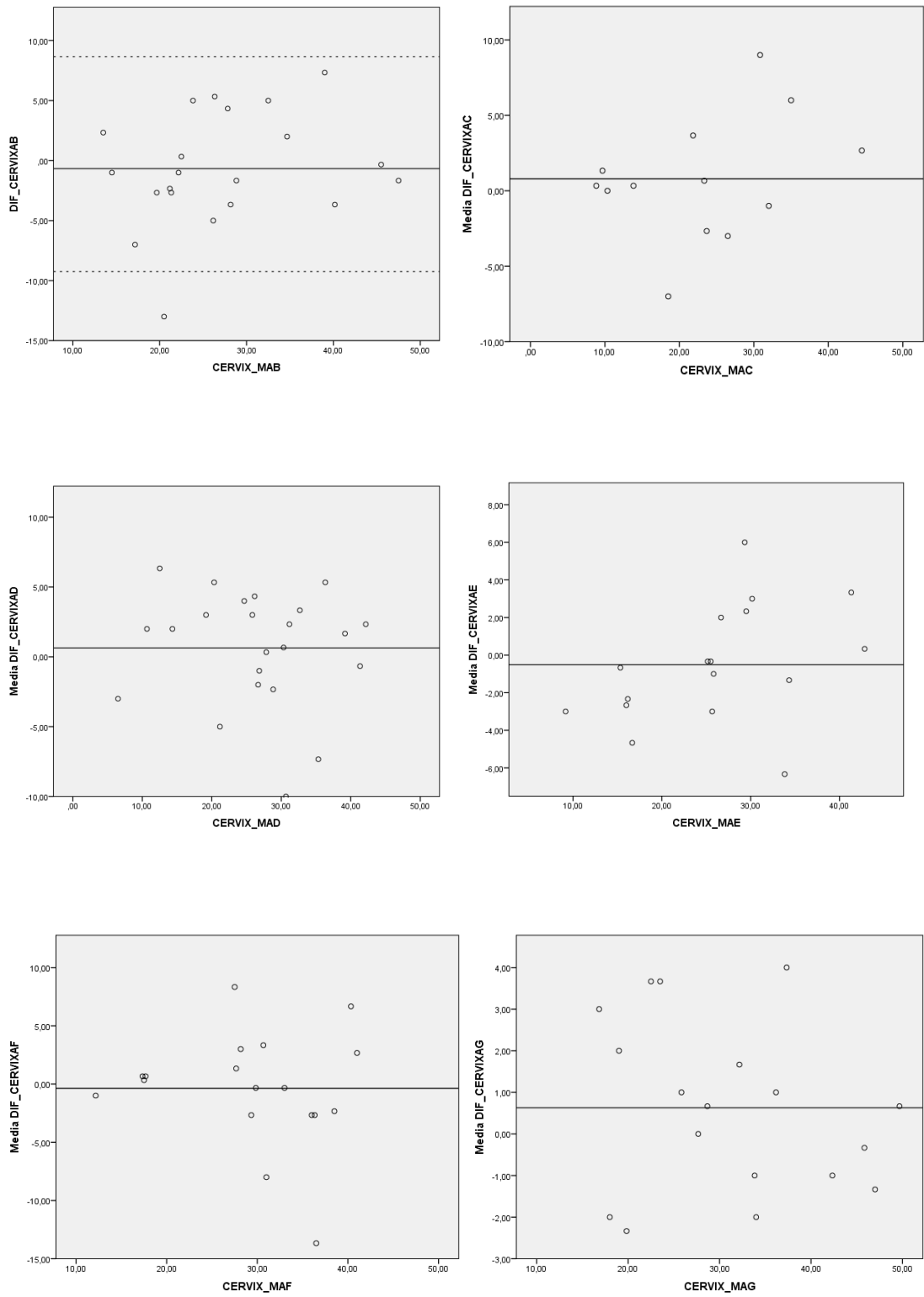


Figura 7. Bland-Altman relativo a la reproducibilidad de la medición de longitud cervical entre los residentes y el especialista en Medicina Materno fetal.

Al analizar mediante un gráfico de Bland–Altman la reproducibilidad entre cada pareja de observadores, se visualiza que todos tienen la misma reproducibilidad para la medición ecográfica excepto el último observador, quien exhibió una mejor concordancia con el especialista en medicina Materno-Fetal con respecto al resto de residentes (Figura 7).

5.2 PROYECTO 2: “Implicaciones económicas de la inducción de parto”

Los resultados de este proyecto han sido publicados en una revista internacional con un factor de impacto de 1,674.

Garcia-Simon R, Montañes A, Clemente J, Del Pino MD, Romero MA, Fabre E, Oros. Economic implications of labour induction. Int J Gynaecol Obstet. 2015 Dec 18. pii: S0020-7292(15)00736-5. doi: 10.1016/j.ijgo.2015.08.022.

Los resultados de este proyecto se han presentados en el XXXIII Congreso Nacional de la Sociedad Española de Ginecología y Obstetricia en Bilbao del 16 al 20 de Junio de 2015 (ANEXO 5).

Póster electrónico:

- *Implicaciones económicas de la inducción de parto.* R García-Simón; A Montañés; J Clemente; MD Del Pino; E Fabre; D Oros.

5.2.1 Población a estudio

Entre las 430 pacientes que cumplían los criterios de inclusión en el estudio, 18 rehusaron participar lo que derivó en una tasa de aceptación del 95,81%. En el análisis final se tuvieron en cuenta 412 pacientes.

5.2.2 Características clínicas de la población

La tabla 6 muestra las características demográficas y el resultado perinatal del total de la muestra de pacientes. Como era previsible, la existencia de condiciones cervicales desfavorables en el momento de ingreso para inducción de parto fue muy frecuente: la mediana de la puntuación del Test de Bishop fue de 2 (rango 0-8) y la media de la longitud cervical fue de 27,36 mm. (Desviación Estándar [DE]: 10,19). Por lo tanto, el 78,6% de las pacientes requirieron maduración cervical mediante prostaglandinas E2.

	Total (n=412)
Edad maternal al parto (años)	32,46 (±5,27)
Raza caucásica (%)	348 (84,5)
Tabaquismo (%)	61 (15,9)
Cesárea anterior (%)	27 (6,6)
Edad gestacional al ingreso (días)	284,05 (±20,18)
Prostaglandina E2 (%)	323 (78,6)
Anestesia epidural (%)	350 (78,6)
Puntuación Bishop al ingreso (mediana)	2 (0-8)
Longitud cervical al ingreso (mm.)	27,36 (±10,19)
Duración de la inducción (min.)	1294,63 (±734,38)
Estancia hospitalaria (días)	3,50 (±1,11)
Peso neonatal al nacimiento (g)	3385,10 (±521,20)
Neonato femenino (%)	203 (49,3)
Tasa de cesárea (%)	112 (27,2)
Cesárea por RPBF (%)	34 (8,3)
Cesárea por FI (%)	78 (18,9)
Ingreso neonatal (%)	43 (10,4)
pH arteria umbilical <7,10 (%)	8 (1,94)
Resultado materno adverso (%)*	31 (7,5)

Tabla 6. Características demográficas y resultado perinatal de las pacientes a estudio.

Los datos se expresan como media (DE), número (%), o mediana (rango).

*Resultado materno adverso: Desgarro perineal de tercer o cuarto grado, legrado puerperal, histerectomía postparto, ruptura de cicatriz de cesárea anterior, transfusión sanguínea o ingreso en unidad de cuidados intensivos.

5.2.3 Resultados

Como era previsible, cuando se compara neonatos inducidos por PEG con aquellos que fueron inducidos por otros motivos, los fetos PEG han presentado un peso significativamente menor al nacimiento (media de 2486,5g vs. 3385,1g; $p < 0,001$) y una mayor frecuencia de ingresos en la unidad de cuidados intensivos neonatales (32,5%

[13/40] vs. 10,4% [43/412]; $p < 0,001$). Las pacientes inducidas por alteraciones hipertensivas durante la gestación presentaron los peores resultados perinatales cuando se comparaban con las pacientes inducidas por otros motivos. Estas pacientes tenían una mayor incidencia de parto por cesárea (38,3% [18/47] vs. 27,2% [112/412]; $p = 0,042$), de acidosis neonatal (9,1% [4/44] vs. 2,3% [8/48]; $p = 0,022$), la mayor duración en tiempo de la inducción de parto (media $1629,7 \pm 879,7$ min. vs. $1294,63 \pm 734,38$ min.; $p = 0,021$) y la mayor duración de la estancia hospitalaria ($4,2 \pm 1,5$ días vs. $3,5 \pm 1,1$ días; $p < 0,001$).

Entre las 412 pacientes estudiadas el coste medio total calculado de la inducción, siguiendo la metodología previamente descrita por Allen y cols.¹²², fue de 3589,87€ (IC 95% 3475,13-3704,61). La tabla 7 resume los honorarios de cada estamento profesional. El salario medio incluye el sueldo base de cada profesional a lo que se han de sumar los incentivos por nocturnidad, vacaciones o fin de semana. La media de tiempo de cada profesional para cada intervención médica también ha sido estimada. Como se preveía, los gastos en personal representaron la mayor proporción de coste en el gasto final de la inducción de parto. El coste del ingreso hospitalario, los fármacos necesarios para la inducción, el tipo de parto y las complicaciones obstétricas también son descritos en esta tabla.

	<i>Costes estimados (€)</i>	<i>Tiempo estimado</i>
Maduración cervical e inducción de parto	566,98	
• Matrona	311,4	12 h
• Facultativo de Obstetricia	111,84	4 h
• Residente de Obstetricia	56,40	4 h
• Auxiliar de enfermería	31,96	2 h
• Medicación	55,38	
Anestesia epidural	246,38	
• Anestesista	55,92	2 h
• Enfermera de anestesia	74,04	3 h
• Medicación	116,42	
Parto vaginal espontáneo	94,76	
• Matrona	25,95	1 h
• Residente Obstetricia	14,10	1 h
• Residente Pediatría	7,05	30 min
• Auxiliar de enfermería	15,98	1 h
• Medicación	31,68	
Parto instrumentado	143,21	
• Matrona	25,95	1 h
• Residente de Obstetricia	14,10	1 h
• Facultativo de Obstetricia	27,96	1 h
• Facultativo Pediatría	13,98	30 min
• Residente Pediatría	7,05	30 min
• Auxiliar de enfermería	15,98	1 h
• Medicación	38,19	
Cesárea	534,22	
• Matrona	25,95	1 h
• Residente de obstetricia	28,20	2 h
• Facultativo de Obstetricia	55,92	2 h
• Enfermería	98,72	4 h
• Anestesista	83,88	3 h
• Enfermera de anestesia	74,04	3 h
• Facultativo Pediatría	13,98	30 min
• Residente Pediatría	7,05	30 min
• Auxiliar de enfermería	15,98	1 h
• Anestesia en cesárea	130,50	
Ingreso hospitalario		
• Ingreso hospitalario materno	677	Por día
• Materno en unidad de cuidados intensivos	1319	Por día
• Neonato en unidad de cuidados intensivos	669	Por día
Complicaciones maternas		
• Histerectomía postparto	177,90	
• Desgarro 3º y 4º grado	30,65	
• Transfusión sanguínea	225	
• Legrado postparto	97,42	

Tabla 7. Costes de personal, ingreso hospitalario, procedimientos médicos y medicación en gestantes que ingresan para inducción de parto.

También se ha realizado un análisis secundario según el tipo de parto (tabla 8), las condiciones cervicales al ingreso y la indicación obstétrica para realizar la inducción. La inducción que finalizó en cesárea fue significativamente más cara que aquella finalizada mediante parto espontáneo o instrumental (4830,45€ IC 95% 4623,13–5037,58; 3037,45€ IC 95% 2966,91–3179,99 y 3344,31€, IC 95% 3151,69–3536,93 respectivamente). También encontramos diferencias estadísticamente significativas entre los tres grupos de condiciones cervicales al ingreso. El coste total de las inducciones sobre pacientes con condiciones cervicales muy desfavorables al inicio de la inducción (Test de Bishop <2) frente a las favorables, fue casi de el doble. Tras realizar una corrección de Bonferroni, la inducción por preeclampsia fue significativamente más cara que el resto de causas analizadas (4347,32€; 95% IC, 3890,45 – 4804,18).

Total	<i>n</i>	<i>Coste medio (€)</i>	<i>IC 95% (€)</i>
	412	3589,87	3475,13 – 3704,61
Según el tipo de parto			
Parto espontáneo	241	3037,45	2966,91 – 3179,99
Parto instrumental	59	3344,31	3151,69 – 3536,93
Cesárea	112	4830,45	4623,13 – 5037,58
Según la puntuación Bishop al ingreso			
Muy desfavorable (<2)	112	4283,47	4063,06 – 4503,88
Desfavorable (2-5)	259	3432,59	3299,57 – 3565,61
Favorable (≥6)	41	2605,09	2327,38 – 2837,58
Según la indicación obstétrica			
PEG	40	3712,18	3319,30 – 4105,06
Diabetes gestacional	40	3482,54	3059,09 – 3905,99
Hiperdatia	247	3470,48	3344,83 – 3596,14
Preeclampsia	47	4347,32	3890,45 – 4804,18
Miscelánea	38	3413,25	3000,69 – 3825,82

Tabla 8. Coste total de la inducción

Por último se estimaron los costes segmentados de las diferentes fases de la inducción, estancia hospitalaria y morbilidad neonatal o maternal. La figura 8 muestra dichos costes en la muestra completa y en cada subgrupo. La estancia hospitalaria

representó el mayor coste en el total del proceso de la inducción (2372,78€; IC 95%, 2299,68 – 2445,89) seguido a distancia por el coste de la maduración cervical (652,65€; IC 95%, 631,58 – 673,73). El coste de ingreso neonatal en la unidad de cuidados intensivos fue significativamente superior en el grupo PEG (428,91€; IC 95%, 228,71 – 629,12) comparado con el de diabetes, hiperdatia o miscelánea (98,98€; p=0,002; 69,46€; p<0,001; 138,92€; p=0,011) respectivamente. El impacto económico en la estancia hospitalaria fue mayor en el grupo preeclampsia (2866,44€; IC 95%; 2564,10 – 3168,79) que en el resto.

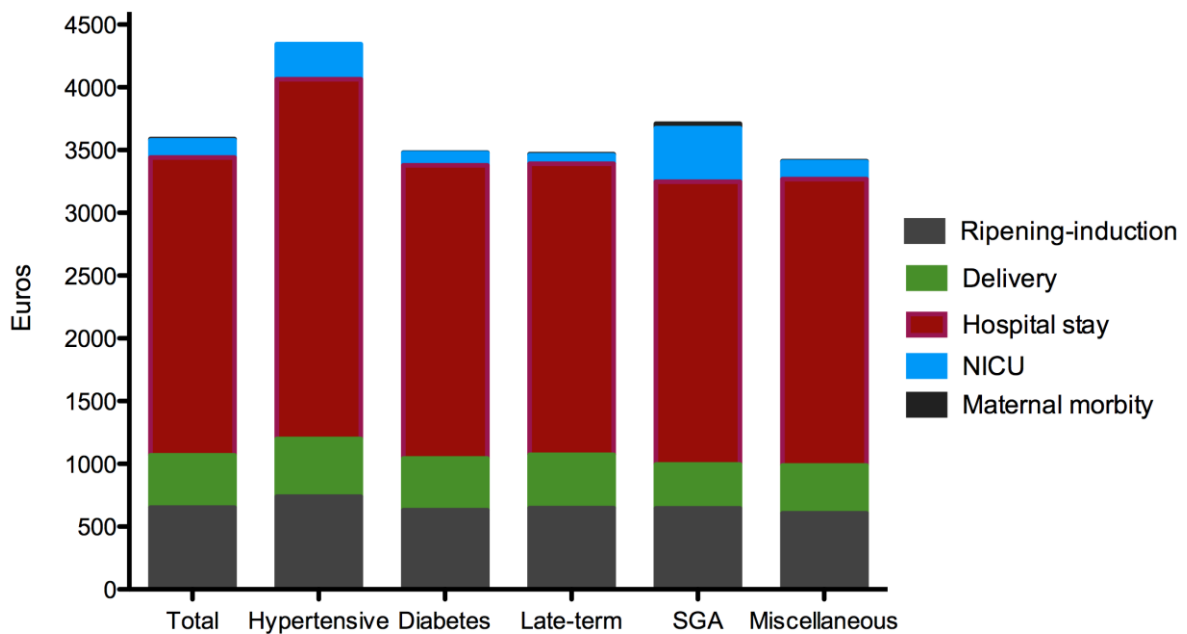


Figura 8. Distribución de los costes en el proceso de inducción de parto.

5.3 PROYECTO 3: “Estudio de las condiciones cervicales y el Doppler cerebral fetal como determinantes del resultado perinatal adverso tras la inducción de parto en fetos pequeños para la edad gestacional”

Los resultados de este proyecto han sido publicados en una revista internacional con factor de impacto de 4,254:

Garcia-Simon R, Figueras F, Savchev S, Fabre E, Gratacos E, Oros D. Cervical condition and cerebral Doppler as determinants of adverse perinatal outcomes after labour induction for late-onset small for gestational age fetuses. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2015 Feb 9. doi: 10.1002/uog.14807

Los resultados también han sido presentados en diferentes congresos nacionales e internacionales:

24º Congreso Nacional de la Sección de Medicina Perinatal. Zaragoza 12-15 de Junio de 2014.

Comunicación oral elevada a ponencia

- *Análisis integrado del test de Bishop y el Doppler cerebral para la predicción del resultado perinatal tras la inducción de parto en CIR tardío.* R. Garcia-Simon; D. Oros; S. Savchev; F. Figueras; E. Fabre (**Premio “Loli Martínez Carrera” a la mejor Comunicación Elevada a Ponencia;** ANEXO 6).

XXIII Congreso Mundial de Ecografía en Obstetricia y Ginecología (ISUOG). Barcelona. España. 14-17 Septiembre 2014 (ANEXO 7).

Poster electrónico (Publicado en *Ultrasound in Obstetrics and Gynecology* Volumen 44. Supl.1 Septiembre 2014. Wiley- Blackwell. ISSN 0960-7692):

- *Labour induction in late-onset intrauterine growth restriction according to cerebral Doppler and cervical conditions.* D. Oros, R. Garcia-Simon, S. Savchev, F. Ernesto, F. Figueras.

Para la realización de este proyecto se llevó a cabo una rotación externa en el Hospital Clinic de Barcelona en la Unidad de Patología Materno-Fetal desde el 04.02.2013 al 01.03.2013 en calidad de residente (ANEXO 8).

5.3.1 Población a estudio

Entre las 169 pacientes elegibles, el resultado del Doppler fetal y las condiciones cervicales maternas en el momento del ingreso fueron incompletos en 3 y 2 pacientes respectivamente, lo que derivó en un análisis final realizado sobre 164 pacientes.

5.3.2 Características clínicas de la población

La mayor parte de las pacientes incluidas en el estudio fueron de raza caucásica (86,6%) y nulíparas (71,3%). La tabla 9 resume las características demográficas y el resultado perinatal de la población a estudio según el RCP y según las condiciones cervicales evaluadas a través del Test de Bishop al inicio de la inducción. No se encontraron diferencias sociodemográficas entre los grupos excepto el sexo fetal, con una mayor proporción de fetos de sexo femenino en el grupo en el que el RCP era normal. De forma más frecuente los fetos PEG con RCP normal precisaron de maduración cervical mediante prostraglandinas (97,3% vs. 88,8%; $p=0,036$). La presencia de un RCP alterado incrementó la tasa general de cesárea en todas las indicaciones con respecto a aquellas con ratio normal (46,1% vs. 28,0%; $p=0,017$). Se precisó la realización de una cesárea por RPBF en el 31,5% de los casos en el grupo de RCP anormal, frente al 16,0% en el grupo de RCP normal ($p=0,016$). El ingreso neonatal fue también significativamente superior cuando el ratio estaba alterado frente a los casos en que fue normal (37,1% vs. 21,3%; $p=0,028$). Los neonatos con RCP alterado presentaron también un incremento en la tasa de resultado perinatal adverso (acidosis metabólica y/o acidosis neonatal metabólica; 57,3% vs. 34,7%; $p=0,006$) y un incremento no significativo de la proporción de acidosis al nacimiento (11,2% vs. 6,7% $p=0,312$). En el caso del análisis en función de Test de Bishop al ingreso, la proporción de pacientes nulíparas fue significativamente superior en el grupo de pacientes que presentaban condiciones cervicales muy desfavorables al ingreso (78,0% vs. 58,2%; $p=0,008$). La tasa de cesárea urgente fue también significativamente superior en este grupo de pacientes.

	RCP			Test de Bishop		
	<i>RCP normal</i> (n=75)	<i>RCP alterado</i> (n=89)	<i>p</i>	<i>Bishop ≥2</i> (n=55)	<i>Bishop <2</i> (n=109)	<i>p</i>
Edad materna (años)	32,3±5,8	31,2±6,6	0,384	31,4±5,3	31,7±6,8	0,787
IMC materno (kg/m2)	24,8±5,3	24,5±5,1	0,750	24,9±5,5	24,7±5,1	0,843
Nulípara	48 (64,0)	69 (77,5)	0,186	32 (58,2)	85 (78,0)	0,008
Caucásica	69 (92,0)	73 (82,0)	0,224	50 (90,9)	92 (84,4)	0,248
Tabaquismo	25 (33,3)	38 (42,7)	0,219	25 (45,5)	28 (37,9)	0,188
Feto femenino	46 (61,3)	37 (41,6)	0,012	31 (56,4)	52 (47,7)	0,295
Cesárea previa	6 (8,0)	5 (5,6)	0,544	1(1,8)	10 (9,2)	0,075
Test de Bishop	1 (0-4)	1 (0-6)	0,234	2 (2-6)	0 (0-1)	0,001
PFE <p3	25 (33,3)	44 (49,4)	0,041	16 (29,1)	46 (42,2)	0,102
Doppler alterado ACM	34 (45,3)	78 (87,6)	<0,001	39 (70,9)	73 (67,0)	0,609
EG en inducción (días)	268,9±11,2	265,0±11,6	0,022	268,5±10,3	266,0±12,1	0,193
Peso al nacer (gramos)	2389,3±385,8	2283,0±423,1	0,021	2346,1±361,4	2324,4±432	0,750
Prostagland. E2	73 (97,3)	79 (88,8)	0,036	51 (92,7)	101 (92,7)	0,988
Cesárea	21 (28,0)	41 (46,1)	0,017	9 (16,4)	53 (48,6)	<0.001
Cesárea por distress fetal	12 (16,0)	28 (31,5)	0,016	7 (12,7)	33 (30,3)	0,013
pH AU<7,15	5 (6,7)	10 (11,2)	0,312	4 (7,3)	11 (10,1)	0,554
Ingreso neonatal	16 (21,3)	33 (37,1)	0,028	18 (32,7)	31 (28,4)	0,571
Resultado perinatal adverso	26 (34,7)	51 (57,3)	0,006	23 (41,8)	54 (49,5)	0,373

Tabla 9. Características demográficas y resultado perinatal en 164 gestaciones complicadas por feto PEG, teniendo en cuenta el RCP y las condiciones cervicales valoradas mediante el Test de Bishop.

Los datos se expresan como media (DE), número (%), o mediana (rango).

Resultado perinatal adverso: acidosis metabólica y/o ingreso neonatal.

IMC: Índice de Masa Corporal; PFE: Peso Fetal Estimado; EG: Edad Gestacional; ACM: Arteria Cerebral Media.

5.3.3 Resultados

La tabla 10 muestra la Odds ratio ajustada a RCP alterado y a la presencia de condiciones cervicales muy desfavorables para cesárea por cualquier indicación, cesárea por distress fetal simplemente o resultado perinatal adverso (acidosis neonatal o ingreso en la unidad de cuidados intensivos). La asociación entre la existencia de condiciones cervicales muy desfavorables al ingreso y la probabilidad de cesárea fue muy superior a la asociación entre RCP alterado y probabilidad de cesárea (OR, 5,32 [IC 95% 2,32-12,17] vs. 2,52 [IC 95%, 1,26-5,05], respectivamente). Ambos determinantes se asociaron de forma significativa con un aumento de la probabilidad de cesárea por distress fetal, con OR comparables (condiciones cervicales muy desfavorables: 3,18 [IC 95% 1,28-7,86] vs. RCP alterado: 2,57 [IC 95% 1,18-5,61]). Sin embargo, solo el RCP se asoció de forma significativa con un incremento de probabilidad de resultado perinatal adverso (OR, 2,43 [IC 95%, 1,28-4,59]).

	RCP alterado		Test de Bishop <2	
	OR	95% IC	OR	95% IC
Cesárea	2,52	1,26 – 5,05	5,32	2,32 – 12,17
Cesárea por distres fetal	2,57	1,18 – 5,61	3,18	1,28 – 7,86
Resultado perinatal adverso	2,43	1,28 – 4,59	1,35	0,69 – 2,61

Tabla 10. Odds Ratios ajustada en función de RCP alterado y la existencia de condiciones cervicales muy desfavorables.

La creación de un árbol de decisión para predecir la tasa de cesárea por distres fetal generó una clasificación en dos niveles: el primer nivel fue determinado por un test de Bishop muy desfavorable al inicio de la inducción ($p= 0,014$). En un segundo nivel, cada grupo fue estratificado según el RCP ($p= 0,013$ para la comparación entre RCP

alterado vs. normal ante condiciones cervicales según el test d Bishop <2 y $p= 0,001$ en los grupos de RCP alterado y normal en relación con un Test de Bishop mayor o igual a 2). Así, al análisis generó tres grupos de riesgo de cesárea por distress fetal: 8,3% en aquellos con RCP normal y cervix no desfavorable, 16,1-19,6% en aquellos que o bien presentaban un RCP alterado y condiciones cervicales no desfavorables o presentaban unas condiciones cervicales muy desfavorables pero con un RCP normal, y un 39,7% en aquellos que presentaban tanto la presencia de RCP alterado como de condiciones cervicales muy desfavorables (Figura 9).

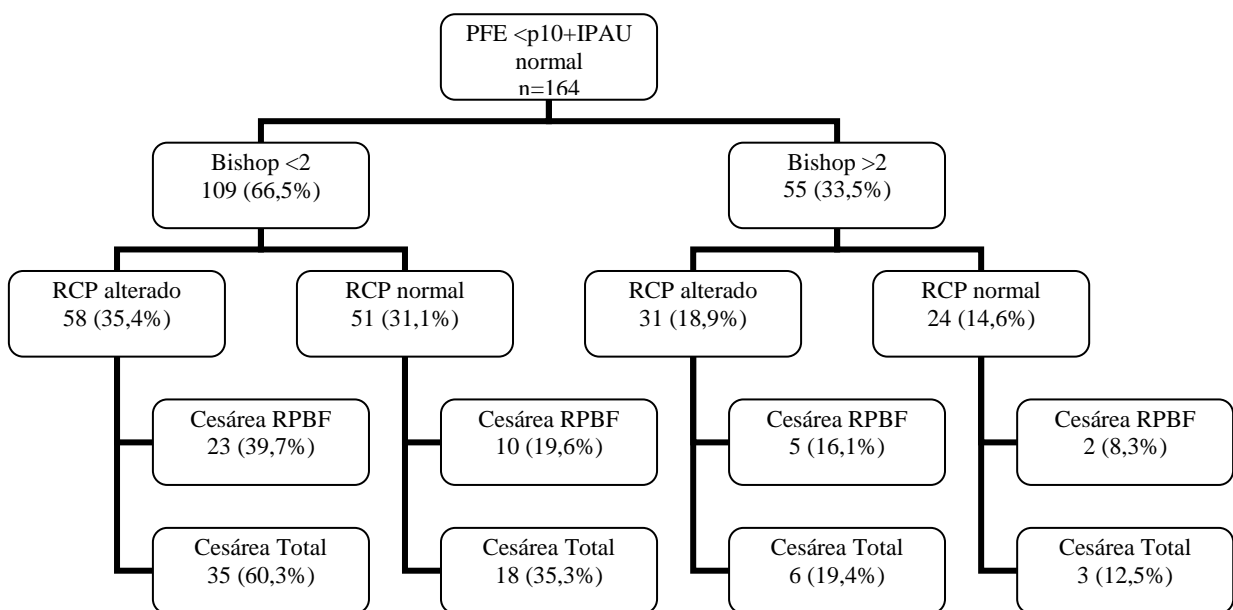


Figura 9. Árbol de decisión que permite clasificar en cesárea por distress fetal según el RCP alterado o el Test de Bishop.

La tabla 11 muestra los resultados del grupo con RCP alterado y Test de Bishop muy desfavorable (<2) al ingreso para inducción de parto.

	OR	IC 95%	Valor predictivo positivo (%)	Valor predictivo negativo (%)
Cesárea	4,45	2,25 – 8,82	60,3	74,5
Cesárea por distress fetal	3,44	1,64 – 7,21	39,7	84,0
Resultado perinatal adverso	2,31	1,19 – 4,44	60,3	60,2

Tabla 11. Valor predictivo positivo y negativo de los fetos con RCP alterado y test de Bishop inferior a 2.

5.4 PROYECTO 4: “Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en gestación cronológicamente prolongada”

Los resultados de este proyecto han sido publicados en una revista internacional con factor de impacto de 0,865:

Daniel Oros, Raquel Garcia-Simon, Jesus Clemente, Ernesto Fabre, Manuel Angel Romero, and Antonio Montanes. Predictors of perinatal outcomes and economic costs for late-term induction of labour. Taiwan J Obstet Gynecol. (ANEXO 9: Carta de aceptación. 8 de Noviembre de 2016)

Los resultados también han sido presentados en un congreso autonómico y otro nacional:

XXV Congreso Nacional de la Sección de Medicina Perinatal. Valencia 12-14 de Mayo de 2016 (ANEXO 10).

Póster oral.

- *Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en hiperdatia.* Daniel Oros López, Raquel García Simón, Jesús Clemente López, Ernesto Fabre González, Manuel Ángel Romero Cardiel, Antonio Montañés Bernal.

VII Congreso Aragonés de Obstetricia y Ginecología (AGOA). Zaragoza. 14-16 Abril de 2016.

Comunicación oral:

- *Inducción de parto en hiperdatia. Elementos pronósticos de coste y resultado perinatal.* Daniel Oros Lopez, Raquel García Simón, Jesús Clemente Lopez, Ernesto Fabre González, Manuel Ángel Romero Cardiel, Antonio Montañés Bernal.

5.4.1 Población a estudio

Un total de 251 pacientes diagnosticadas de gestación cronológicamente prolongada cumplió los criterios de inclusión en el estudio. De ellas, en 245 casos (97,6%) se llevó a cabo la inducción de parto dentro de la semana 41 de gestación (287-293 días).

5.4.2 Características clínicas de la población

La mayoría de las pacientes incluidas en el estudio fueron de raza blanca (86,5%) y nulíparas (71%). Como la puntuación del Test de Bishop fue el mejor predictor de cesárea en todos los modelos predictivos, se han resumido las características demográficas y los resultados perinatales de la población a estudio según esta puntuación, registrada en el momento de ingreso para inducción (Tabla 12). No se identificaron diferencias sociales o demográficas entre los grupos a estudio. Las pacientes con puntuaciones del Test de Bishop <2 en el momento del ingreso, con longitud cervical medida por ecografía larga o aquellas con baja tasa de parto vaginal anterior, precisaron con más frecuencia la maduración cervical mediante prostaglandinas E₂. La existencia de un Test de Bishop muy desfavorable al ingreso también aumentó la duración del trabajo de parto, la estancia hospitalaria, la necesidad de cesárea por fracaso de inducción y la tasa global de cesárea. Sin embargo, no se encontraron diferencias entre los grupos en relación a los resultados maternos o fetales o la tasa de cesárea por distress fetal.

	Test de Bishop	Test de Bishop	p
	< 2 n = 62	≥ 2 n = 183	
Edad maternal al parto (años)	33,14 (5,8)	32,12 (5,05)	0,190
Caucásica (%)	56 (90,3)	156 (85,2)	0,312
Tabaquismo (%)	6 (9,7)	35 (19,1)	0,085
Cesárea anterior (%)	5 (8,1)	13 (7,1)	0,802
Parto vaginal previo (%)	4 (6,5)	67 (36,6)	0,001
Paridad (mediana; rango)	0 (0-1)	0 (0-4)	0,001
Edad gestacional al parto (días)	290,68 (1,3)	290,56 (1,6)	0,589
Maduración cervical con dinoprostona (%)	57 (91,9)	136 (74,3)	0,003
Anestesia epidural (%)	52 (83,9)	156 (85,2)	0,794
Índice de masa corporal materno (kg/m²)	24,92 (5,2)	26,41 (5,2)	0,057
Longitud cervical al ingreso (mm.)	34,6 (8,1)	24,27 (9,6)	0,001
Duración de la inducción (horas)	28,18 (11,8)	18,52 (10,2)	0,001
Estancia hospitalaria (días)	3,98 (1,07)	3,22 (0,86)	0,001
Peso neonatal (g)	3585,64 (464,6)	3549,28 (361,8)	0,527
Sexo femenino (%)	31 (50)	87 (47,5)	0,738
Cesárea (%)	33 (53,2)	38 (20,8)	0,001
Cesárea por distress fetal (%)	5 (8,1)	13 (7,1)	0,802
Cesárea por fracaso de inducción (%)	28 (45,2)	25 (13,7)	0,001
Ingreso neonatal (%)	4 (6,5)	9 (4,9)	0,642
Acidosis neonatal (%)	4 (6,5)	7 (4,9)	0,324
Resultado adverso materno (%)*	7 (11,3)	14 (7,7)	0,536

Tabla 12. Características demográficas y resultado perinatal en función de las condiciones cervicales al ingreso.

Los datos se expresan como la media (desviación estándar), números (%), o mediana (rango).

**Resultado materno adverso: Desgarro perineal de tercer o cuarto grado, legrado postparto, histerectomía postparto, ruptura uterina intraparto, transfusión sanguínea o ingreso en unidad de cuidados intensivos.*

5.4.3 Resultados

Los factores predictores para cesárea tras inducción de parto en gestaciones cronológicamente prolongadas derivaron en un árbol de decisión de dos brazos. El primer nivel se determinó por la existencia al ingreso de una puntuación del Test de Bishop muy desfavorable ($p = 0,001$). En el segundo nivel, el grupo con puntuaciones Bishop ≥ 2 fue sub-estratificado por el antecedente de parto vaginal ($p = 0,003$). Por lo tanto, el análisis generó tres grupos en relación con el aumento de riesgo de cesárea: 9% para las pacientes con un Bishop ≥ 2 y antecedente de parto vaginal; 27,6% para aquellas con un Bishop ≥ 2 sin el antecedente de parto vaginal y 53,2% para las pacientes que presentaban un cervix muy desfavorable al ingreso (Figura 10).

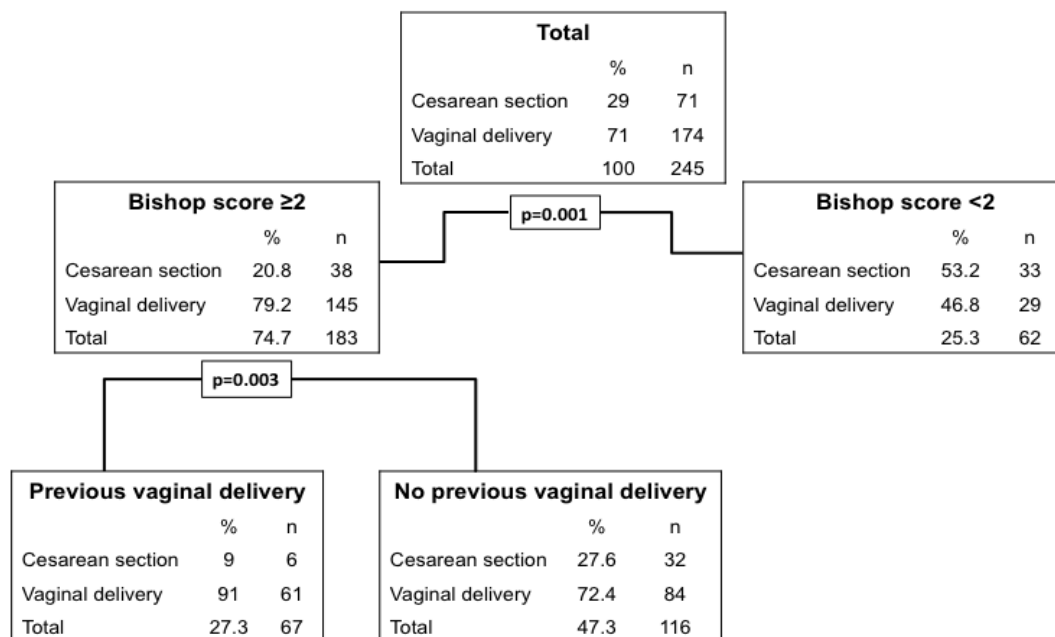


Figura 10. Árbol de decisión que permite clasificar los tipos de parto tras inducción por gestación cronológicamente prolongada.

Se levó a cabo un modelo logístico que incluía a todas las variables clínicas para determinar el riesgo de cesárea. La existencia de una puntuación del Test de Bishop muy desfavorable al ingreso (OR: 3,43 [95% IC, 1,77 - 6,59]), el antecedente de cesárea (OR: 7,72 [95%, 2,43 – 24,43]) y el antecedente de parto vaginal (OR: 0,24 [95%, 0,09 - 0,58]) fueron las únicas variables con capacidad predictiva en nuestro modelo. El modelo pudo clasificar de forma correcta aproximadamente el 72% de los resultados observados, y la prueba de Pearson (1,80) indicó que nuestro modelo fue bastante ajustado. También se encontró que todas las variables explicativas incluidas eran dicotómicas. Cuando se utilizó un valor estándar del 50% para discriminar entre las dos opciones, el modelo estimado exhibió una baja sensibilidad (48,35%) pero con alta especificidad (85,71%). Sin embargo, propusimos que esta especificidad no era lo suficientemente alta para derivar en decisiones clínicas, lo que en la práctica habitual sería necesario con el objetivo de evitar un falso positivo. Esto derivaría en la realización de una cesárea en una paciente que podría haber parido. Sin embargo, si aumentamos el umbral hasta un nivel de exigencia del 66%, la especificidad aumentaría hasta un 97,5% con una sensibilidad del 12,7%. En el estudio se describió la probabilidad de tener una cesárea tras inducción por hiperdatia según las variables clínicas incluidas en el modelo logístico (Tabla 13).

<i>Parto vaginal previo</i>	<i>Cesárea anterior</i>	<i>Test de Bishop < 2</i>	<i>Probabilidad estimada</i>	<i>Resultado esperado</i>
No	Si	Si	0,89	Alto riesgo de cesárea
Si	Si	Si	0,70	Alto riesgo
No	Si	No	0,70	Alto riesgo
No	No	Si	0,64	Riesgo moderado de cesárea
Si	Si	No	0,39	Bajo riesgo de cesárea
Si	No	Si	0,34	Bajo riesgo
No	No	No	0,33	Bajo riesgo
Si	No	No	0,12	Bajo riesgo

Tabla 13. Probabilidad de tener una cesárea tras inducción de parto por hiperdatia según el modelo logístico.

También fue calculado el coste total de la inducción en gestaciones cronológicamente prolongadas. El coste medio total de la muestra de 245 pacientes fue de 3465,56 € (95% IC 3339,53-3591,58). Además, se realizó un análisis secundario en función de los tipos de parto, las condiciones cervicales en el momento del ingreso y la historia obstétrica. La inducción que finalizó en una cesárea fue significativamente más cara que la inducción finalizada mediante parto espontáneo o instrumental. También se han encontrado diferencias significativas de coste económico entre los tres grupos resultantes en función de las condiciones cervicales al ingreso. Aquellas pacientes con antecedente de parto vaginal presentaron el menor coste de inducción seguidas por las pacientes con antecedente de cesárea y aquellas que no tenían gestaciones previas (Tabla 14).

	<i>n</i>	<i>Coste medio (€)</i>	<i>95% IC (€)</i>
Total	245	3465,56	3339,53 – 3591,58
Según el tipo de parto			
• Parto espontáneo	136	2950,95	2831,45 – 3070,45
• Parto instrumental	38	3338,56	3075,14 – 3601,97
• Cesárea	71	4519,27	4343,84 – 3591,58
Según el Test de Bishop al ingreso			
• Muy desfavorable (< 2)	62	4114,46	3853,66 – 4375,26
• Desfavorable (2 - 5)	158	3347,43	3209,91 – 3484,95
• Favorable (≥ 6)	25	2602,89	2296,57 – 2909,21
Según la historia obstétrica			
• Parto vaginal previo	66	2770,90	2615,66 – 2926,14
• Cesárea anterior	18	3393,50	3020,53 – 3591,58
• No parto previo	161	3758,38	3601,07 – 3915,70

Tabla 14. Coste total de la inducción de parto por hiperdatia.

Por último, se estimaron los costes estratificados en cada una de las diferentes etapas de la inducción, la estancia hospitalaria y la morbilidad materna y neonatal en función del Test de Bishop (Figura 11). La estancia hospitalaria fue la fase más cara de todo el proceso de inducción (2315,61€; IC 95% 2232,23 - 2398,99), seguido a larga distancia por el coste necesario para la maduración cervical y la inducción (644,71€; IC 95% 619,04-670,40). El tipo de parto (espontáneo, instrumental o cesárea) y la necesidad de anestesia epidural, representaron un coste medio de 426,97 € (IC 95% 399,10-454,84). El resultado adverso materno y/o neonatal aumentó de forma significativa los costes, pero debido a que estos sucesos fueron poco frecuentes tan sólo supusieron un incremento medio sobre el coste total de 78,25€ (IC 95% 40,46 – 116,05). La presencia de una puntuación en el Test de Bishop <2 al ingreso aumentó de forma significativa el coste de la maduración cervical y de la inducción (773,28 € vs. 601,15€; p < 0,001), el parto y la anestesia (547,28€ vs. 386.20€; p <0,001) y la estancia hospitalaria (2697,08€ vs. 2186,37€; p <0,001) con respecto a la presencia al ingreso de unas condiciones cervicales favorables (Test de Bishop ≥2).

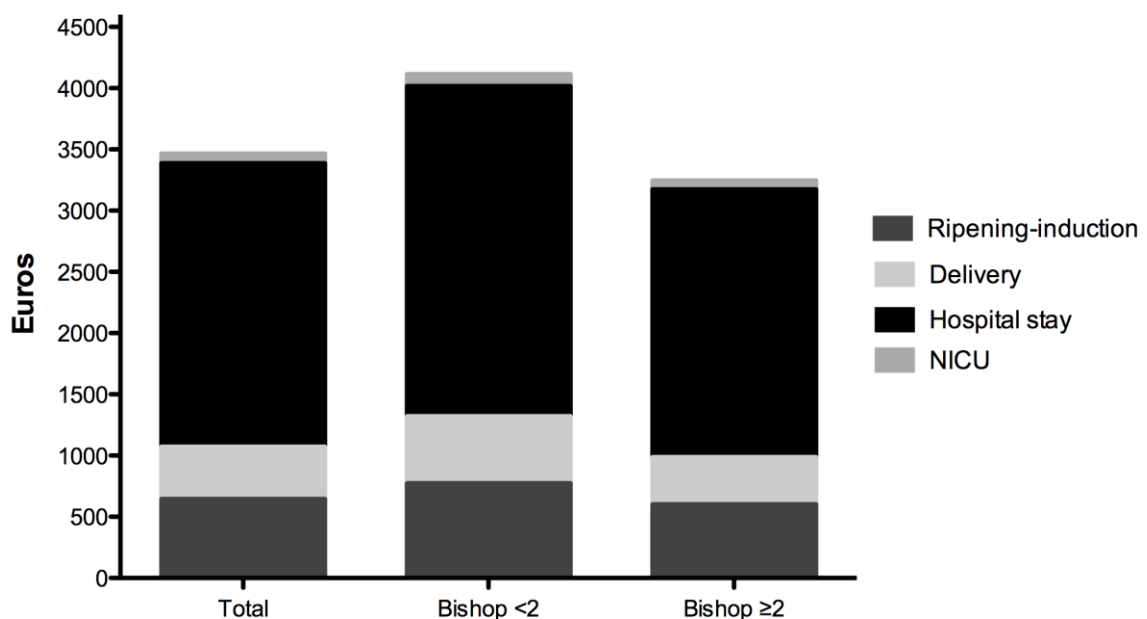


Figura 11. Distribución del coste relacionado con la inducción de forma íntegra.

Abreviaturas: NICU; UCI (Unidad de Cuidados Intensivos) neonatal.

.....**6. DISCUSIÓN**

6.1 DISCUSIÓN GENERAL

La inducción de parto se lleva a cabo en un 15 a un 20% de las gestaciones lo que conlleva un gran impacto económico en los Sistemas de Salud, debido al aumento de riesgo de finalización de la gestación inducida mediante cesárea hasta en un 20%^{3,4,5} de los casos. Tanto por la repercusión económica como por el riesgo materno y fetal, se debería intentar inducir las gestaciones cuando las condiciones cervicales maternas y el grado de bienestar fetal fueran lo más óptimos posibles.

El Test de Bishop²⁸ es considerado como el “gold estandar” en la valoración cervical materna⁴⁶, sin embargo la utilización de la ecografía transvaginal para la evaluación cervical también ha demostrado ser útil en la predicción del éxito de la inducción^{9,18,30,52,53}. Para comparar ambas medidas se plantea un estudio de reproducibilidad entre un experto en Medicina Materno-fetal y seis residentes de Obstetricia y Ginecología de primer año. Este trabajo demuestra que tanto el Test de Bishop como la valoración cervical mediante ecografía son técnicas de fácil y rápido aprendizaje y manejo por observadores inexpertos. Por lo tanto, dado que la información aportada por cada una de las técnicas se ha visto que es complementaria^{40,41}, deberían utilizarse de forma conjunta en la valoración cervical materna al inicio de la inducción.

En el trabajo que se presenta se describen dos situaciones especiales de inducción de parto. Por un lado se estudian los fetos PEG con Doppler de la Arteria umbilical normal (IP < percentil 95¹³⁰). En estas gestaciones el porcentaje de éxito de la inducción es tan bajo, que se invita a reflexionar sobre la posibilidad de realizar de entrada una cesárea electiva, con el objetivo de reducir costes de ingreso, inducción y parto así como la morbilidad neonatal. Por otro lado, se tienen en cuenta las gestaciones cronológicamente prolongadas ya que suponen el mayor porcentaje de causas de inducción (más del 30% de los casos⁶⁰). Plantear inducir a lo largo de la semana 41, podría aumentar la probabilidad de éxito de la inducción con el correspondiente ahorro económico para el sistema sanitario al elegir el momento en que las condiciones cervicales maternas se encuentren lo más favorables posibles.

6.2 DISCUSIÓN PROYECTO 1: “Valoración cervical en el manejo de la inducción de parto: Fiabilidad de la longitud cervical y el test de Bishop determinados por residentes”.

Aunque la reproducibilidad del Test de Bishop y la longitud cervical medida por ecografía transvaginal ya ha sido previamente descrita en la literatura científica, no existe constancia de que dicha reproducibilidad haya sido tomada en cuenta sobre residentes inexpertos de Obstetricia y Ginecología. Desde nuestro conocimiento, este es el primer estudio que ha evaluado la reproducibilidad del Test de Bishop y la cervicometría al inicio de la inducción de parto, siendo llevado a cabo por residentes de Ginecología y Obstetricia de primer año.

6.2.1 Implicaciones clínicas

La concordancia cuantifica como de cerca se encuentran dos medidas sobre el mismo objeto. La reproducibilidad compara la variabilidad entre observadores producida por los errores en las mediciones debido a su distribución en la población^{131,135}. En nuestro estudio hemos encontrado una gran concordancia entre un especialista en Medicina Materno-fetal y seis residentes de Obstetricia y Ginecología de primer año evaluando las dos formas más comunes de valoración de la maduración cervical al inicio de la inducción de parto: Test de Bishop y medición de la longitud cervical mediante ecografía transvaginal. Sin embargo, en el estudio se ha demostrado que la medida de la longitud cervical presentó una considerable mayor reproducibilidad que el Test de Bishop al obtener valores casi perfectos de CCI y un escaso valor del COV.

6.2.2. Comparación de los valores obtenidos con otros estudios publicados

Nuestros resultados están en consonancia con otros estudios previamente publicados que valoraban la reproducibilidad con observadores experimentados. Estos estudios refuerzan la idea de que la medida de longitud cervical es una técnica más reproducible que la valoración del test de Bishop^{4,37,38,136} en relación con el manejo de la inducción

de parto³⁹ y de forma similar a nuestro estudio, publicaron un alto CCI para la medida de la longitud cervical en observadores sin experiencia. Aunque nuestro estudio no está dirigido a la valoración de la curva de aprendizaje de la técnica, hemos encontrado también valores altos del CCI en las primeras diez medidas de longitud cervical realizadas por cada observador. Según nuestros resultados, podríamos asumir que la medida de la longitud cervical al ingreso de la inducción de parto es una técnica fácil de aprender cuando el residente ha recibido una información estandarizada y suficiente. En nuestro estudio, la valoración de la longitud cervical tras la adquisición de una metodología estricta del procedimiento de medida ecográfica permite alcanzar una alta reproducibilidad, tal y como también ha sido demostrado en estudios previos^{42,137}.

Aunque el grado de concordancia con el Test de Bishop entre el observador experimentado y los no experimentados no fue tan alto como el de la medición de la longitud cervical, se obtuvo una buena reproducibilidad final, al igual que había sido descrito previamente³⁴. En consonancia con nuestros resultados, Rozenberg y cols.¹³⁸ encontraron que la utilización por residentes de matrona de la ecografía transabdominal para la determinación intraparto de la posición de la cabeza fetal era una técnica más sencilla de aprender que la exploración digital. Esto sugiere que utilizando marcadores anatómicos es más fácil de enseñar mediante ecografía frente a la exploración digital.

El test de Bishop es actualmente aceptado como la técnica “gold estándar” para el manejo de la inducción de parto⁴⁶. Sin embargo, modelos de regresión logística que incluyen el Test de Bishop y la medición de la longitud cervical ofrecen una mejor predicción del inicio de la inducción y del éxito de la misma¹³⁹. En nuestro estudio hemos encontrado gran concordancia entre el especialista en medicina Materno-fetal y los residentes de primer año con respecto a la valoración cervical. De hecho, tan solo 20 medidas ecográficas y digitales fueron necesarias para asegurar una alta precisión en la medida. En muchos Sistemas de Salud del mundo, los residentes llevan a cabo una proporción significativa del cuidado clínico de las pacientes con alto grado de autonomía. Esto quiere decir que los residentes deben estar supervisados durante su curva de aprendizaje por un especialista para que, una vez que esos conocimientos se considere que han sido correctamente adquiridos, los residentes de primer año sean capaces de manejar la inducción de parto con una independencia y una seguridad aceptable.

6.2.3 Fortalezas y limitaciones del estudio

Una de las fortalezas del estudio es el número de observadores analizados. Decidimos incluir en este estudio a seis observadores diferentes que no tuvieran experiencia llevando a cabo las técnicas evaluadas para reducir los sesgos derivados a sus diferentes habilidades. De hecho, aunque la reproducibilidad fue buena en todos los observadores, se encontraron algunas diferencias entre ellos a la hora de realizar las mediciones, tal y como demuestran los gráficos de Bland-Altman. El número de casos evaluados por cada pareja de observadores fue relativamente bajo; sin embargo, el CCI, COV y los intervalos de confianza fueron estrechos, por lo que es probable que los observadores consiguieran los mismos resultados ante la existencia de un gran número de casos. También somos conscientes que con la metodología de nuestro estudio, no habremos sido capaces de controlar todos los sesgos relacionados con el control de los observadores y la muestra.

6.2.4 Conclusiones

Según nuestros resultados, la valoración cervical mediante el test de Bishop y la medida de la longitud cervical en el manejo de la inducción de parto, parecen ser técnicas sencillas de aprender por residentes inexpertos. Sin embargo, la medida de la longitud cervical mediante ecografía transvaginal, ha demostrado una mayor reproducibilidad que el Test de Bishop, lo cual debería alentar a los facultativos a la introducción de esta técnica en su práctica habitual.

6.3 DISCUSIÓN PROYECTO 2: “Implicaciones económicas de la inducción de parto”

Nuestro estudio, al tratarse de un análisis de costes prospectivo proporciona una visión integrada del impacto económico de la inducción de parto.

6.2.1 Implicaciones clínicas

El estudio se ha enfocado hacia la valoración del coste de la inducción según el tipo de parto (cesárea, instrumental, espontáneo), las condiciones cervicales al ingreso de la paciente y la indicación de la inducción. Con respecto a la indicación de inducción aquellas pacientes que al ingreso presentaban unas condiciones cervicales muy desfavorables, Test de Bishop <2 , y los estados hipertensivos del embarazo, han demostrado presentar los peores resultados perinatales y el mayor impacto económico.

Existe poca información disponible en la literatura sobre el coste total de la inducción de parto. Se han revisado dos estudios que comparan el coste de la cesárea frente al parto vaginal espontáneo^{140,141}. Estos estudios concluyen, de forma similar a lo obtenido por nuestro estudio, que la cesárea es más cara que el parto espontáneo vía vaginal ya que precisa de un incremento en el número de personal implicado¹⁴² y un aumento en el riesgo de morbilidad materna¹⁴³. Otros autores han evidenciado un aumento en el coste de la cesárea durante el trabajo de parto en comparación con la cesárea electiva^{124,143}. Los datos institucionales obtenidos sobre los costes de la inducción y el parto solo inciden en los costes en función del tipo de parto (parto vaginal o cesárea) y la presencia o no de morbilidad materna, sin tener en cuenta el hecho de que el inicio de parto se produzca de forma espontánea o de forma inducida¹⁴². Es por este motivo por lo que se considera que el análisis único de estos datos infraestima el coste real de la inducción.

6.2.2 Comparación de los valores obtenidos con otros estudios publicados.

Según nuestros resultados, la media del coste de una inducción de parto es levemente superior a 3500€. Nuestra estimación del coste, es similar a la publicada por Allen y cols.¹²². Estos autores calcularon un coste total de inducción de 3309\$ cuando la gestación finalizaba mediante parto vaginal y 3832\$ si el parto se producía mediante cesárea. Ambos estudios se han llevado a cabo en hospitales terciarios que pertenecen a Sistemas de Salud Públicos de países desarrollados (España y Canadá), por eso nuestros resultados podrían no ser extrapolables a otros tipos de Sistemas de Salud o a países en desarrollo. En el estudio de Allen y cols.¹²², la estimación del coste de parto se realizó teniendo en cuenta pacientes ya existentes en registros informáticos. En nuestro estudio, los datos fueron registrados de forma individual y prospectiva conforme las pacientes ingresaban para inducción y durante el parto. A pesar de que se pueda considerar que nuestra muestra es pequeña, la precisión de los datos obtenidos es mayor que la publicada por otros autores sobre todo en relación con las condiciones cervicales al ingreso, las indicaciones de inducción de parto y el resultado perinatal.

Virgen et al¹⁴⁴ ha publicado recientemente un estudio en el que informa de un coste muy superior a nuestros datos de la inducción de parto en los Países Bajos (8094€). Sucede que la población incluida en su estudio no es comparable con la nuestra ya que ellos incluyen gestantes con ruptura prematura de membranas, quienes claramente aumentan la morbilidad neonatal y los costes relacionados con la estancia materna.

Debido a que la inducción de parto tiene lugar en aproximadamente en 20% de las gestaciones¹⁴⁵, una estimación real de los costes es realmente necesaria. El objetivo de este estudio es proporcionar la información económica necesaria para poder estimar los costes reales asociados con la maternidad y también que ésta información pueda ayudar al manejo y toma de decisiones en el momento de plantear la finalización de una gestación. Aunque la información económica siempre debe ser subordinada a las posibles alteraciones patológicas que recomiendan la finalización de la gestación, la inducción frecuentemente puede llevarse a cabo en un lapso de tiempo razonable (no necesariamente de forma inmediata). El hecho de demorar la inducción ante la

existencia de condiciones cervicales maternas muy desfavorables permitiría disminuir, no solo la tasa de cesárea sino también los costes económicos del proceso. Por el contrario, la media de coste de la inducción ante pacientes con condiciones cervicales favorables ha resultado ser similar a los estudios ya publicados en relación con el inicio espontáneo de parto¹²². En la misma línea, la cesárea intraparto comparada con la cesárea electiva, ha demostrado incrementar el riesgo de resultado perinatal y materno adverso^{140,141} así como del coste del proceso^{122,124}. Según nuestros resultados, ante la presencia de unas condiciones cervicales muy desfavorables se podrían argumentar razones económicas, siempre teniendo en cuenta la autonomía del paciente, para llevar a cabo una cesárea electiva en vez de realizar una inducción de parto. Por lo tanto, se debería tener en cuenta el impacto del coste de la inducción en el conjunto del parto antes de indicar una inducción^{142,143}.

6.2.3 Fortalezas y limitaciones del estudio

El análisis prospectivo de los costes se ha realizado gracias a los datos obtenidos de forma individual evitando los posibles sesgos relacionados con los estudios de costes retrospectivos. Aunque la muestra pueda considerarse pequeña con respecto a otros estudios realizados en la misma línea, el diseño del estudio ha mejorado tanto la calidad como la precisión de la información obtenida de cada paciente. En España, el sistema Sanitario Español proporciona acceso universal y gratuito al cuidado obstétrico y no existe diferencia de compensación económica a los profesionales en relación al tipo de parto que se realice, por lo que las cesáreas que se describen en el estudio son las realmente necesarias en cada momento.

Este estudio tiene alguna limitación que debería señalarse. En él no se reflejaron los costes psicológicos de la familia de la paciente, el coste de los cuidadores no profesionales y del uso y deterioro de las instalaciones sanitarias. Además, en el análisis se ha podido infraestimar el coste de la cesárea con respecto a los lugares donde los honorarios de los profesionales son mayores ante la realización de un parto instrumental o una cesárea. En países donde no existe el acceso universal al cuidado obstétrico o que los honorarios dependen de la vía de finalización de la gestación, estas diferencias en los tipos de parto deberían tenerse en cuenta de cara al análisis económico final.

Además, este estudio no ha valorado las implicaciones económicas del parto en relación a la salud reproductiva a largo plazo de las pacientes.

6.2.4 Conclusiones

Nuestros resultados proporcionan una idea de la repercusión económica de la inducción de parto. En una época donde los recursos médicos son limitados, los obstetras, como impulsores de los cuidados en salud, deberían tratar de reducir el coste per cápita en relación con la atención perinatal. Nuestros resultados podrían ser utilizados para estimar el impacto económico de la inducción del parto en función de los diferentes escenarios clínicos exhibidos con el fin de reducir los costes.

6.4 DISCUSIÓN PROYECTO 3: “Estudio de las condiciones cervicales y el Doppler cerebral fetal como determinantes del resultado perinatal adverso tras la inducción de parto en fetos pequeños para la edad gestacional”.

En comparación con los fetos de similar edad gestacional, los fetos PEG tienen más riesgo de stress durante las contracciones uterinas en el momento de parto debido a que sus reservas placentarias están comprometidas⁸⁶. Este es el primer estudio que proporciona evidencia respecto al hecho de que en fetos PEG, la combinación del Doppler fetal y las condiciones cervicales maternas, permiten tanto identificar gestaciones con alto riesgo de finalizar en cesárea como identificar a fetos con riesgo de sufrir un resultado perinatal adverso tras la inducción de parto.

6.2.1 Implicaciones clínicas

La valoración del Doppler cerebral fetal se está convirtiendo en una práctica habitual en el manejo clínico de la restricción del crecimiento que sucede al final de la gestación. De hecho, su utilización ha sido recomendada en varias guías clínicas recientemente publicadas^{94,103,104}. Estudios en animales sugieren que el RCP refleja de una forma más aguda los cambios en la PO₂ frente a sus componentes de forma individual¹⁴⁶. Un número cada vez mayor de estudios han demostrado que el RCP es más precoz y sensible en la predicción del resultado perinatal adverso y de la acidosis neonatal que los valores de la arteria umbilical o la cerebral media por si solos^{105,106}. Nuestros resultados están en consonancia con los anteriormente publicados por Cruz-Martínez y cols.¹⁰². Estos autores demostraron que la evidencia de signos de redistribución hemodinámica podía predecir el riesgo de cesárea urgente por RPBF. Severi y cols.¹⁴⁷ también demostraron que el riesgo de cesárea aumentaba en fetos PEG cuando la vasodilatación cerebral era evidente al ingreso. De hecho, un estudio reciente en población general sugiere que la asociación entre Doppler cerebral alterado y un resultado perinatal adverso es independiente del tamaño fetal¹⁴⁸.

6.2.2 Comparación de los valores obtenidos con otros estudios publicados.

Se ha proporcionado escasa atención hacia el papel de las condiciones cervicales como determinantes del resultado perinatal en fetos PEG¹⁴⁹. En nuestro estudio, hemos encontrado que en los fetos PEG, ante la existencia de condiciones cervicales muy desfavorables en la gestante al inicio de la inducción, la tasa de cesárea se incrementa. Esta afirmación está en consonancia con lo descrito por Scollo¹⁵⁰ quien demostró que en la población general era más frecuente un parto espontáneo cuando la puntuación del test de Bishop era ≥ 2 al inicio de la inducción. El estudio DIGITAT¹⁰⁸ valoró el Doppler cerebral fetal y las condiciones cervicales al inicio de la inducción. Desafortunadamente, las alteraciones del Doppler de la arteria umbilical no son frecuentes en los fetos PEG¹⁵¹ y este estudio no analizó el Doppler cerebral fetal previo a la inducción de parto. En el estudio sobre la Intervención a Término sobre la Hipertensión y Preeclampsia (HYPITAT) se demostró que las pacientes con test de Bishop favorable no obtenían ningún beneficio al realizar la inducción a término¹⁵². Hay que tener en cuenta que el estudio HYPITAT estaba dirigido a pacientes con preeclampsia e hipertensión, no gestaciones complicadas por fetos CIR, por lo que no existía información sobre el Doppler cerebral fetal.

El motivo por el que se propone la inducción de parto en fetos PEG se debe al intento de evitar los poco frecuentes, pero devastadores, casos de fallecimiento fetal⁶ principalmente acontecidos en fetos con crecimiento restringido severo¹⁵³. Sin embargo, podría argumentarse que esta política podría aumentar la morbilidad materna y fetal¹⁵⁴⁻¹⁵⁶ especialmente cuando las condiciones cervicales son desfavorables¹⁵⁰. De hecho, en el actual estudio, hemos encontrado que la existencia de un test de Bishop muy desfavorable al inicio de la inducción de parto por feto PEG se asocia con un incremento en la tasa total de cesárea. Sin embargo, esta afirmación incluye diferentes indicaciones de cesárea como distress fetal, fracaso de inducción o no progresión de parto. Como era esperable, el RCP fue también útil en la predicción del distress fetal y del resultado perinatal adverso. Esta información es de gran utilidad de cara a ofrecer un adecuado consejo a los padres, en vista de los resultados publicados por O'Callaghan y cols.¹¹⁴. Este trabajo informaba de que la cesárea urgente multiplicaba por dos el riesgo

de parálisis cerebral fetal, mientras que no existía asociación significativa entre la cesárea electiva y dicha parálisis cerebral. Es también importante resaltar que el impacto económico de una cesárea electiva es similar al de un parto vaginal tras inducción, mientras que la cesárea intraparto tras una inducción es significativamente más costosa^{122,157}.

6.2.3 Fortalezas y limitaciones del estudio

La principal fortaleza del estudio es la validación externa que le proporciona el haber analizado una cohorte homogénea, y bien documentada, de pacientes procedentes de dos hospitales diferentes. Desafortunadamente, solo se evaluaron los valores pertenecientes al Doppler umbilical fetal y al RCP como predictores Doppler. Si se hubieran valorado los valores de las arterias uterinas, como ya sido publicado, éstos seguramente habrían proporcionado una útil información en relación con la predicción del distress fetal durante el parto¹⁴⁷. Otra limitación del estudio, es la falta de datos que tengan en cuenta la medida ecográfica de la longitud cervical al inicio de la inducción. Esta medida podría ser más predictiva que el Test de Bishop, aunque esta evidencia es contradictoria en la literatura¹⁵⁸.

Por último nuestros resultados podrían no ser útiles si se utilizan otros métodos de inducción. De hecho, la escasa tasa de cesárea puesta en evidencia en el estudio DIGITAT¹⁰⁸ podría ser atribuible a la utilización del balón de Cook para proceder a la dilatación mecánica del cervix materno previo a la inducción de parto. Además, los resultados de un metaanálisis publicados en 2012¹⁷ mostraron que, comparado con las prostaglandinas, los métodos de maduración cervical mecánicos tendrían similar eficacia en cuanto a maduración cervical, aunque con una menor incidencia de alteraciones cardíacas fetales secundarias a la hiperestimulación uterina.

6.2.4 Conclusiones

La combinación del Test de Bishop y el RCP fetal permite mejorar la capacidad predictiva de cesárea urgente por distress fetal tras una inducción de parto en fetos PEG

ante la existencia de un Doppler umbilical normal. Esta información es de gran utilidad de cara a afrontar el consejo médico a las pacientes ante una inducción de parto.

6.5 DISCUSIÓN PROYECTO 4: "Factores predictores del resultado perinatal y coste económico de la inducción de parto en gestación cronológicamente prolongada"

Este estudio es un análisis de costes prospectivo lo que da una idea de los elementos predictores del resultado perinatal y el impacto económico de la inducción de parto en la semana 41 de gestación. Hasta donde sabemos, este es el primer estudio publicado centrado en el coste de la inducción de parto en gestaciones cronológicamente prolongadas según las variables clínicas señaladas en el momento del ingreso y el tipo de parto.

6.2.1 Implicaciones clínicas

La evidencia publicada previamente sugiere que la inducción de parto a las 41 semanas reduce la mortalidad perinatal sin aumentar la tasa de cesárea¹⁵⁹, aunque las diferencias descritas sean mínimas¹⁶⁰. Como la inducción se lleva a cabo en aproximadamente el 20% de las gestaciones¹⁴⁵, muchos estudios han desarrollado diferentes variables o algoritmos predictivos con el objetivo de predecir el riesgo de cesárea tras inducción¹⁶¹. Sin embargo, los resultados son contradictorios tal vez debido a la heterogeneidad de las pacientes, los antecedentes patológicos previos o los métodos de maduración cervical utilizados.

En nuestra muestra de pacientes a las que se realiza una inducción de parto por hiperdatia, la existencia de una puntuación muy desfavorable del Test de Bishop (<2) fue el mejor predictor de cesárea. Estos resultados coinciden con los previamente publicados por Scollo¹⁵⁰. Varios autores han evaluado la utilidad del Test de Bishop y la medición de la longitud cervical mediante ecografía para predecir el éxito de la inducción³⁷ aunque los resultados han sido poco consistentes. Algunos estudios sugirieron que la ecografía aumentaba la capacidad de predicción mientras que otros sostienen que no aporta beneficios adicionales¹⁶¹; debido a la controversia existente, se decidió no incluir la longitud cervical medida mediante ecografía como variable predictiva de cesárea en nuestro modelo. Estos resultados van en la línea de un meta-

análisis que concluyó que la medida mediante ecografía transvaginal del cuello no mejoraba la predicción de parto vaginal con respecto al Test de Bishop por si solo¹⁶².

Como era predecible en base a nuestros resultados, el antecedente de parto vaginal también predijo la necesidad de cesárea tras inducción de parto por hiperdatia. Además de la puntuación muy desfavorable del Test de Bishop, el antecedente de cesárea o de parto vaginal fueron las únicas variables con capacidad de predicción en el modelo logístico. Además, nuestro árbol de decisión determinó que el riesgo de cesárea en el grupo que presentaban un Test de Bishop ≥ 2 podía ser sub-estratificada según el antecedente de parto vaginal.

6.2.2 Comparación de los valores obtenidos en otros estudios publicados

Cuando se compara con el manejo expectante, la inducción de parto en hiperdatia es coste efectiva¹²⁸. Sin embargo, existe poca información disponible sobre el coste real de la inducción, ya que las condiciones cervicales y la paridad no se han tenido en cuenta en estudios anteriores⁷³. Nuestros resultados confirman los resultados de otros estudios publicados con anterioridad; al concluir que una cesárea es más cara que un parto vaginal ya que produce un aumento del número de personal requerido y de morbilidad materna^{163,164}. Por lo tanto, se han encontrado diferencias estadísticamente significativas en el coste de la inducción según el Test de Bishop en el momento del ingreso y de la paridad anterior. Nuestra estimación del coste medio de la inducción fue similar a la publicada con anterioridad por Allen y cols.¹²². Ambos estudios han sido realizados en hospitales terciarios pertenecientes a Sistemas de Salud pública de países desarrollados por lo que sus resultados puede que no sean extrapolables a otros Sistemas de Salud. Otro estudio publicado por Kaimal y cols.¹²⁸ informó que la inducción en hiperdatia era un procedimiento de gran impacto económico. No obstante, este estudio se refiere a un análisis de decisión basado en la literatura y en el análisis del Registro de Nacimientos en Estados Unidos.

Cuando se induce el parto en la semana 41 de gestación, aumentar la información sobre los resultados perinatales y los costes podría ayudar en el proceso de toma de

decisiones dentro de un impreciso límite de siete días. Cabe destacar que a menudo esta decisión se ve influenciada por otros factores psicológicos y sociales. Aunque la información económica siempre debería ser subordinada a la patología que aconseja cuándo terminar un embarazo, con frecuencia la inducción se podría realizar dentro de un razonable lapso de tiempo. Si la inducción no es necesaria de forma inmediata ante la existencia de condiciones cervicales muy desfavorables, ésta podría demorarse para disminuir la tasa de cesáreas y los costes económicos asociados a la inducción. El coste medio de la inducción en pacientes con condiciones cervicales favorables fue similar al coste del inicio espontáneo de parto, de forma similar a lo publicado con anterioridad¹²². Es importante también tener en cuenta que el coste de una cesárea electiva es similar al de un parto vaginal después de una inducción de parto, mientras que una cesárea tras la inducción es bastante más cara¹²². Por otra parte, frente a una cesárea electiva, la cesárea intraparto se ha asociado con un mayor riesgo de resultados adversos¹⁴¹ tanto maternos como del recién nacido, así como un aumento del coste económico¹⁶⁴. Otros estudios han considerado recientemente diferentes puntos de corte para conocer el riesgo de realizar una cesárea en el momento del ingreso para inducción de parto. De hecho, algunos autores han llegado a recomendar, en casos muy seleccionados, realizar una cesárea electiva para reducir costes^{124,165}. En nuestro trabajo hemos presentado un modelo predictivo con una especificidad muy alta (97,5%) para reducir la tasa de falsos positivos de cara a la predicción de una cesárea tras inducción. Los motivos económicos también podrían ser tenidos en cuenta en el marco de la autonomía del paciente.

6.2.3 Fortalezas y limitaciones del estudio

La principal fortaleza de este estudio es el diseño, el cual nos ha permitido mejorar la calidad de la información obtenida de las pacientes mediante el análisis de una cohorte homogénea y bien documentada. A pesar de trabajar con un tamaño muestral más pequeño que el de estudios similares, para cada estimación se han proporcionado los intervalos de confianza. Debido a que hemos llevado a cabo un análisis prospectivo de costes basado en datos de individuales de pacientes, se ha evitado el sesgo presente en los estudios retrospectivos y en los estudios sobre bases de datos.

Este estudio tiene algunas limitaciones que deben ser remarcadas. En el análisis no se ha incluido una evaluación económica de los costes de carácter más general, como los costes psico-sociales de los miembros de la familia o de los cuidadores no profesionales, o los costes relacionados con el uso y deterioro del equipamiento hospitalario. Por lo tanto, este estudio puede haber infraestimado los costes de la cesárea en los lugares donde los honorarios de los médicos son más altos cuando el parto se produce mediante cesárea. Además, este estudio no intenta abordar las implicaciones económicas del parto de cara a gestaciones posteriores o las implicaciones de cada tipo de parto en la salud reproductiva materna a largo plazo.

6.2.4 Conclusiones

La relación de coste-eficacia de la inducción depende de la probabilidad de éxito del parto vaginal. Este estudio pretende crear un modelo predictivo que relacione el resultado perinatal y el coste económico de la inducción de parto en gestaciones cronológicamente prolongadas. Esta información es útil para proporcionar un adecuado consejo a los padres.

.....**7. CONCLUSIONES**

1. Las condiciones cervicales al inicio del trabajo de parto son un factor de determinante tanto del coste económico como del resultado perinatal.

2. Según nuestros resultados, la estimación cervical mediante el test de Bishop presenta un mejor capacidad predictiva sobre el resultado perinatal y coste que la longitud cervical por ecografía vaginal.

3. La valoración de las condiciones cervicales maternas al inicio de la inducción de parto mediante el test de Bishop y la medida de la longitud cervical por ecografía son técnicas reproducibles, con una curva de aprendizaje muy corta en manos de observadores inexpertos.

4. La inducción del parto incrementa significativa el coste del trabajo de parto. El tiempo de ingreso hospitalario es el principal determinante del coste en el parto, por encima de la vía de parto. La inducción del parto por trastornos hipertensivos de la gestación es el motivo de inducción asociado a mayor coste económico.

5. Consideramos que la estimación del impacto económico de la inducción de parto en función de los diferentes escenarios clínicos exhibidos, debe ser utilizada en la práctica obstétrica habitual con el objetivo de reducir costes sin mermar la calidad asistencial.

6. En una inducción de parto de feto PEG con Doppler umbilical normal, la combinación del Test de Bishop y el RCP fetal permite mejorar la capacidad predictiva de cesárea urgente por distress fetal. Esta información puede ser útil de cara a la toma de decisiones en el momento de la inducción de parto en algunos entornos asistenciales.

7. En pacientes inducidas por gestación en el término tardío, la relación coste-eficacia de la inducción depende de la probabilidad de éxito de parto vaginal. El antecedente de cesárea y la nuliparidad, junto con una puntuación en el test de Bishop menor a 2, son las variables que más se asocian con el incremento del coste tras la inducción de parto.

.....**8. ABREVIATURAS**

CIR	Crecimiento Intrauterino Restringido
PEG	Pequeño para la Edad Gestacional
PFE	Peso Fetal Estimado
EG	Edad Gestacional
RPBB	Riesgo de Pérdida de Bienestar Fetal
DPC	Desproporción Pélvico Cefálica
NPP	No Progresión de Parto
FI	Fracaso de Inducción
CCI	Coefficiente de Correlación Intraclase
COV	Coefficiente de Variación
DE	Desviación Estándar
AU	Arteria Umbilical
ACM	Arteria Cerebral Media
IP	Índice de Pulsatilidad
RCP	Ratio Cerebro Placentario
IO	Orificio cervical interno
EO	Orificio cervical externo
CL	Longitud cervical
OL	Longitud de apertura del Orificio cervical interno
OW	Espesor de apertura del Orificio cervical interno
IMC	Índice de Masa Corporal
OR	Odds Ratio
RR	Riesgo Relativo
IC	Intervalo de Confianza
OMS	Organización Mundial de la Salud
ACOG	Colegio Americano de Obstetricia y Ginecología
FIGO	Federación Internacional de Ginecología y Obstetricia
WHO	World Health Organization
UCI	Unidad de Cuidados Intensivos

.....**9. REFERENCIAS**

1. Park KH. Transvaginal ultrasonographic cervical measurement in predicting failed labor induction and cesarean delivery for failure to progress in nulliparous women. *J Korean Med Sci* 2007;22:722–727.
2. Pandis GK, Papageorghiou AT, Ramanathan VG, Thompson MO, Nicolaides KH. Preinduction sonographic measurement of cervical length in the prediction of successful induction of labor. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2001;18:623–628.
3. Vrouwenraets FPJM, Roumen FJME, Dehing CJG, van den Akker ESA, Aarts MJB, Scheve EJT. Bishop score and risk of Cesarean delivery after induction of labor in nulliparous women. *Obstet Gynecol* 2005;105:690–697.
4. Vahratian A, Zhang J, Troendle JF, Sciscione AC, Hoffman MK. Labor progression and risk of Cesarean delivery in electively induced nulliparas. *Obstet Gynecol* 2005;105:698–704.
5. Government Statistical Service. NHS Maternity Statistics, England: 2003–04. Bulletin 2005/10. March 2005; <http://www.dh.gov.uk/assetRoot/04/10/70/61/04107061.pdf>
6. Hendrix NW, Chauhan SP, Morrison JC, Magann EF, Martin JN Jr., Devoe LD. Bishop score: a poor diagnostic test to predict failed induction versus vaginal delivery. *South Med J* 1998;91:248–252.
7. Roman H, Verspyck E, Vercoustre L, Degre S, Col JY, Firmin JM, Caron P, Marpeau L. Does ultrasound examination when the cervix is unfavorable improve the prediction of failed labor induction? *Ultrasound Obstet Gynecol* 2004;23:357–362.
8. Winer N. Different methods for the induction of labour in postterm pregnancy. *J Gynecol Obstet Biol Reprod (Paris)*. 2011 Dec;40(8):796-811.
9. Gonen R, Degani S, Ron A. Prediction of successful induction of labor: comparison of transvaginal ultrasonography and the Bishop score. *Eur J Ultrasound* 1998;7:183–7.

10. Cunningham FG, Leveno KJ, Bloom SL, Hauth JC, Gilstrap LC, Wenstrom KD. Induction of labor. In *Williams Obstetrics (22nd edn)* McGraw-Hill: New York, NY, 2005;536–545
11. Tan PC, Vallikkannu N, Suguna S, Quek KF, Hassan J. Transvaginal sonographic measurement of cervical length vs. Bishop score in labor induction at term: tolerability and prediction of Cesarean delivery. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2007;29:568–573.
12. Yang SH, Roh CR, Kim JH. Transvaginal ultrasonography for cervical assessment before induction of labor. *J Ultrasound Med* 2004;23:375–382, quiz 384–375.
13. Rane SM, Pandis GK, Guirgis RR, Higgins B, Nicolaidis KH. Pre-induction sonographic measurement of cervical length in prolonged pregnancy: the effect of parity in the prediction of induction-to-delivery interval. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2003;22:40–44.
14. Danforth DN, Veis A, Breen M, Weinstein HG, Buckingham JC, Manalo P. The effect of pregnancy and labor on the human cervix: changes in collagen, glycoproteins, and glycosaminoglycans. *Am J Obstet Gynecol.* 1974 Nov;120(5):641-51.
15. Poma PA. Cervical ripening: A review and recommendation for clinical practice. *J Reprod Med* 1999;44:657–668.
16. Bouvain M, Kelly A, Lohse C, Stan C, Irion O. Mechanical methods for induction of labour. *Cochrane Database of Systematic Reviews* 2001; Art. No.: CD001233. DOI: 10.1002/14651858.CD001233.
17. Jozwiak M, Bloemenkamp KWM, Kelly AJ, Mol BWJ, Irion O, Bouvain M. Mechanical methods for induction of labour. *Cochrane Database of Systematic Reviews* 2012, Issue 3. Art. No.: CD001233. DOI: 10.1002/14651858.CD001233.pub2.
18. Ware V, Raynor D. Transvaginal ultrasonographic cervical measurement as a predictor of successful labor induction. *Am J Obstet Gynecol* 2000;182:1030–1032.

19. Rane SM, Guirgis RR, Higgins B, Nicolaides KH. Models for the prediction of successful induction of labor based on preinduction sonographic measurement of cervical length. *Jmatern Fetal Neonatal Med* 2005;17:315–322.
20. Rane SM, Guirgis RR, Higgins B, Nicolaides KH. Pre-induction sonographic measurement of cervical length in prolonged pregnancy: The effect of parity in the prediction of the need for Cesarean section. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2003;22:45–48.
21. van Dessel HJHM, Frijns JHM, Kok FTJG, Wallenburg HCS. Ultrasound assessment of cervical dynamics during the first stage of labor. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 1994;53:123–127.
22. Arulkumaran S, Gibb DM, Lun KC, Heng SH, Ratnam SS. The effect of parity on uterine activity in labour. *Br J Obstet Gynaecol* 1984;91:843–848.
23. Arulkumaran S, Gibb DM, Ratnam SS, Lun KC, Heng SH. Total uterine activity in induced labour – an index of cervical and pelvic tissue resistance. *Br J Obstet Gynaecol* 1985;92:693–697.
24. Arulkumaran S, Gibb DM, Tambyraja RL, Heng SH, Ratnam SS. Failed induction of labour. *Aust NZ J Obstet Gynaecol* 1985;25:190–3.
25. Crowley P. Interventions for preventing or improving the outcome of delivery at or beyond term (Cochrane Review). In *The Cochrane Library*, issue 3. Oxford: Update Software, 2001.
26. Macara LM, Murphy KW. The contribution of dystocia to the cesarean section rate. *Am J Obstet Gynecol* 1994;171:71–77.
27. Rouse DJ, Owen J, Hauth JC. Criteria for failed labor induction: prospective evaluation of a standardized protocol. *Obstet Gynecol* 2000;96:671–677.

28. Bishop EH. Pelvic scoring for elective induction. *Obstet Gynecol.* 1964 Aug;24:266-8.
29. Sonek J, Shellhaas C. Cervical sonography: a review. *Ultrasound Obstet Gynecol* 1998;11:71–78.
30. Watson WJ, Stevens D, Welter S, Day D. Factors predicting successful labor induction. *Obstet Gynecol* 1996;88:990–992.
31. Jackson GM, Ludmir J, Bader TJ. The accuracy of digital examination and ultrasound in the evaluation of cervical length. *Obstet Gynecol* 1992;79:214–218.
32. Chandra S, Crane JM, Hutchens D, Young DC. Transvaginal ultrasound and digital examination in predicting successful labor induction. *Obstet Gynecol* 2001;98:2-6.
33. Williams MC, Krammer J, O'Brien WF. The value of the cervical score in predicting successful outcome of labor induction. *Obstet Gynecol* 1997;90:784-789.
34. Faltin-Traub EF, Boulvain M, Faltin DL, Extermann P, Irion O. Reliability of the Bishop score before labour induction at term. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 2004;112:178-81.
35. Besgelein I, Valentin L. Patterns of normal change in cervical length and width during pregnancy in nulliparous women: a prospective, longitudinal ultrasound study. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2001;18:217–222.
36. Iams JD, Paraskos J, Landon MB, Teteris JN, Johnson FF. Cervical sonography in preterm labor. *Obstet Gynecol* 1994;84:40–46.
37. Lazanakis M, Marsh M, Brockbank E, Economides D. Assessment of the cervix in the third trimester of pregnancy using transvaginal ultrasound scanning. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol.* 2002 Oct 10;105(1):31-5.

38. Valentin L, Bergelin I. Intra- and interobserver reproducibility of ultrasound measurements of cervical length and width in the second and third trimesters of pregnancy. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2002 Sep;20(3):256-62.
39. Vayssière C, Morinière C, Camus E, Le Strat Y, Poty L, Fermanian J, Ville Y. Measuring cervical length with ultrasound: evaluation of the procedures and duration of a learning method. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2002;20:575–579.
40. Goldberg J, Newman RB, Rust PF. Interobserver reliability of digital and endovaginal ultrasonographic cervical length measurements. *Am J Obstet Gynecol*. 1997 Oct;177(4):853-8.
41. Blondel B, Le Coutour X, Kaminski M, Chavigny C, Breart G, Sureau C. Prediction of preterm delivery: is it substantially improved by routine vaginal examinations? *Am J Obstet Gynecol* 1990;162:1042–8.
42. Bergelin I, Valentin L. Patterns of normal change in cervical length and width during pregnancy in nulliparous women: a prospective, longitudinal ultrasound study. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2001;18:217–22.
43. Bland JM, Altman DG. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet* 1986;1:307–10.
44. Burdock EI, Fleiss JL, Hardesty AS. A new view of interobserver agreement. *Pers Psychol* 1963;16:373–84.
45. Burger M, Weber-Rössler T, Willman M. Measurement of the pregnant cervix by transvaginal sonography: an interobserver study and new standards to improve the interobserver variability. *Ultrasound Obstet Gynecol* 1997;9:188–93.
46. Crane JM. Factors predicting labor induction success: a critical analysis. *Clin Obstet Gynecol* 2006;49:573-584.

47. Park KH, Kim SN, Lee SY, Jeong EH, Jung HJ, Oh KJ. Comparison between sonographic cervical length and Bishop score in preinduction cervical assessment: a randomized trial. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2011;38:198–204.
48. Daskalakis G, Thomakos N, Hatzioannou L, Mesogitis S, Papantoniou N, Antsaklis A. Sonographic cervical length measurement before labor induction in term nulliparous women. *Fetal Diagn Ther* 2006;21:34–38.
49. Rane SM, Guirgis RR, Higgins B, Nicolaidis KH. The value of ultrasound in the prediction of successful induction of labor. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2004;24:538–549.
50. Peregrine E, O'Brien P, Omar R, Jauniaux E. Clinical and ultrasound parameters to predict the risk of Cesarean delivery after induction of labor. *Obstet Gynecol* 2006;107:227–233.
51. Gabriel R, Darnaud T, Gonzalez N, Leymarie F, Quereux C. Transvaginal ultrasonography of the uterine cervix before induction of labor. *Gynecol Obstet Fertil* 2001;29:919–923.
52. Paterson-Brown S, Fisk NM, Edmonds DK, Rodeck CH. Preinduction cervical assessment by Bishop's score and transvaginal ultrasound. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 1991;40:17–23.
53. Boozarjomehri F, Timor-Tritsch I, Chao CR, Fox HE. Transvaginal ultrasonographic evaluation of the cervix before labor: presence of cervical wedging is associated with shorter duration of induced labor. *Am J Obstet Gynecol* 1994;171:1081–7.
54. Bastani P, Hamdi K, Abasalizadeh F, Pourmousa P, Ghatrehsamani F. Transvaginal ultrasonography compared with Bishop score for predicting cesarean section after induction of labor. *Int J Womens Health*. 2011;3:277-80.

55. Bartha JL, Romero-Carmona R, Martinez-Del-Fresno P, Comino-Delgado R. Bishop score and transvaginal ultrasound for preinduction cervical assessment: a randomized clinical trial. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2005;25:155–159.

56. SEGO Protocolos Asistenciales nº 31. Inducción del parto. Actualizado en 2003. URL: http://www.prosego.com/docs/protocolos/pa_obs_031.pdf.

57. Grivell RM, Reilly AJ, Oakey H, Chan A, Dodd JM. Maternal and neonatal outcomes following induction of labor: a cohort study. *Acta Obstet Gynecol Scand*. 2012 Feb;91(2):198-203.

58. Clark SL, Miller DD, Belfort MA, et al. Neonatal and maternal outcomes associated with elective term delivery. *Am J Obstet Gynecol* 2009; 200:156.e1.

59. National Collaborating Centre for Women's and Children's Health. Induction of labour, 2008. London: National Institute for Health and Clinical Excellence.

60. Al-Shaikh GK, Wahabi HA, Fayed AA, Esmail SA, Al-Malki GA. Factors associated with successful induction of labor. *Saudi Med J*. 2012 Mar;33(3):298-303

61. World Health Organization (WHO). Recommended definition terminology and format for statistical tables related to the perinatal period and rise of a new certification for cause of perinatal deaths. Modifications recommended by FIGO as amended, October 14, 1976. *Acta Obstet Gynecol Scand* 1977; 56: 247–253.

62. American College of Obstetricians and Gynecologists (ACOG). Management of post term pregnancy. Practice Patterns No. 6. American College of Obstetricians and Gynecologists: Washington, DC;1997.

63. ACOG Committee Opinion No 579: Definition of term pregnancy. *Obstet Gynecol*. 2013 Nov;122(5):1139-40.

64. Divon MY, Haglund B, Nisell H, Olausson Otterblad P, Westgren M. Fetal and neonatal mortality in the post-term pregnancy: The impact of gestational age and fetal growth restriction. *Am J Obstet Gynecol* 1998;178:726–731.
65. Campbell K, Ostbye T, Irgens LM. Post-term birth: Risk factors and outcomes in a 10-year cohort of Norwegian births. *Obstet Gynecol* 1997;89:543–548.
66. Ingemarsson I, Kjällén K. Stillbirths and rate of neonatal deaths in 76 761 post-term pregnancies in Sweden, 1982–1991: a register study. *Acta Obstet Gynecol Scand* 1997;76:658–662.
67. Cole RA, Howie PW, Magnaughton MC. Elective induction of labour. A randomised prospective trial. *Lancet* 1975;1:767–770.
68. Sande HA, Tuveng J, Fonstelien T. A prospective randomised study of induction of labor. *Int J Gynaecol Obstet* 1983;21:333–336.
69. Sue-A-Quan AK, Hannah ME, Cohen MM, Foster GA, Liston RM. Effect of labour induction on rates of stillbirth and cesarean section in post-term pregnancies. *CMAJ* 1999;160:1145–1149.
70. Seyb ST, Berka RJ, Socol ML, Dooley SL. Risk of Cesarean delivery with elective induction of labor at term in nulliparous women. *Obstet Gynecol* 1999; 94: 600–607.
71. Yeast JD, Jones A, Poskin M. Induction of labor and the relationship to Cesarean delivery: review of 7001 consecutive inductions. *Am J Obstet Gynecol* 1999; 180: 628–633.
72. Freeman RK, Lagrew DC Jr. Postdate pregnancy. In *Obstetrics, normal and problem pregnancies*, Gabbe SG, Niebyl JR, Simpson JL (eds). Churchill Livingstone: Philadelphia, PA, 1996;887–897.

73. Oros D, Bejarano MP, Romero Cardiel M, Oros-Espinosa D, Gonzalez de Agüero R, Fabre E. Low-risk pregnancy at 41 weeks: when should we induce labor? *J Matern Fetal Neonatal Med.* 2012 Jun;25(6):728-731.

74. Rao A, Celik E, Poggi S, Poon L, Nicolaides KH. Cervical length and maternal factors in expectantly managed prolonged pregnancy: prediction of onset of labor and mode of delivery. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2008;32:646–651.

75. Strobel E, Sladkevicius P, Rovas L, De Smet F, Dejin Karlsson E, Valentin L. Bishop score and ultrasound assessment of the cervix for prediction of time to onset of labor and time to delivery in prolonged pregnancy *Ultrasound Obstet Gynecol* 2006;28:298–305.

76. WHO Expert Committee on Physical Status . *Physical status: the use of and interpretation of anthropometry, report of a WHO expert committee.* World Health Organization; Geneva:1995.

77. de Onis M, Habicht JP. Anthropometric reference data for international use: recommendations from a World Health Organization Expert Committee. *Am J Clin Nutr.* 1996;64:650–658.

78. Figueras F, Figueras J, Meler E, Eixarch E, Coll O, Gratacos E, et al. Customised birthweight standards accurately predict perinatal morbidity. *Arch Dis Child Fetal Neonatal Ed* 2007;92:277–280.

79. Lee AC, Katz J, Blencowe H, Cousens S, Kozuki N, Vogel JP, Adair L, Baqui AH, Bhutta ZA, Caulfield LE, Christian P, Clarke SE, Ezzati M, Fawzi W, Gonzalez R, Huybregts L, Kariuki S, Kolsteren P, Lusingu J, Marchant T, Merialdi M, Mongkolkeha A, Mullany LC, Ndirangu J, Newell ML, Nien JK, Osrin D, Roberfroid D, Rosen HE, Sania A, Silveira MF, Tielsch J, Vaidya A, Willey BA, Lawn JE, Black RE; *CHERG SGA-Preterm Birth Working Group.* National and regional estimates of term and preterm babies born small for gestational age in 138 low-income and middle-income countries in 2010. *Lancet Glob Health.* 2013 Jul;1(1):e26-36.

80. Platz E. *Diagnosis of IUGR: Traditional Biometry. Semin Perinatol* 2008;32:140-147.
81. Fang S. *Management of preterm infants with intrauterine growth restriction. Early Hum Dev* 2005;81:889-900.
82. Lee PA, Chernausk SD, Hokken Koelega ACS, Czernichow P. *International Small for gestational age advisory board consensus development conference statement: management of short children born small for gestational age. Pediatrics* 2003;111:1253-61.
83. Wilcox AJ. *Intrauterine growth retardation: beyond birthweight criteria. Early Hum Dev* 1983 Oct;8(3-4):189-93.
84. Pandipati S. *Uteroplacental Insufficiency and Intrauterine Growth Restriction: Part I. Postgrad Obstet Gynecol* 2007;27(6):13-15.
85. Savchev S, Figueras F, Sanz-Cortes M, Cruz-Lemini M, Triunfo S, Botet F, Gratacos E *Evaluation of an optimal gestational age cut-off for the definition of early- and late-onset fetal growth restriction. Fetal Diagn Ther.* 2014;36:99-105.
86. Battaglia FC, Lubchenco LO. *A practical classification of newborn infants by weight and gestational age. J Pediatr.* 1967;71:159-163.
87. McIntire DD, Bloom SL, Casey BM, Leveno KJ. *Birthweight in relation to morbidity and mortality among newborn infants. N Engl J Med.* 1999;340:1234-1238.
88. Kramer MS, Olivier M, McLean FH, Willis DM, Usher RH. *Impact of intrauterine growth retardation and body proportionality on fetal and neonatal outcome. Pediatrics.*1990;86:707-713.
89. Low JA, Handley-Derry MH, Burke SO, Peters RD, Pater EA, Killen HL, Derrick EJ. *Association of intrauterine fetal growth retardation and learning deficits at age 9 to 11 years. Am J Obstet Gynecol.*1992;167:1499-505.

90. Fattal-Valevski A, Leitner Y, Kutai M, Tal-Posener E, Tomer A, Lieberman D, Jaffa A, Many A, Harel S. Neurodevelopmental outcome in children with intrauterine growth retardation: a 3-year followup. *J Child Neurol.*1999;14:724-7.

91. Leitner Y, Fattal-Valevski A, Geva R, Eshel R, Toledano-Alhadeif H, Rotstein M, Bassan H, Radianu B, Bitchonsky O, Jaffa AJ, Harel S. Neurodevelopmental outcome of children with intrauterine growth retardation: a longitudinal, 10-year prospective study. *J Child Neurol.*2007;22:580-7.

92. Geva R, Eshel R, Leitner Y, Valevski AF, Harel S. Neuropsychological outcome of children with intrauterine growth restriction: a 9-year prospective study. *Pediatrics.*2006;118:91–100.

93. Barker DJ. Fetal growth and adult disease. *Br J Obstet Gynaecol.*1992;99:275-6.

94. Royal College of Obstetricians and Gynaecologists. *The Investigation and Management of the Small-for-Gestational-age Fetus. Green-top Guideline No. 31.* London: RCOG 2013. URL: (<https://www.rcog.org.uk/en/guidelines-research-services/guidelines/gtg31/>)

95. Vashevnik S, Walker S, Permezel M. Stillbirths and neonatal deaths in appropriate, small and large birthweight for gestational age fetuses. *Aust N Z J Obstet Gynaecol.*2007;47:302-6.

96. Vrouwenraets FPJM, Roumen FJME, Dehing CJG, van den Akker ESA, Aarts MJB, Scheve EJT. Bishop score and risk of Cesarean delivery after induction of labor in nulliparous women. *Obstet Gynecol.*2005;105:690–697.

97. Gramellini D, Folli MC, Raboni S, Vadora E, Merialdi A. Cerebral-umbilical Doppler ratio as a predictor of adverse perinatal outcome. *Obstet Gynecol.*1992;79:416–20.

98. Jain M, Farooq T, Shukla RC. Doppler cerebroplacental ratio for the prediction of adverse perinatal outcome. *Int J Gynaecol Obstet.* 2004;86:384–5.

99. Odibo AO, Riddick C, Pare E, Stamilio DM, Macones GA. Cerebroplacental Doppler ratio and adverse perinatal outcomes in intrauterine growth restriction: evaluating the impact of using gestational age-specific reference values. *J Ultrasound Med* 2005;24:1223–8.

100. Habek D, Salihagic A, Jugovic D, Herman R. Doppler cerebro-umbilical ratio and fetal biophysical profile in the assessment of peripartal cardiotocography in growth-retarded fetuses. *Fetal Diagn Ther.*2007;22:452–6.

101. Hershkovitz R, Kingdom JC, Geary M, Rodeck CH. Fetal cerebral blood flow redistribution in late gestation: identification of compromise in small fetuses with normal umbilical artery Doppler. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2000;15:209–212.

102. Cruz-Martinez R, Figueras F, Hernandez-Andrade E, Oros D, Gratacos E. Fetal brain Doppler to predict cesarean delivery for nonreassuring fetal status in term small-for-gestational-age fetuses. *Obstet Gynecol.* 2011;117:618–626.

103. Figueras F, Gardosi J. Intrauterine growth restriction: new concepts in antenatal surveillance, diagnosis, and management. *Am J Obstet Gynecol.*2011;204:288-300.

104. Intrauterine Growth Restriction: Screening, Diagnosis, and Management. SOGC Clinical Practice Guideline. N 295, August 2013. URL:<http://sogc.org/guidelines/intrauterine-growthrestriction-screening-diagnosismanagement/>).

105. Bahado-Singh RO, Kovanci E, Jeffres A, Oz U, Deren O, Copel J, Mari G. The Doppler cerebroplacental ratio and perinatal outcome in intrauterine growth restriction. *Am J Obstet Gynecol.*1999;180:750–756.

106. Arias F. Accuracy of the middle-cerebral-to-umbilical-artery resistance index ratio in the prediction of neonatal outcome in patients at high risk for fetal and neonatal complications. *Am J Obstet Gynecol.*1994;171:1541–1545.

107. Vahratian A, Zhang J, Troendle JF, Sciscione AC, Hoffman MK. Labor progression and risk of Cesarean delivery in electively induced nulliparas. *Obstet Gynecol.* 2005;105:698–704.

108. Boers KE, Vijgen SMC, Bijlenga D, van der Post JAM, Bekedam DJ, Kwee A, van der Salm PCM, van Pampus MG, Spaanderman MEA, de Boer K, Duvekot JJ, Bremer HA, Hasaart THM, Delemarre FMC, Bloemenkamp KWM, van Meir CA, Willekes C, Wijnen EJ, Rijken M, le Cessie S, Roumen FJME, Thornton JC, van Lith JMM, Mol BWJ, Scherjon SA. Induction versus expectant monitoring for intrauterine growth restriction at term: randomised equivalence trial (DIGITAT) *BMJ.* 2010;341:c7087.

109. Hamilton BE, Martin JA, Ventura SJ. Births: preliminary data for 2005. *Natl Vital Stat Rep* 2006;55:1–18.

110. Lilford RJ, van Coeverden de Groot HA, Moore PJ, Bingham P. The relative risks of caesarean section (intrapartum and elective) and vaginal delivery: a detailed analysis to exclude the effects of medical disorders and other acute pre-existing physiological disturbances. *Br J Obstet Gynaecol* 1990;97:883–892.

111. Ryding EL, Wijma K, Wijma B. Experiences of emergency cesarean section: A phenomenological study of 53 women. *Birth* 1998; 25: 246–251.

112. Creedy DK, Shochet IM, Horsfall J. Childbirth and the development of acute trauma symptoms: incidence and contributing factors. *Birth* 2000;27:104–111.

113. van Ham MA, van Dongen PW, Mulder J. Maternal consequences of caesarean section. A retrospective study of intraoperative and postoperative maternal complications of caesarean section during a 10-year period. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 1997;74:1–6.

114. O'Callaghan M, MacLennan A. Cesarean delivery and cerebral palsy: a systematic review and meta-analysis. *Obstet Gynecol.* 2013;122:1169-75.

115. Kim SN, Park KH, Jung HJ, Hong JS, Shin DM, Kang WS. *Clinical and sonographic parameters at 37 weeks' gestation for predicting the risk of primary Cesarean delivery in nulliparous women. Ultrasound Obstet Gynecol* 2010;36:486–492.

116. Hannah ME, Hannah WJ, Hewson SA, Hodnett ED, Saigal S, Willan AR. *Planned caesarean section versus planned vaginal birth for breech presentation at term: a randomised multicentre trial. Term Breech Trial Collaborative Group. Lancet* 2000;356:1375–1383.

117. Dzakpasu S, Fahey J, Kirby RS, Tough SC, Chalmers B, Heaman MI, Bartholomew S, Biringer A, Darling EK, Lee LS, McDonald SD. *Contribution of prepregnancy body mass index and gestational weight gain to caesarean birth in Canada. BMC Pregnancy Childbirth.* 2014 Mar;14:106.

118. Sebire NJ, Jolly M, Harris JP, Wadsworth J, Joffe M, Beard RW, Regan L, Robinson S. *Maternal obesity and pregnancy outcome: a study of 287,213 pregnancies in London. Int J Obes Relat Metab Disord* 2001;25:1175–1182.

119. Meijer-Hoogeveen M, Roos C, Arabin B, Stoutenbeek P, Visser GHA. *Transvaginal ultrasound measurement of cervical length in the supine and upright positions versus Bishop score in predicting successful induction of labor at term. Ultrasound Obstet Gynecol* 2009;33:213–220.

120. Smith GC, Celik E, To M, Khouri O, Nicolaides KH. *Cervical length at mid-pregnancy and the risk of primary cesarean delivery. N Engl J Med* 2008;358:1346–1353.

121. Braveman P, Egerter S, Edmonston F, Verdon M. *Racial/ethnic differences in the likelihood of cesarean delivery, California. Am J Public Health* 1995;85:625–630.

122. Allen VM, O'Connell CM, Farrell SA, Baskett TF. *Economic implications of method of delivery. Am J Obstet Gynecol.* 2005 Jul;193(1):192-7.

123. Petrou S, Henderson J, Glazener C. *Economic aspects of caesarean section and alternative modes of delivery. Best Pract Res Clin Obstet Gynaecol.* 2001 Feb;15(1):145-63.
124. Chung A, Macario A, El-Sayed YY, Riley ET, Duncan B, Druzin ML. *Cost effectiveness of a trial of labour after previous cesarean. Obstet Gynecol* 2001;97(6):932-41.
125. Kaufman KE, Bailit JL, Grobman W. *Elective induction: an analysis of economic and health consequences. Am J Obstet Gynecol* 2002;187(4):858-63.
126. Fahy M, Doyle O, Denny K, McAuliffe FM, Robson M. *Economics of childbirth. Acta Obstet Gynecol Scand.* 2013 May;92(5):508-16.
127. Comas M, Català L, Sala M, Payà A, Sala A, Del Amo E, Castells X, Cots F. *Descriptive analysis of childbirth healthcare costs in an area with high levels of immigration in Spain. BMC Health Serv Res.* 2011 Apr;11:77.
128. Kaimal AJ, Little SE, Odibo AO, Stamilio DM, Grobman WA, Long EF, Owens DK, Caughey AB. *Cost-effectiveness of elective induction of labor at 41 weeks in nulliparous women. Am J Obstet Gynecol.* 2011 Feb;204(2):137.e1-9.
129. Figueras F, Meler E, Iraola A, Eixarch E, Coll O, Figueras J, Francis A, Gratacos E, Gardosi J. *Customized birthweight standards for a Spanish population. Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol.*2008;136:20–4.
130. Arduini D, and Rizzo G. *Normal values of Pulsatility Index from fetal vessels: a crosssectional study on 1556 healthy fetuses. J Perinat Med.*1990;18:165-72.
131. Bartlett JW, Frost C. *Reliability, repeatability and reproducibility: Analysis of measurement errors in continuous variables. Ultrasound Obstet Gynecol* 2008;31:466–475.

132. Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 1977;33:159–174.

133. Baschat AA, Gembruch U. The cerebroplacental Doppler ratio revisited. *Ultrasound Obstet Gynecol.*2003;21:124–127.

134. National Institute for Health and Clinical Excellence. Intrapartum care: care of healthy women and their babies during childbirth. Clinical guideline 55. Issued September 2007. London (UK).

135. Salomon LJ, Deter RL, Alfievic Z. How to improve on the analysis and presentation of research data submitted to our Journal. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2008;32:721–728.

136. Stein W, Hellmeyer L, Schmidt S, Tekesin I. Intraobserver and interobserver reliability of transvaginal cervical length measurements and quantitative ultrasound tissue characterization of the cervix in the second and third trimester of pregnancy. *Ultraschall Med* 2011; 32 (2): 169–174.

137. To MS, Skentou C, Chan C, Zagaliki A, Nicolaidis KH. Cervical assessment at the routine 23-week scan: Standardizing techniques. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2001;17:217–219.

138. Rozenberg P, Porcher R, Salomon LJ, Boirot F, Morin C, Ville Y. Comparison of the learning curves of digital examination and transabdominal sonography for the determination of fetal head position during labor. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2008;31:332–337.

139. Tanir HM, Sener T, Yildiz Z. Digital and transvaginal ultrasound cervical assessment for prediction of successful labor induction. *Int J Gynaecol Obstet* 2008;100:52–55.

140. National Institute for Health and Clinical Excellence. *Cesarean section: full guideline draft. Second Edition. 2011. URL: <https://www.nice.org.uk/guidance/cg132/documents/caesarean-section-update-full-guideline2>.*
141. Allen VM, O'Connell CM, Liston RM, Baskett TF. *Maternal morbidity associated with cesarean delivery without labor compared with spontaneous onset of labor at term. Obstet Gynecol 2003;102(3):477–82.*
142. Berwick DM, Nolan TW, Whittington J. *The triple aim: care, health, and cost. Health Aff (Millwood) 2008;27(3):759–69.*
143. von Gruenigen VE, Deveny TC. *Health care reform: will quality remodeling affect obstetrician–gynecologists in addition to patients? Obstet Gynecol 2011;117(5):1167–9.*
144. Vijgen SM, van der Ham DP, Bijlenga D, van Beek JJ, Bloemenkamp KW, Kwee A, et al. *Economic analysis comparing induction of labor and expectant management in women with preterm prelabor rupture of membranes between 34 and 37 weeks (PPROMEXIL trial). Acta Obstet Gynecol Scand 2014;93(4):374–81.*
145. ACOG Committee on Practice Bulletins. *Obstetrics. ACOG Practice Bulletin no 107: induction of labor. Obstet Gynecol 2009;114:386-97.*
146. Arbeille P, Maulik D, Fignon A, Stale H, Berson M, Bodard S, Locatelli A. *Assessment of the fetal Po₂ changes by cerebral and umbilical Doppler on lamb fetuses during acute hypoxia. Ultrasound Med Biol 1995;21:861–870.*
147. Severi FM, Bocchi C, Visentin A, Falco P, Cobellis L, Florio P, Zagonari S, Pilu G. *Uterine and fetal cerebral Doppler predict the outcome of third-trimester small-for-gestational-age fetuses with normal umbilical artery Doppler. Ultrasound Obstet Gynecol 2002;19:225–228.*

148. Morales-Roselló J, Khalil A, Morlando M, Bhide A, Papageorgiou A, Thilaganathan B. Poor neonatal acid–base status in term fetuses with low cerebroplacental ratio. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2015;45:156–161.
149. Hettenbach A, Rath W, Heiss C, Lindner U. Induced labor with prostaglandins in birth weight below 2,500 g. *Z Geburtshilfe Neonatol* 1997;201:141–147.
150. Scollo P. Epidemiology of cesarean sections: prolonged pregnancy. *Clin Exp Obstet Gynecol* 1999;26:22–26.
151. Oros D, Figueras F, Cruz-Martinez R, Meler E, Munmany M, Gratacos E. Longitudinal changes in uterine, umbilical and fetal cerebral Doppler indices in late-onset small-for-gestational age fetuses. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2011;37:191–195
152. Koopmans CM, Bijlenga D, Groen H, Vijgen SM, Aarnoudse JG, Bekedam DJ, van den Berg PP, de Boer K, Burggraaff JM, Bloemenkamp KW, Drogtrop AP, Franx A, de Groot CJ, Huisjes AJ, Kwee A, van Loon AJ, Lub A, Papatsonis DN, van der Post JA, Roumen FJ, Scheepers HC, Willekes C, Mol BW, van Pampus MG; HYPITAT study group. Induction of labor versus expectant monitoring for gestational hypertension or mild pre-eclampsia after 36 weeks' gestation (HYPITAT): a multicentre, open-label randomised controlled trial. *Lancet* 2009;374:979–988.
153. Pilliod RA, Cheng YW, Snowden JM, Doss AE, Caughey AB. The risk of intrauterine fetal death in the small-for-gestational-age fetus. *Am J Obstet Gynecol* 2012; 207:318.
154. Elvedi-Gasparovic V, Klepac-Pulanic T, Peter B. Maternal and fetal outcome in elective versus emergency cesarean section in a developing country. *Coll Antropol* 2006;30:113–118.
155. Hibbard JU, Ismail MA, Wang Y, Te C, Karrison T. Failed vaginal birth after a cesarean section: how risky is it? I. Maternal morbidity. *Am J Obstet Gynecol* 2001; 184:1365–1371.

156. Resnik R. Intrauterine growth restriction. *Obstet Gynecol* 2002;99:490–496.
157. Allen VM, O'Connell CM, Baskett TF. Maternal morbidity associated with cesarean delivery without labor compared with induction of labor at term. *Obstet Gynecol* 2006;108:286–294.
158. Cubal A, Carvalho J, Ferreira MJ, Rodrigues G, Carmo OD. Value of Bishop score and ultrasound cervical length measurement in the prediction of cesarean delivery. *J Obstet Gynaecol Res* 2013;39:1391–1396.
159. Sanchez-Ramos L, Olivier F, Delke I, Kaunitz AM. Labour induction versus expectant management for postterm pregnancies: a systematic review with meta-analysis. *Obstet Gynecol*.2003;101:1312:8.
160. World Health Organization. *WHO Recommendations for Induction of Labour*. Geneva:WHO, 2011.
161. Grobman WA. Predictors of induction success. *Semin Perinatol*. 2012 Oct;36(5):344-7.
162. Hatfield AS, Sanchez-Ramos L, Kaunitz AM: Sonographic cervical assessment to predict the success of labor induction: A systematic review with metaanalysis. *Am J Obstet Gynecol* 2007;197:186-192.
163. Bost BW. Cesarean delivery on demand: what will it cost? *Am J Obstet Gynecol* 2003;188:1418-23.
164. Declercq E, Barger M, Cabral HJ, Evans SR, Kotelchuck M, Simon C, et al. Maternal outcomes associated with planned primary cesarean births compared with planned vaginal births. *Obstet Gynecol*. 2007;109:669–77.
165. Subramaniam A, Corvey KJ, Kilgore ML, Edwards RK. Planned cesarean delivery compared to induction of labor in women with class III obesity: a cost-minimization analysis. *J Matern Fetal Neonatal Med*. 2015 Dec;15:1-5.

.....**10. ANEXOS**

HOJA DE INFORMACIÓN Y CONSENTIMIENTO INFORMADO

HOJA DE INFORMACIÓN

“Creación de un modelo predictivo de cesárea y resultado perinatal tras la inducción de parto”

Como usted sabe, una de las actividades más importantes de la sanidad, junto con la asistencia a pacientes, es la investigación biomédica. Esto requiere, entre otras cosas, recoger datos de pacientes para analizarlos y obtener conclusiones que puedan ser útiles para futuros pacientes. Le invitamos a participar en un estudio que se va a desarrollar en el Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa de Zaragoza, y cuyo objetivo es estudiar los factores relacionados con la inducción de parto que hacen que las pacientes sometidas a este proceso tengan un mayor riesgo de finalizar la gestación por cesárea.

De acuerdo con las normas bioéticas y la legislación vigente, necesitamos su autorización para utilizar la información clínica (datos, imágenes, otros). Todas las exploraciones que se van a realizar forman parte de la práctica clínica diaria, y son totalmente inofensivas para usted y su bebé.

¿En qué consiste el estudio? Se entiende por inducción de parto a la estimulación de contracciones uterinas antes de inicio espontáneo de parto con el propósito de lograr la finalización de la gestación en mujeres con complicaciones maternas y/o fetales. Entre el 15 y 20% de las gestaciones son inducidas alrededor del término por indicaciones médicas. Comparado con el inicio espontáneo de parto, la inducción se asocia con un aumento de la tasa de cesárea en alrededor del 20%. Aunque hoy en día la cesárea es un procedimiento seguro, una cesárea urgente aumenta el riesgo tanto fetal como materna en comparación con una cesárea electiva. Las mujeres con alto riesgo de cesárea urgente deberían ser identificadas antes del inicio del parto, ya que podrían beneficiarse de una cesárea electiva. Pretendemos por lo tanto, desarrollar un modelo que nos permita predecir con mayor precisión de los métodos de exploración que disponemos en estos momentos, el riesgo que tiene una inducción de parto de terminar en cesárea.

En todo momento puede solicitar explicaciones a su médico sobre el desarrollo del estudio. Y después, si está de acuerdo con lo que se le propone, será seleccionada para participar.

A partir de su aceptación del estudio haremos lo siguiente:

Al ingreso registraremos información sobre la evolución de su embarazo así como sus antecedentes personales, peso y talla. Se le realizará una medición de la longitud cervical por ecografía transvaginal y el cálculo del Test de Bishop a partir de una exploración vaginal, por dos exploradores de forma independiente. Ninguna de las dos exploraciones supone riesgo para su bebé. La ecografía transvaginal es una técnica indolora, bien tolerada por las pacientes, en la que se introduce suavemente una sonda vaginal por vagina para visualizar y medir la longitud cervical. La exploración vaginal manual o cálculo del Test de Bishop es una técnica clásica en la evaluación de las condiciones cervicales al inicio de parto, relativamente molesta, pero imprescindible para el inicio de la inducción del parto.

El manejo de la inducción del parto se realizará según los protocolos aceptados por la Sociedad Española de Obstetricia y Ginecología. Al ser un estudio descriptivo, la información obtenida en el estudio en ningún momento modificará el control ni el tratamiento de la inducción del parto.

Tras el parto se recogerán una serie de datos médicos informativos suyos y de su bebé; datos como: tipo de parto acontecido, tipo de anestesia utilizada, tiempo transcurrido desde el inicio de la inducción y el momento del parto, peso del recién nacido o puntuación del Test de Apgar. Las variables analizadas en el proyecto forman parte de la asistencia clínica habitual, por lo que no se requiere de financiación para poder desarrollar el protocolo. Todos los datos obtenidos de cada exploración serán recogidos en una base de datos informatizada debidamente custodiada por el personal responsable del estudio.

¿Existe algún riesgo por participar en este estudio? No existen desventajas ni riesgos añadidos para usted ni para su bebé. Todas las exploraciones empleadas durante el proceso son técnicas totalmente inofensivas e indoloras, que de manera rutinaria se realizan en todas las pacientes que ingresan por inicio de trabajo de parto o rotura de bolsa amniótica. Por supuesto no implican ningún riesgo para la salud ni para el desenlace final de la gestación.

¿Qué ocurre si se niega a participar en el estudio? Su participación en el estudio es absolutamente voluntaria. En cualquier momento puede usted cambiar de opinión y salir del estudio.

Le agradecemos su colaboración y estamos a su disposición para contestar cualquier pregunta que quiera realizar. Los datos del estudio son confidenciales y sólo tendrán acceso a ellos los investigadores y el personal encargado de garantizar la calidad de los datos. Las autoridades sanitarias pueden, eventualmente, acceder a los mismos durante una inspección. Los nombres de los participantes no aparecerán en ninguna información o publicación de los datos del estudio. Su información personal no estará disponible al público, cumpliendo lo establecido en la Ley Orgánica 15/1999, de 13 de diciembre, de Protección de Datos de Carácter Personal. Por otro lado, ha de saber que cualquier estudio de investigación que se realiza en la Comunidad Autónoma de Aragón dispone de la aprobación del Comité Ético del Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud.

Consentimiento informado Creación de un modelo predictivo de cesárea y resultado perinatal tras la inducción de parto.

Versión 1.

Fecha: 17 de Octubre de 2012

CONSENTIMIENTO INFORMADO

Título del PROYECTO: **Creación de un modelo predictivo de cesárea y resultado perinatal tras la inducción de parto.**

Yo, (nombre y apellidos del participante)

He leído la hoja de información que se me ha entregado.

He podido hacer preguntas sobre el estudio y he recibido suficiente información sobre el mismo.

He hablado con:(nombre del investigador)

Comprendo que mi participación es voluntaria.

Comprendo que puedo retirarme del estudio:

- 1) cuando quiera

2) sin tener que dar explicaciones

3) sin que esto repercuta en mis cuidados médicos

Presto libremente mi conformidad para participar en el estudio.

Deseo ser informado sobre los resultados del estudio: sí no (marque lo que proceda)

Doy mi conformidad para que mis datos clínicos sean revisados por personal ajeno al centro, para los fines del estudio, y soy consciente de que este consentimiento es revocable.

He recibido una copia firmada de este Consentimiento Informado.

Firma del participante:

Fecha:

He explicado la naturaleza y el propósito del estudio al paciente mencionado

Firma del Investigador:

Fecha:

Consentimiento informado Creación de un modelo predictivo de cesárea y resultado perinatal tras la inducción de parto.

Versión 1.

Fecha: 17 de Octubre de 2012

/CEIC Aragón (CEICA)

Dña. María González Hincos, Secretaria del CEIC Aragón (CEICA)

CERTIFICA

1º. Que el CEIC Aragón (CEICA) en su reunión del día 21/11/2012, Acta Nº 19/2012 ha evaluado la propuesta del investigador referida al estudio:

Título: Creación de un modelo predictivo de cesárea y resultado perinatal tras la inducción de parto.

Investigador Principal: Raquel García Simón. HCU Lozano Blesa

Versión Protocolo: oct/ 2012

Versión hoja de información:

V 1 de 17/10/2012

1º. Considera que

- El proyecto se plantea siguiendo los requisitos de la Ley 14/2007, de 3 de julio, de Investigación Biomédica y su realización es pertinente.
- Se cumplen los requisitos necesarios de idoneidad del protocolo en relación con los objetivos del estudio y están justificados los riesgos y molestias previsibles para el sujeto.
- Son adecuados tanto el procedimiento para obtener el consentimiento informado como la compensación prevista para los sujetos por daños que pudieran derivarse de su participación en el estudio.
- El alcance de las compensaciones económicas previstas no interfiere con el respeto a los postulados éticos.
- La capacidad de los Investigadores y los medios disponibles son apropiados para llevar a cabo el estudio.

2º. Por lo que este CEIC emite un **DICTAMEN FAVORABLE**.

Lo que firmo en Zaragoza, a 21 de noviembre de 2012

Fdo:



Dña. María González Hincos
Secretaria del CEIC Aragón (CEICA)

COMPOSICIÓN DEL COMITÉ ÉTICO DE INVESTIGACIÓN CLÍNICA DE ARAGÓN

Dra. María González Hinjos, Secretaria del Comité Ético de Investigación Clínica de Aragón,

CERTIFICA

1º En la reunión celebrada el día 21 de noviembre de 2012, correspondiente al Acta nº 19/2012, se cumplieron los requisitos establecidos en la legislación vigente -Real Decreto 223/2004 y Decreto 26/2003 del Gobierno de Aragón, modificado por el Decreto 292/2005- para que la decisión del citado CEIC sea válida.

2º El CEIC de Aragón, tanto en su composición, como en sus PNT, cumple con las normas de BPC.

3º La composición del CEIC de Aragón en la citada fecha, era la siguiente:

- **Presidente:** Carlos Aibar Remón; Médico. Servicio de Medicina Preventiva y Salud Pública. Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa. Profesional Sanitario experto en epidemiología clínica.
- **Vicepresidente:** Cesar Loris Pablo; Médico. Servicio de Pediatría. Hospital Universitario Miguel Servet. Representante de Comisión de Investigación.
- **Secretaria:** María González Hinjos; Farmacéutica.
- Pilar Comet Cortés; Enfermera. Unidad Mixta de Investigación. Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa.
- Ignacio Giménez López; Médico. Investigador del Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud.
- Marina Heredia Ríos; Representante de las Organizaciones de Consumidores y Usuarios.
- Angela Idoipe Tomás; Farmacéutica. Servicio de Farmacia. Hospital Universitario Miguel Servet. Farmacéutica de Hospital.
- María Jesús Lallana Álvarez. Farmacéutica de Atención Primaria de Zaragoza Sector III.
- Jesús Magdalena Belío; Médico. Centro de Salud de Azuara. Médico con labor asistencial y representante del Comité de Ética Asistencial del Área de Atención Primaria II y V.
- Mariano Mateo Arrizabalaga; Médico. Servicio de Farmacología Clínica. Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa.
- Elisa Moreu Carbonell; Jurista. Profesora de la Facultad de Derecho, Universidad de Zaragoza.
- Javier Perfecto Ejarque; Médico. Centro de Salud Arrabal. Médico con labor asistencial.
- Alexandra Prados Torres; Médico. Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud. Representante de Comisión de Investigación.
- José Puzo Foncillas; Médico. Servicio de Bioquímica. Hospital General San Jorge. Representante de Comisión de Investigación.
- Diego Serrano Gómez; Biólogo. Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud.
- Mónica Torrijos Tejada; Médico. Instituto Aragonés de Ciencias de la Salud.

Para que conste donde proceda, y a petición del promotor,

Zaragoza, a 21 de noviembre de 2012



Firmado: María González Hinjos

(below/above 34 weeks), and 83 controls paired by maternal age and gestational age at scan with cases. Longitudinal clips of the far wall of both carotid arteries were obtained approximately 1 cm proximal to the bifurcation with a 13-MHz linear-array transducer and cIMT was measured offline using a trace method (Siemens Syngo Arterial Health Package) by averaging maximum IMT for both carotids.

Results: Carotid IMT was significantly increased in both early- and late-onset PE as compared to controls (controls: mean 0.518 mm (SD 0.06); early PE: 0.546 mm (0.07); late PE: 0.565 mm (0.06); $P = 0.026$) with a tendency to worse results in late-onset cases. All measurements remained significant even after adjustment by maternal age and ethnicity.

Conclusions: Our results are consistent with mothers with PE presenting an increased cardiovascular risk. Future studies are warranted to assess the potential utility of cIMT assessment to select to mothers at higher risk that may benefit from preventive strategies.

P30.02

Measurement of fetal urine production rate by 3D ultrasound in term fetuses with oligohydramnios

H. Hong, G. Cho, B. Koo, H. Bae, S. Hong, M. Oh, H. Kim

Department of Obstetrics and Gynecology, Korea University Guro Hospital, Seoul, Republic of Korea

Objectives: The purpose of this study was to evaluate that fetal urine production rate (FUPR) can be used as a diagnostic test to identify fetal growth restriction (FGR) among fetus with oligohydramnios.

Methods: This study included pregnant women at term divided into three groups according to presence or absence of oligohydramnios (AFI < 5th percentile for gestation) or FGR: Group 1 ($n = 20$) included normal amniotic fluid cases with normal fetal growth; Group 2 ($n = 14$) included oligohydramnios cases without FGR; Group 3 ($n = 10$) included oligohydramnios cases with FGR. FUPR was obtained by bladder volume measurements using the rotational method of Virtual Organ Computer-aided AnaLysis (VOCAL) with 3-D ultrasound by following formulas. $FUPR = (\text{Second bladder volume} - \text{first bladder volume}) \times 60 / \text{time interval in minutes}$.

Results: The amniotic fluid index was decreased significantly in oligohydramnios Groups (Groups 2 and 3) compared with Group 1. There was no difference in FUPR between Group 1 and oligohydramnios groups. However, FUPR was decreased in Group 3 compared with Groups 1 and 2. Otherwise, there was no difference in FUPR between Group 1 and Group 2.

Conclusions: FUPR was significantly decreased in oligohydramnios with FGR, but not in those without FGR. Decreased amniotic fluid with FGR may be caused by decreased FUPR, while in absence of FGR the cause may be other regulatory mechanisms rather than decreased FUPR.

P30.03

Fetal meconiumperitonitis: common and uncommon antenatal findings

J. Weichert¹, A. Schröder¹, M. Krapp⁵, U. Germer⁴, U. Gembruch³, R. Axt-Fliedner², D. R. Hartge¹

¹*Prenatal Medicine, University Hospital of Schleswig-Holstein, Campus Luebeck, Luebeck, Germany;*

²*Division of Prenatal Medicine, University of Giessen, Giessen, Germany;* ³*Department of Obstetrics and Prenatal Medicine, University of Bonn, Bonn, Germany;* ⁴*Caritas Hospital St. Josef, Regensburg, Germany;* ⁵*Amedes, Hamburg, Germany*

Objectives: To determine US characteristics of fetal meconiumperitonitis (MP) with respect to frequency, natural course, and impact on postnatal outcome.

Methods: In this retrospective study the medical records of 11 fetuses with MP were reviewed during a 15 year period. The antenatal appearance, course of pregnancy and postnatal outcome with focus on the need of surgical intervention were documented. We further tabulated all published studies dealing this issue and discussed our findings with current literature.

Results: The incidence of MP was 0.35/1000 pregnancies (11/31.330). The mean GA at diagnosis was 26+4 weeks (range 17+6 to 32+1 weeks). 8 fetuses presented with ascites, 1 of which had an additional fluid scrotal mass, in 1 case a dilated bowel was noted. Another 3 fetuses only had intraabdominal calcifications on initial scan. Invasive testing revealed a normal karyotype in 8/11 cases, 1 fetus had a homozygous CTFR gene mutation. In 6/8 cases with ascites the fluid tended to resolve spontaneously. 4/11 cases needed surgical treatment due to intestinal atresia. The remainder was treated conservatively. Consistent with previous series, polyhydramnios (and dilated bowel) were both associated with a higher rate of postnatal complications.

Conclusions: The prenatal findings of MP were rather unspecific regarding their prognostic impact. Whereas accompanying polyhydramnios were associated with either more severe intestinal anomalies or the need for surgical repair, the extent of calcifications and/or ascites were not as predictive for postnatal outcome.

Supporting information can be found in the online version of this abstract.

P30.04

Cervix assessment at the beginning of labour induction: agreement of ultrasound length and Bishop score in the hands of first-year residents

D. Gracia-Cólera^{1,2}, R. Garcia-Simon^{1,2}, D. Oros^{1,2}, E. Moreno Romea^{1,2}, C. Paules Tejero^{1,2}, F. Ernesto^{1,2}

¹*Obstetrics, Hospital Clínico Universitario Zaragoza, Zaragoza, Spain;* ²*Obstetrics, Instituto aragones de Ciencias de la Salud, Zaragoza, Spain*

Objectives: To evaluate repeatability and agreement of first-year residents in the assessment of ultrasound cervix length and Bishop score, at the beginning of labour induction.

Methods: One experienced specialist in maternal-fetal medicine and two first-year residents evaluated 77 singleton pregnancies at the beginning of labour induction. Before the study, both residents were trained in the assessment of the cervical conditions. Cervical length by ultrasound and Bishop score was evaluated according to standard methodology. Intraobserver correlation of sonographic cervical length, and interobserver agreement between the specialist and each of the first-year residents for cervical length by ultrasound and Bishop score were calculated by means of intra-class correlation coefficients (ICCs) and coefficient of variation (CV).

Results: The mean gestational age, cervical length and median Bishop score at inclusion were 282.2 days (12.1), 27.6 mm (10.1), and 3 (0–6) respectively. The intraobserver CV and ICCs for ultrasound cervical length were 5.03% (95% CI 4.14%–5.93%), 0.993 (95% CI 0.989–0.995) for the experience observer, and 5.68% (95% CI 4.51%–6.84%), 0.992 (95% CI 0.986–0.995) and 5.62% (95% CI 4.43%–6.82%), 0.993 (0.988–0.996) in the hands of the residents. The interobserver CV and ICCs for Bishop score between the specialist and each trainee were 23.5% (95% CI 11.7%–35.2%), 0.883 (95% CI 0.774–0.939) and 27.5% (95% CI 11.5%–47.5%), 0.873 (95% CI 0.737–0.939) respectively. Regarding to the sonographic evaluation of cervical length, the interobserver CV and ICCs between the specialist and resident A were 9.36% (95% CI 6.45%–12.27%), 0.950 (95% CI 0.903–0.974), and between the specialist and resident B were 8.73% (95% CI 5.66%–11.79%), 0.954 (95% CI 0.904–0.978).

Conclusions: In the hands of trained first-year residents ultrasound assessment of cervix at the beginning of labour induction has much

a higher agreement with an experience specialist than the Bishop score.

P30.05

3D ultrasonography using VOCAL for estimation of reference range of 1st trimester fetal volume

H. M. Gaafar, G. Abd el fatah

Fetal Medicine Unit, Kasr Alaini, Faculty of Medicine, Cairo University, Cairo, Egypt

Objectives: The objective was to estimate a reference range of 3D embryo volume using VOCAL for pregnancies between 7 & 11 weeks.

Methods: This is a cross-sectional study including 60 singleton pregnancies with an E6 (GE, USA) with an endocavitary volumetric 4–9 MHz probe, using VOCAL with a manual tracer at 30°, the outer aspect of the embryo was drawn manually on every image displayed sequentially in this plane. At the end of the 180° rotation, the built in software calculated the volume automatically.

Results: The mean CRL was 23.7 ± 9.0 mm (range 9 to 38 mm). Mean fetal volume was 1.7 ± 1.2 cm³ (range 0.35 to 4.0 cm³). There was a strong positive correlation between fetal volume and menstrual age, gestational age and CRL ($r = 0.919, 0.938$ and 0.941 , resp.). Power regression model produced an R² value of 0.880 with a regression equation ($y = 8.657 * x + 0.150$). The predicted gestational age fitted well with that predicted from CRL with a minimal difference and a P of 0.234.

Conclusions: This pilot study demonstrated a strong correlation between fetal volume estimation and crown-rump length measurement for the prediction of gestational age ($r = 0.950$). Embryonic/fetal volume is a good predictor of gestational age with a power regression equation ($y = 8.657 * x + 0.150$) for the period from 7 weeks to 10 weeks + 6 days.

P30.05: Table 1. Descriptive values of the fetal volume for each week

Week	n	Mean \pm SD	Median (range)	95% CI
7 to 7+6	12	0.41 \pm 0.06	0.41 (0.35–0.50)	0.35–0.47
8 to 8+6	20	1.11 \pm 0.60	1.04 (0.37–1.85)	0.68–1.54
9 to 9+6	10	2.03 \pm 0.84	1.50 (1.30–3.00)	0.99–3.07
10 to 10+6	18	3.11 \pm 0.54	3.00 (2.50–4.00)	2.69–3.52

Supporting information can be found in the online version of this abstract.

P30.06

Intrapartum translabial sonography: a prospective analysis of various methods to predict the mode of delivery in prolonged second stage of labor

Y. Gilboa, Z. Kivilevitch, M. Spira, A. Kedem, O. Moran, R. Achiron

OBGYN, Sheba Medical Center, Hod Hasharon, Israel

Objectives: To evaluate the best translabial ultrasound parameters for the prediction of successful vaginal delivery at prolonged second stage of labor.

Methods: This was a prospective observational study of women with singleton cephalic presentation above 37 weeks of gestation diagnosed during prolonged second stage of labor. Translabial sonography was performed by an ultrasound specialist who was blinded to the head station. The sonographic data except head position was not revealed to the obstetricians managing the delivery. In each patient the angle of progression, head direction and head descent during pushing were assessed. The primary outcome was

assessed with the 4 modes of delivery, spontaneous vaginal delivery, vacuum extraction (VE), failed VE and Cesarean section (CS).

Results: 64 women patients in prolonged second stage were enrolled in the study 36 delivered by VE, 16 spontaneous deliveries 8 CS for failure to progress, 4 CS after failed VE. Although the angle of progression did not differ significantly between delivery modes a significant difference was observed between successful VE and failed attempt VE groups ($P < 0.03$). Head direction during pushing significantly differed between modes of delivery. No spontaneous delivery observed if head was down oriented. Fetal head descent during pushing predicted success of vaginal delivery (Fisher exact test $P < 0.04$, LR = 2).

Conclusions: We have shown that the head direction and head descent during pushing could predict the success of vaginal delivery at prolonged 2nd stage.

P30.07

Predicting gastroschisis perinatal outcome from antenatal characteristics

G. Martillotti¹, I. Boucoiran¹, E. Dubé², A. Dampousse³, A. Grignon³, A. Moussa⁴, S. Bouchard⁵, L. Morin¹

¹Obstetrics and Gynecology, CHU Sainte Justine, Université de Montréal, Montréal, QC, Canada; ²Research Center, CHU Sainte Justine, Université de Montréal, Montréal, QC, Canada; ³Radiology, CHU Sainte Justine, Université de Montréal, Montréal, QC, Canada; ⁴Neonatology, CHU Sainte Justine, Université de Montréal, Montréal, QC, Canada; ⁵Pediatrics surgery, CHU Sainte Justine, Université de Montréal, Montréal, QC, Canada

Objectives: To establish a correlation between prenatal ultrasound findings and postnatal outcome in neonates with gastroschisis (GS).

Methods: This was a Retrospective cohort study over 11 years (2000–2011) on cases of newborns with isolated GS reviewed by examining prenatal ultrasound, obstetrical, neonatal and pediatric surgical records. Main neonatal outcomes were complex GS in the first 10 days of life (associated with bowel complications including intestinal atresia, perforation, necrosis or volvulus), short bowel syndrome and neonatal death. These were correlated for prenatal ultrasound findings including: intrauterine growth retardation, intra-abdominal bowel dilatation (IBD), extra-abdominal bowel dilatation (EBD), stomach dilatation, stomach herniation, absence of bowel peristalsis, disturbed mesenteric circulation, absence of lumen of intestinal loops, volvulus, echogenic dilated bowel loops.

Results: 107 newborns were included. Perinatal mortality was 15/107 (14%). 15 newborns had complex GS (14%) and 15 were complicated on long term by short bowel syndrome (14%). Predictive ultrasounds markers of complex GS were IBD (adjusted odds ratio: aOR 3.5, 95% CI 1.0–12.4) and absence of bowel peristalsis (aOR 15.1, 95% CI 2.4–95.6). The presence of echogenic dilated bowel loops (aOR 30.4, 95% CI 2.8 to 327.2) and drug use (aOR 4.0, 95% CI 1.0–15.9) were associated with an increased risk of short bowel.

Conclusions: IBD, absence of bowel peristalsis and echogenic dilated bowel loops appear to be the antenatal ultrasound markers most strongly associated with an unfavorable outcome in GS. The impact of increased prenatal surveillance and early delivery in the presence of these ultrasounds markers has to be assessed.

P30.08
Clinical outcomes in focal versus diffuse placenta accreta, and the influence of balloon iliac occlusion

R. McEwing^{1,2}, R. Belsham¹, M. McAuliffe²

¹Department of Radiology, Christchurch Women's Hospital, Christchurch, New Zealand; ²University of Canterbury, Christchurch, New Zealand

Objectives: The objective of the study was to evaluate differences in post partum bleeding, transfusion requirement and length of hospital stay in women with focal vs. diffuse placenta accreta. The same parameters were compared in women undergoing balloon occlusion vs. no occlusion of the iliac arteries at Caesarean delivery for accreta.

Methods: Prospective observational study of women with suspected focal or diffuse placenta accreta on routine sonography. Follow up scans were performed as required. Surgical and histologic correlation was performed after Caesarean delivery. Independent groups *t*-tests and non-parametric Mann-Whitney U were used in the statistical analysis.

Results: 25 women were diagnosed on ultrasound with placenta accreta, 9 with focal accreta and 16 with diffuse involvement. On average, women in the diffuse group exhibited significantly greater blood loss ($P < 0.001$) than the focal group and had a higher transfusion requirement ($P = 0.12$). There was no significant difference in hospital stay between the groups. 12 women underwent balloon iliac occlusion at Caesarean delivery, 2 of whom had focal accreta diagnosed prenatally and 10 had diffuse accreta. There were no significant differences in blood loss, transfusion requirement or length of hospital stay between the balloon vs. no-balloon occlusion groups.

Conclusions: Prenatal diagnosis of extent of placenta accreta is clinically important and should guide management around delivery. Although the numbers in this study are small, no significant differences in blood loss or transfusion requirement were observable between the balloon occlusion vs. no occlusion group. Further studies are required to assess whether this is a worthwhile and cost-effective intervention in management of placenta accreta.

P30.09
Correlation between STIC Power Doppler impedance indices from spherical samples of the placenta and conventional umbilical artery Doppler indices in normal pregnancies

A. Rossi¹, L. Forzano¹, I. Romanello¹, E. Cosmi², G. Fachechi¹, D. Marchesoni¹

¹Clinica Ostetrica Ginecologica, Università degli Studi di Udine, Udine, Italy; ²Clinica Ostetrica Ginecologica, Università degli Studi di Padova, Padova, Italy

Objectives: Volumetric impedance indices derived from Spatio-Temporal Imaging Correlation (STIC) power Doppler (PD) might overcome the influence of machine settings and attenuation. We examined the application of these indices to the placentas in healthy pregnancies, assessing their correlation with umbilical artery (UA) impedance indices.

Methods: 50 uncomplicated singleton pregnancies were included. A single operator evaluated UA pulsatility index (PI), resistance index (RI), systolic:diastolic ratio (S/D) and 3D STIC PD datasets from placenta just above the placental cord. Spherical samples were obtained from basal to chorionic plate from every frame to determine vascularization index (VI), flow index (VFI) and vascularization and flow index (VFI): maximum, minimum and average values were used to determine the 3D volumetric impedance indices (vPI;vRI;vS/D). Association between volumetric indices from placenta and UA Doppler indices was assessed by Pearson's correlation.

Results: Pearson's *r*-values showed a weak correlation between UA indices and the respective volumetric indices from spherical samples of placenta.

Conclusions: Volumetric impedance indices assessed from spherical samples of placenta are sufficiently do not correlate with UA Doppler indices in healthy pregnancies.

P30.10
Factors associated with the location of uterine scar defect in women with previous low-transverse Cesarean

L. Bérubé¹, A. Boutin^{4,3}, N. Jastrow², M. Girard³, N. Brassard¹, E. Bujold^{1,3}

¹Obstétrique Gynécologie, Faculty of Medicine, Université Laval, Québec, QC, Canada; ²Obstetrics and Gynecology, Hôpitaux Universitaires de Genève, Genève, Switzerland; ³Centre de recherche du CHUQ, Québec, QC, Canada; ⁴Médecine Sociale et Préventive, Université Laval, Québec, QC, Canada

Objectives: Third-trimester ultrasonographic evaluation of uterine scar and lower uterine segment (LUS) thickness measurement can be used to predict uterine rupture. However, very low scar are best evaluated using transvaginal ultrasound, while scar located high on the LUS can be better evaluated using transabdominal ultrasound. Moreover, location of the scar on LUS has also been proposed as a factor related to uterine rupture. We aimed to evaluate the factors related to the location of uterine scar defects.

Methods: A prospective cohort study of women with a previous single low-transverse Cesarean undergoing ultrasonographic measurement of lower uterine segment (LUS) thickness between 35 and 38 weeks' in a tertiary-care center was conducted. The presumptive location of the scar (determined by the presence of a "niche" in the myometrium) and the distance from the endocervix to the "niche" were assessed by an observer blinded to all clinical data. The measurements were repeated by a second blinded observer. Univariate and multivariate linear regression analyses were performed to evaluate the association between the distance endocervix-niche and potential related factors.

Results: Presumptive location of the scar (a "niche") was identified in 109 (28%) out of 383 recruited women at a mean gestational age of 36.7 ± 0.8 weeks. We found that two factors that were strongly associated with the location of the scar on LUS: a previous Cesarean performed before labor and before term gestation (both with $P < 0.01$). The distance between the endocervix and the "niche" remained associated with gestational age and cervical dilatation at the time of previous Cesarean after adjustment for potential confounding factors ($P < 0.01$).

Conclusions: Labor, cervical dilatation and gestational age at the time of previous Cesarean are positively associated with lower location of uterine scars the LUS. These results could possibly explain why women with previous Cesarean performed before labor and/or before term are at greater risk of thin LUS thickness and uterine rupture.

P30.11
Ultrasound assessment of cervical length in labour induction: prediction of maternal and perinatal outcome

R. Garcia-Simon^{1,2}, D. Gracia-Cólera^{1,2}, D. Oros^{1,2}, C. Paules Tejero^{1,2}, E. Moreno Romea^{1,2}, E. Fabre^{1,2}

¹Obstetrics, Hospital Clínico Universitario Zaragoza, Zaragoza, Spain; ²Obstetrics, Instituto aragonés de Ciencias de la Salud, Zaragoza, Spain

Objectives: To evaluate the usefulness of sonographic assessment of cervical length in the prediction of maternal and perinatal outcome at the beginning of labour induction.

Methods: We performed a prospective cohort study of 165 inductions of labor. Indications of labor induction were prolonged pregnancy (53.9%), pre-eclampsia (13.3%), fetal growth restriction (10.9%), gestational diabetes (9.7%), and others (12.2%). When

the Bishop score was below 6 at admission, cervical ripening with prostaglandins was performed. Membrane rupture and intravenous oxytocin was used in all cases. Maternal and perinatal variables were collected prospectively. Analysis was performed by logistic regression analysis and ROC curves.

Results: The rate of cesarean delivery after induction was 23.6%, 46.7% of patients were nulliparous, and 16.7% of patients had a history of previous cesarean section. Mean gestational age at the inclusion was 39.7(1.6) weeks. Ultrasound cervical length areas under the ROC curve for prediction of Cesarean section were 75% (95% CI 62–83%; $P = 0.04$), and for the prediction of severe maternal complication 83% (95% CI 74–92%; $P = 0.007$). Cervical length of 20 mm was the best cut-off for the prediction of cesarean after labor induction (92% sensitivity and 68% specificity). Patients with a cervical length < 20 mm at the beginning of labour induction had a lower rate of cesarean sections (10.7% vs. 33.7%; $P = 0.018$) (OR 0.19 (CI 95% 0.05–0.76; $P = 0.02$)) and cesarean section for failed induction (7.1% vs. 24.7%; $P = 0.045$) (OR 0.16 (CI 95% 0.03–0.75; $P = 0.03$)) and a trend to reduced neonatal admission rate (3.6% vs. 15.1%; $P = 0.101$), umbilical artery pH below 7.20 (7.4% vs. 17.4%; $P = 0.184$) and severe maternal complications (0% vs. 7%; $P = 0.151$).

Conclusions: Ultrasonographic measurement of cervical length at labour induction admission predicts maternal and perinatal outcome and the risk of Cesarean section.

P30.12

Perinatal outcome in gastroschisis based on prespecified antenatal ultrasound findings

D. Fotiou², J. Brockelsby¹, C. Lees¹

¹Fetal Medicine, Addenbrookes Hospital, University Hospitals NHS Foundation Trust, Cambridge, United Kingdom; ²School of Clinical Medicine, University of Cambridge, Cambridge, United Kingdom

Objectives: To test the hypothesis that adverse outcome in fetuses with gastroschisis can be categorised according to US features associated with either a hypoxic or gastrointestinal aetiology.

Methods: Prespecified antenatal US findings and neonatal outcomes were studied in 69 prenatally diagnosed cases of gastroschisis in one unit 2002–2011. Logistic regression was used to study whether (1) perinatal death can be predicted from prenatally specified US markers of hypoxia: Umbilical artery pulsatility index (UAPI) > 95th PCT, IUGR (estimated fetal weight < 5th PCT), Amniotic fluid index (AFI) < 5 cm or single deepest pocket (SDP) < 2 cm and (2) Adverse GI outcome can be predicted from US bowel dilatation > 10 mm, AFI > 25 cm or SDP > 8 cm. The relationship between time to enteral feed (TEF), length of hospital stay (LOHS) and gestation age at delivery (GAD) was studied with linear regression.

Results: Regression analysis showed no relationship between perinatal death and US markers of hypoxia nor adverse GI outcome and US markers of bowel damage. However, adverse GI outcome was present in all 3 polyhydramnios cases versus 18% in the no-polyhydramnios group ($P < 0.01$, Fishers test). Perinatal mortality was 8% and IUGR detected in all. 13% of IUGR cases resulted in perinatal death versus 0 with no IUGR ($P = 0.06$, Fishers test). There were no deaths in the no IUGR/no polyhydramnios group. Lower GAD was associated with longer TEF ($\exp(\beta):0.98$, 95%CI 0.7–1.0) and LOHS ($\exp(\beta):0.98$, 95%CI 0.7–1.0).

Conclusions: No consensus has emerged from previous studies of US markers relative to gastroschisis outcome. Some findings of this large single centre cohort are intuitive though not previously shown: earlier GAD means longer TEF and LOHS. Though there was no relationship between grouped US features of hypoxia and perinatal death or of bowel damage and adverse GI outcome, individual US findings were associated with adverse outcome. Polyhydramnios was rare but invariably linked with adverse GI outcome necessitating complex surgery. All perinatal deaths were associated with antenatally diagnosed IUGR.

P30.13

A prospective longitudinal ultrasound study of the fetal small bowel and colon diameters

C. Lap, G. Manten, E. Mulder, G. Visser, L. R. Pistorius

Perinatology and Gynaecology, University Medical Center, Utrecht, Netherlands

Objectives: To establish reference ranges for the fetal small bowel and colon diameters by 2D-ultrasound during the second and third trimesters.

Methods: 38 low-risk pregnancies were examined prospectively between 20 and 41 weeks of gestation at 4-week intervals (median; IQR 4.0–4.4 weeks). The largest loops of the small bowel and colon were identified in a sagittal plane of the fetal abdomen. The shortest diameter of the lumen was measured. Linear mixed modeling was used to determine the individual developmental trajectories of the bowel diameters. Linear and non-linear components of gestational age were evaluated.

Results: A total of 198 ultrasonographic examinations were performed (median 5.0 per fetus). The small bowel and colon diameters were successfully measured in 65% and 98%, respectively. Development of the small bowel and colon diameters was best described by a quadratic (Fig. 1,A) and cubic model (Fig. 1,B), respectively.

Conclusions: We provided the first ultrasound reference ranges based on repeated individual measurements of the fetal small bowel and colon diameter.

Supporting information can be found in the online version of this abstract.

P30.14

The role of prenatal ultrasound and MRI in the prenatal diagnosis of CHARGE: a single centre prenatal series of 10 cases of CHD7 mutated fetuses

C. Alby-Averseng¹, N. Benzina¹, J. Bault¹, J. Stirnemann¹, N. E. Russell¹, P. Sonigo³, A. Millischer³, T. Attie Bitach², L. J. Salomon¹, Y. Ville¹

¹Obstetrics and Gynecology, Necker Enfants Malades, Paris, France; ²Histology, Embryology, Cytogenetics, Necker Enfants Malades, Paris, France; ³Radiology, Necker Enfants Malades, Paris, France

Objectives: Coloboma, Heart defect, Atresia choanae, Retarded growth and development, Genital hypoplasia, Ear anomalies/deafness (CHARGE) syndrome is usually a sporadic genetic malformative syndrome with an incidence of 1/8500 to 1/12000 live births. The CHD7 gene encoding a protein involved in chromatin organization is responsible for the majority (60%) of cases. The diagnosis of CHARGE syndrome is increasingly made antenatally, but remains challenging in many instances. Our objective was to define a prenatal strategy for CHARGE diagnosis.

Methods: We present a single centre series of 10 prenatally diagnosed CHARGE syndrome cases confirmed by CHD7 molecular analysis.

Results: The most common entries in the diagnosis in this series were congenital heart disease(CHD)(8/10) and posterior fossa anomalies (5/10). Five cases were diagnosed in the second trimester and of these the most frequent association was CHD with cleft lip palate (CLP) (3/5). Posterior fossa anomalies were mainly diagnosed in third trimester (4/5). Of the cases diagnosed in the third trimester, the most common associations were either posterior fossa anomaly and hydrops (2/5) or CHD and microphthalmia (2/5). Fetopathological examination revealed arhinencephaly and semi-circular canal agenesis in all cases, 7/10 of which were diagnosed by prenatal MRI. None of the cases reviewed had evidence of intra uterine growth restriction, suggesting that this appears post natally.



**García Simón, R.; Gracia Cólera, D.; Boillos Calvo, M.J.;
Herraiz Esteban, N.; Oros López, D.; Fabre González, E.**

han presentado el Póster Electrónico titulado:

SECCIÓN MEDICINA PERINATAL

**“REPRODUCIBILIDAD INTRA E INTEROBSERVADOR DE LAS CONDICIONES CERVICALES
MEDIANTE EL TEST DE BISHOP Y LA ECOGRAFÍA VAGINAL EN RESIDENTES DE PRIMER AÑO”**

durante el 31º Congreso Nacional de la Sociedad Española de Ginecología y Obstetricia”,
celebrado en Sevilla, del 17 al 20 de Mayo de 2011.

José Manuel Bajo Arenas
Presidente de la S.E.G.O.

Rogelio Garrido Teruel
Presidente del Comité Organizador



**R GARCIA-SIMON; A MONTAÑES; J CLEMENTE; MD DEL PINO; E FABRE;
D OROS**

han presentado el Póster Electrónico titulado:

“IMPLICACIONES ECONÓMICAS DE LA INDUCCIÓN DE PARTO”

durante el

33 Congreso Nacional de la Sociedad Española de Ginecología y Obstetricia”
celebrado en Bilbao, del 16 al 20 de Junio de 2015.

Txantón Martínez-Astorquiza Ortiz de Zárate
Presidente del 33 Congreso Nacional de la S.E.G.O.

José María Laila Vicens
Presidente de la S.E.G.O.





XXXIV Congreso Nacional de la Sección Medicina Perinatal



Zaragoza
2014
13, 14, 15 de Junio

Premio "Loli Martínez Carrera" a la Mejor Comunicación de Elevada a Ponencia

A favor de:

R. GARCIA-SIMÓN; D. ORÓS; S. SAVCHEV; F. FIGUERAS; E. FABRE

"ANÁLISIS INTEGRADO DEL TEST DE BISHOP Y EL DOPPLER CEREBRAL PARA LA PREDICIÓN DEL RESULTADO PERINATAL TRAS LA INDUCCIÓN DE PARTO EN CIR TARDÍO."

Que ha sido premiada en el

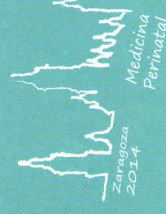
"XXIV CONGRESO NACIONAL DE LA SECCIÓN DE MEDICINA PERINATAL"

celebrado en Zaragoza del 13 al 15 de Junio de 2014

Presidente del Congreso
José Javier Tobajas Hows

Presidente de la Sección
Txantón Martínez-Astorquiza Ortiz de Zárate

XXIV Congreso Nacional de la Sección Medicina Perinatal



Zaragoza
2014
13, 14, 15 de Junio

DIPLOMA

R. García-Simón; D. Oros; S. Savchev; F. Figueras; E. Fabre

han presentado la Comunicación Oral elevada a categoría de Ponencia:

**"ANÁLISIS INTEGRADO DEL TEST DE BISHOP Y EL DOPPLER CEREBRAL PARA LA PREDICCIÓN
DEL RESULTADO PERINATAL TRAS LA INDUCCIÓN DE PARTO EN CIR TARDÍO."**

durante el **"XXIV CONGRESO NACIONAL DE LA SECCIÓN DE MEDICINA PERINATAL DE LA S.E.G.O."**

celebrado en Zaragoza del 13 al 14 de junio de 2014

Presidente del Congreso
José Javier Tobajas Homs

Presidente de la Sección
Txantón Martínez-Astorquiza Ortiz de Zárate

You have free access to this content

Ultrasound in Obstetrics & Gynecology

Copyright © 2015 ISUOG. Published by John Wiley & Sons Ltd.



Supplement: Abstracts of the 24th World Congress on Ultrasound in Obstetrics and Gynecology, 14–17 September 2014, Barcelona, Spain

September 2014

Volume 44, Issue S1

Pages 1–369

1. Oral communication abstracts

1. [Top of page](#)
2. [Oral communication abstracts](#)
3. [Short oral presentation abstracts](#)
4. [Electronic poster abstracts](#)

1. Plenary: Ian Donald Medal, top abstracts, ISUOG AGM

You have free access to this content

[OC01.01: *High resistance uterine artery indices in the first trimester predispose to increased trophoblast apoptosis, altered oxygen signalling and antioxidant defenses \(page 1\) \(/doi/10.1002/uog.13464/abstract\)](#)

K. Leslie, R. Dechend, G.S. Whitley, J.E. Cartwright and B. Thilaganathan

Article first published online: 8 SEP 2014 | DOI: 10.1002/uog.13464

- [Abstract \(/doi/10.1002/uog.13464/abstract\)](#)
- [Full Article \(HTML\) \(/doi/10.1002/uog.13464/full\)](#)
- [Enhanced Article \(HTML\) \(http://onlinelibrary.wiley.com/enhanced/doi/10.1002/uog.13464\)](#)
- [PDF\(46K\) \(/doi/10.1002/uog.13464/epdf\)](#)
- [PDF\(46K\) \(/doi/10.1002/uog.13464/pdf\)](#)
- [Request Permissions \(https://s100.copyright.com/AppDispatchServlet?publisherName=Wiley&publication=UOG&title=OC01.01%3A%20High%20resistance%20uterine%20artery%20indices%20in%20the%20first%20trimester\)](#)

2. You have free access to this content

[OC01.02: Fetal brain imaging following laser surgery in twin–twin surgery \(page 1\) \(/doi/10.1002/uog.13465/abstract\)](#)

M. Essaoui, G. Virginie, V. Stagnati, S. Hourrier, N. Bahi-Buisson, P. Sonigo, A. Millischer, L.J. Salomon and Y. Ville

Article first published online: 8 SEP 2014 | DOI: 10.1002/uog.13465

- [Abstract \(/doi/10.1002/uog.13465/abstract\)](#)
- [Full Article \(HTML\) \(/doi/10.1002/uog.13465/full\)](#)
- [Enhanced Article \(HTML\) \(http://onlinelibrary.wiley.com/enhanced/doi/10.1002/uog.13465\)](#)
- [PDF\(46K\) \(/doi/10.1002/uog.13465/epdf\)](#)
- [PDF\(46K\) \(/doi/10.1002/uog.13465/pdf\)](#)
- [Request Permissions \(https://s100.copyright.com/AppDispatchServlet?publisherName=Wiley&publication=UOG&title=OC01.02%3A%20Fetal%20brain%20imaging%20following%20laser%20surgery%20in%20twin%E2%80%2CP%20Sonigo%2CA.%20Millischer%2CL.J.%20Salomon%2CY.%20Ville&startPage=1&endPage=1©right=Copyright%20C%2A9%20\)](#)

3. You have free access to this content

[OC01.03: Ambulatory versus hospitalised management of patients with threatened preterm labour and a cervical length >25mm: a randomised clinical trial \(pages 1–2\) \(/doi/10.1002/uog.13466/abstract\)](#)

R. Latorre, B. Walker Labarca, R. Gomez, F. Pais, F. Avila, A. Valenzuela, M. Yamamoto, J. Carrillo and A. Insunza

Article first published online: 8 SEP 2014 | DOI: 10.1002/uog.13466

- [Abstract \(/doi/10.1002/uog.13466/abstract\)](#)
- [Full Article \(HTML\) \(/doi/10.1002/uog.13466/full\)](#)
- [Enhanced Article \(HTML\) \(http://onlinelibrary.wiley.com/enhanced/doi/10.1002/uog.13466\)](#)
- [PDF\(66K\) \(/doi/10.1002/uog.13466/epdf\)](#)
- [PDF\(66K\) \(/doi/10.1002/uog.13466/pdf\)](#)
- [Request Permissions \(https://s100.copyright.com/AppDispatchServlet?publisherName=Wiley&publication=UOG&title=OC01.03%3A%20Ambulatory%20versus%20hospitalised%20management%20of%20patients%20with%20\)](#)

4. You have free access to this content

[OC01.04: *Differences in term brain cortical development and metabolism assessed by magnetic resonance in fetuses with major congenital heart defects \(page 2\) \(/doi/10.1002/uog.13467/abstract\)](#)

Esta copia impresa se corresponde con el documento original electrónico al que se accede, a fecha de 13-3-2015 desde la Biblioteca de la Facultad de Medicina de la Universidad de Zaragoza



Results: The normalized estimated placental and brain resistances were respectively increased and reduced in IUGR fetuses (Fig). There was a trend towards an increased placental compliance, and dilatation of the arteries while maintaining vascular elasticity.

Conclusions: Individual IUGR fetuses show marked differences in their vascular components with a higher placental resistance as major determinant for the observed changes in measured Doppler flows. The proposed computational model seems to be a good approach to assess hemodynamic parameters than cannot be measured clinically.

Supporting information can be found in the online version of this abstract

P13.12

Labour induction in late-onset intrauterine growth restriction according to cerebral Doppler and cervical conditions

D. Oros¹, R. Garcia-Simon¹, S. Savchev², F. Ernesto¹, F. Figueras²

¹Obstetrics Department, Hospital Clínico Universitario Zaragoza, Zaragoza, Spain; ²Maternal Fetal Medicine, Hospital Clinic, Barcelona, Spain

Objectives: To estimate the combined value of the cerebral Doppler with the Bishop Score predicting perinatal outcome after labour induction in late-onset intrauterine growth restricted (IUGR) fetuses with normal umbilical artery Doppler.

Methods: We conducted this prospective study in two tertiary centers with women attending to labour induction because of an estimated fetal weight below 10th percentile with normal Umbilical artery Doppler. The middle cerebral artery pulsatility index (MCAPI) and CPR was obtained in all cases. Cervical conditions were always assessed at admission by the Bishop score. Very unfavourable cervix was defined as a Bishop score below two. A predictive model for perinatal outcomes was constructed using the Decision Tree Analysis algorithm (SPSS 20.0).

Results: We finally included in the study 164 patients. Abnormal CPR cohort presented an increase rate of overall Caesarean section with respect to the normal CPR (2.5% vs 12.8%; $p=0.017$). Caesarean for fetal distress was required in 28 cases (17.1%) in the abnormal CPR group, while only in 12 patients (7.3%) of normal CPR group ($p=0.016$). Neonatal admission was twice in the abnormal CPR cohort (37.1% vs 21.3%; $p=0.028$). Bishop score below two was the best isolated predictor for overall Caesarean (OR 5.32; 95% CI 2.32 - 12.17) and Caesarean for fetal distress (OR 3.18; 95% CI 1.28 - 7.86). A decision tree analysis for the risk of overall and fetal distress Caesarean, stratified the risk by cervical conditions and later by CPR. Rates of overall and fetal distress Caesarean were 60.7% and 39.3% in those patients with unfavorable cervix and abnormal CPR, while in those with favorable cervix and normal CPR Caesarean rates were 12.5% and 8.3% respectively. The presence of brain redistribution increase twice the risk of Caesarean and fetal distress Caesarean after the cervical assessment.

Conclusions: The combined use of cervical conditions and cerebral Doppler improves the predictive ability of Caesarean after labour induction in late IUGR.

P13.13

First trimester predictive model of small-for-gestational age newborn without pre-eclampsia

A. Sepúlveda-Martínez¹, H. Maldonado¹, E. Valdes¹, R. Guiñez¹, G. Juárez¹, M. Parra-Cordero^{1,2}

¹Obstetrics and Gynecology, Hospital Clínico Universidad de Chile, Santiago de Chile, Chile; ²Obstetrics and Gynecology, Hospital Clínico San Borja Arriarán, Santiago de Chile, Chile

Objectives: To develop a predictive model of small for gestational age (SGA) newborn without pre-eclampsia (PE) during the first trimester of pregnancy.

Methods: A prospective longitudinal study was carried out in 5,502 patients that attended to an 11 + 0 - 13 + 6 weeks ultrasound scan at the Fetal Medicine Unit University of Chile Hospital. We identified 265 patients that subsequently delivered a SGA newborn (4.8%). SGA babies related with PE were excluded. Of SGA newborns, 119 (44.2%) were classified as under 5th centile. Mean, highest and lowest pulsatility index (PI) of uterine artery Doppler (UtAD) was also assessed. PI UtAD was logarithmic transformed, adjusted by clinical variables and expressed as a MoM of the unaffected group. Finally, to determine the better predictive model of stillbirth we used a multivariate analysis and a ROC curve was created.

Results: PI UtAD was adjusted by maternal age and CRL, and expressed as a MoM of the unaffected group. Clinical risk factors significantly related with SGA were BMI decrease (OR = 0.96 [0.92 - 0.98]), nulliparity (OR = 1.5 [1.2 - 1.9]) and chronic hypertension background (OR = 44.8 [8.7 - 232.0]). Lowest-PI UtAD MoM was significantly related with SGA newborns less than 10th centile (OR = 2.3 [1.6 - 3.2]). With a fixed false positive rate of 10% the predictive model based only in clinical factors demonstrated a sensitivity of 18%, but with the addition of UtAD the detection rate increases to 24%. The detection capacity of SGA newborns with a combined model using clinical history and biophysical parameters was not better for detection of newborns of less than 5th centile.

Conclusions: This study confirms that first trimester prediction of SGA newborns without PE is low, and new biophysical and/or biochemical parameters are needed to improve detection in the future.

FONDECYT 1130668.

P13.14

Placental insufficiency and plasma fatty acid concentrations in the mother and the fetus

R.M. Nomura, R.F. Saffioti

University of Sao Paulo, Sao Paulo, Brazil

Objectives: To analyze the plasma fatty acids (FA) concentrations in the mother and the fetus in pregnancies with placental insufficiency, and to compare with high risk pregnancies with normal placental function.

Methods: A prospective cross-sectional study with following inclusion criteria: singleton pregnancy, fetus alive; above 26 weeks gestation; placental insufficiency characterized by abnormal umbilical artery Doppler (PI > 95p); absence of fetal abnormalities or diabetes, without omega n-3 supplementation. Control group were high risk pregnant women with normal umbilical artery Doppler exams and adequate fetal growth. Maternal and umbilical cord blood samples were collected at birth and were analyzed by gas chromatography (% of total FA).

Results: We included 21 pregnant women in the study group with placental insufficiency and 21 in the control group. No difference was found in the median BMI (study group = 26.5kg/m², control group = 28.0kg/m², $p=0.563$). In the placental insufficiency group, % of saturated FA among fetuses were higher than in the mothers (median 53.9% vs. 44.5%, $p=0.02$) and the same was

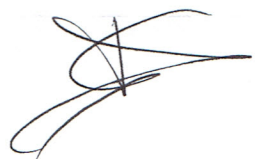
Esta copia impresa se corresponde con el documento original electrónico al que se accede a fecha de 15-3-2015 desde la Biblioteca de la Facultad de Medicina de la Universidad de Zaragoza

Francesca Pons Pons, en calidad de Directora de Docencia y Presidenta de la Comisión de Docencia del Hospital Clínic de Barcelona,

C E R T I F I C A :

Que la Dra. Raquel García Simón permaneció en este Centro, en la Especialidad de Obstetricia y Ginecología (Patología Materno-Fetal), desde el 04.02.2013 hasta el 01.03.2013, en calidad de residente en rotación externa.

Y para que conste a los efectos oportunos, firmo y libro el presente en Barcelona, a ocho de marzo dos mil trece.



CIF - G-08431173



Taiwan Association of Obstetrics and Gynecology

5F., No.70, Minguan W. Rd., Zhongshan Dist.,

Taipei City 104, Taiwan (R.O.C.)

Tel: +886-2-25684819

Fax: +886-2-21001476

email: obsgyntw@seed.net.tw

November 8, 2016

*Daniel Oros,
Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa
C/ San Juan Bosco 15, 50009 Zaragoza, Spain.
Phone: 00 34 976765700 -162214
Email: dorosl@salud.aragon.es*

Dear Dr. Daniel Oros,

Manuscript ID: 2016-574

Title: Predictors of perinatal outcomes and economic costs for late-term induction of labour.

Author(s): Daniel Oros*, Raquel Garcia-Simon, Jesús Clemente, Ernesto Fabre, Manuel Angel Romero, and Antonio Montañes.

Corresponding author(s): Daniel Oros.

I am pleased to inform you that the above manuscript has been accepted for publication in Taiwanese Journal of Obstetrics and Gynecology. Your manuscript will appear in the available issue following prompt return of page proofs to the publishers.

With best wishes.

Yours sincerely,

Chih-Ping Chen, MD

Editor in Chief,

Taiwan Association of Obstetrics and Gynecology

29

Congreso Nacional de
Ecografía Obstétrica
Ginecológica

SESEGO

12-14 de mayo 2016
Palacio de Congresos
de Valencia



Daniel Oros Lopez (1), Raquel García Simón (1), Jesús Clemente Lopez (2), Ernesto Fabre González (1), Manuel Ángel Romero Cardiel (1), Antonio Montañés Bernal (2)

1. Hospital Clínico Lozano Blesa, Zaragoza, España

2. Facultad de Económicas. Universidad de Zaragoza, Zaragoza, España

Han presentado el póster con defensa

FACTORES PREDICTORES DEL RESULTADO PERINATAL Y COSTE ECONÓMICO DE LA INDUCCIÓN DE PARTO EN LA GESTACIÓN CRONOLÓGICAMENTE PROLONGADA

durante el

“29º Congreso Nacional de Ecografía Obstétrica Ginecológica”

celebrado en Valencia del 12 al 14 de mayo de 2016

Dr. Bienvenido Puerto Navarro

Dr. Antonio Cano Sánchez

La doctoranda ha participado en todas las tareas realizadas para el desarrollo del proyecto que presentamos en esta tesis:

1. La doctoranda ha intervenido de forma activa en el diseño del estudio, redacción del consentimiento y aprobación del protocolo por parte del CEICA.
2. La doctoranda ha colaborado en la obtención y registro de los datos mediante la exploración de las gestantes que ingresaban para inducción de parto.
3. La doctoranda efectuó una rotación externa en el Hospital Clínic de Barcelona en 2013 con el objetivo de registrar los casos acontecidos en ese hospital referidos en el segundo proyecto.
4. La doctoranda ha participado en el análisis, redacción y divulgación de los resultados, tanto en los cuatro artículos incluidos en esta tesis como en el resto de las comunicaciones enviadas a congresos nacionales e internacionales.

Fdo. Dr. Daniel Oros López
Profesor Asociado en Ciencias de la Salud
Universidad de Zaragoza

Fdo. Prof. Ernesto Fabre González
Catedrático
Universidad de Zaragoza

Cervix assessment for the management of labor induction: Reliability of cervical length and Bishop score determined by residents

Raquel Garcia-Simon^{1,2}, Daniel Oros^{1,2,3}, Daniel Gracia-Cólera^{1,2}, Esther Moreno^{1,2}, Cristina Paules^{1,2}, Silvia Cañizares^{1,2}, Elena Gascón^{1,2} and Ernesto Fabre^{1,2,3}

¹Obstetrics Department, University Hospital of Lozano Blesa, ²Institute of Health Sciences and ³Obstetrics and Gynaecology Department, University of Zaragoza, Zaragoza, Spain

Abstract

Aim: To evaluate the reliability of two techniques of cervical ripeness assessment at the beginning of labor induction, as assessed by inexperienced observers.

Methods: A total of 120 women were prospectively studied at admission for labor induction. Two independent physicians examined consenting women successively but separately. One experienced consultant and one of the six first-year obstetrics residents composed the pairs of observers. The trainees had very limited prior experience with cervical ultrasound scan or evaluating Bishop score. Cervical length and Bishop score were evaluated according to standard methodology. Reliability was described by intraclass correlation coefficients (ICC) and coefficients of variation (COV). Ultrasound cervical length was plotted according to the Bland–Altman method.

Results: The median Bishop score and mean cervical length were similar for all observers. Ultrasound cervical length and Bishop score were highly reliable when evaluated by first-year residents. Ultrasound cervical length showed the highest interobserver agreement, with ICC values over 0.9 and COV values of approximately 10% or less for all trainees. The Bishop score was also reliable, but with lower ICC and higher COV values.

Conclusion: Bishop score and ultrasound cervical length examination for the management of labor induction are accurate and easy to learn by inexperienced first-year residents. However, cervical length showed higher reliability than the Bishop score.

Key words: Bishop score, cervix assessment, cervical length, labor induction, interobserver reliability, training.

Introduction

Approximately 15% of all pregnancies are induced for medical indications around term.¹ Compared with spontaneous onset of labor, induction is complicated by a higher rate of cesarean section and perinatal morbidity.^{1,2} Digital examination has been traditionally considered the gold standard, using the Bishop score to

quantify cervical ripeness.³ However, the reliability of cervical assessment by the Bishop score does not improve agreement compared with an informal evaluation.⁴ Transvaginal ultrasound examination appears to be a feasible alternative to the traditional Bishop rating, because it is not only considered to be reproducible,^{2,5,6} but also has high intraobserver and interobserver reliability.⁷ Furthermore, ultrasound cervical assessment is

Received: April 29 2014.

Accepted: July 28 2014.

Reprint request to: Mrs Raquel Garcia-Simon, Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa, 15 San Juan Bosco, Zaragoza 50009, Spain.

Email: raquelgasi@gmail.com

easy to learn⁸ and provides images that can be recorded for intra- and interobserver comparisons.⁹ Several authors have evaluated the usefulness of the Bishop score and cervical length in predicting the success of labor induction.^{5,10} Whereas ultrasound performs better in measuring cervical length and in evaluation of the endocervix,¹¹ digital examination is more informative regarding cervical ripening and smoothness.¹²

It has been previously shown that the performance of only five consecutive correct cervical ultrasound examinations is a valid criterion for determining that the technique has been adequately learned by inexperienced trainees.⁸ Reproducibility of the Bishop score and cervical length assessment before labor induction has been previously evaluated in a limited number of studies, but it has not been heretofore evaluated in inexperienced examiners. This is an important issue because in many health-care systems, obstetrics residents perform a substantial proportion of the clinical care, with a high degree of autonomy.¹³

The purpose of this study is to evaluate the degree of agreement of cervical ripeness assessment at the beginning of labor induction when performed by first-year residents.

Methods

This prospective study was performed in the Obstetrics Department at Hospital Clínico of Zaragoza (Spain) from May 2010 to May 2012. Women scheduled for labor induction were informed about the study when they were admitted to the hospital. The exclusion criteria included premature rupture of membranes, placenta previa, breech presentation and multiple pregnancies. Gestational age was confirmed by fetal crown-rump length during a first trimester ultrasound scan.¹⁴ The study was approved by the hospital ethics committee, and written informed consent was obtained from all women after the nature of the study and its related procedures were fully explained.

Two independent physicians examined consenting women successively but separately. These pairs of examiners were composed of one experienced observer (D. O.) and one first-year obstetric resident (D. G., R. G., E. M., C. P., E. G. and S. C.). Trainees had not previously performed a cervical ultrasound scan or evaluated the Bishop score, except for the very limited clinical experience they received during their medical degree training. D. O. demonstrated how to evaluate cervical ripeness by ultrasound and digital examination to the new first-year residents. Teaching was based

on photographs of cervical ultrasound examinations and standard anatomical landmarks, accompanied by a short lecture.

Each woman was examined in the lithotomy position after she emptied her bladder. The ultrasound probe was slowly advanced into the vagina until the cervix was clearly seen, being careful to not apply pressure to the cervix with the probe. Cervical measurements were considered correct when they met all of the following criteria: the entire length of the cervical canal was visualized, and the anterior and posterior cervical lips were equal in diameter.⁸ Cervical length was calculated as the mean of three consecutive measurements. All measurements were performed during a single examination, with no break between measurements.⁶ Digital examination was always performed immediately after the ultrasound assessment by the two observers. The five items of the Bishop score were recorded by each examiner.³ The first-year resident, who received no assistance during these interobserver studies, obtained the first measurement for every patient, alternating with the experienced observer. As each operator recorded the measurements, they were blinded to the measurements obtained by the other operator.

During the study, only the evaluations performed by the experienced observer were used to manage labor induction. All deliveries were attended by an obstetrician staff person, who was different from the observers involved in this study, and who was blinded to the results of the cervical parameters evaluated by the residents.

The patient characteristics, Bishop score and all ultrasound findings were recorded in a database as hardcopies at the time of the study. Cervical length was evaluated using a Voluson 730 Expert (GE Medical Systems, Milwaukee, WI, USA) ultrasound machine, equipped with a 7-MHz transvaginal transducer.

Student's *t*-test and Pearson χ^2 -test or Fisher's exact test were used to compare quantitative and qualitative data, respectively. Reliability was described by intraclass correlation coefficients (ICC) and coefficients of variation (COV).¹⁵ COV were calculated as the standard deviation divided by the average of the measurement value, expressed as a percentage. A COV below 10% was considered reproducible and a COV below 6% was considered highly reproducible. The ICC were classified as follows: slight reliability, 0–0.2; fair reliability, 0.21–0.4; moderate reliability, 0.41–0.6; substantial reliability, 0.61–0.8; and almost perfect reliability, 0.81 or more.¹⁶ We computed the 95% confidence

intervals for the above estimates. Ultrasound cervix length was plotted according to the Bland and Altman method.¹⁷ Statistical analyses were conducted using SPSS version 20.0 software (SPSS, Chicago, IL, USA).

Results

Among the 136 eligible patients, 16 refused to participate in the study, resulting in an acceptance rate of 88%. A total of 120 women were finally included.

Table 1 summarizes the demographic characteristics and perinatal outcomes of the study population. The remaining demographic variables were similar to those previously reported in our population.¹⁸

Table 2 summarizes the Bishop score and ultrasound cervical length values for each observer. The median Bishop score and mean cervical length were similar for all observers, so we can infer that all subgroups of included patients had similar cervical conditions at admission.

Table 1 Demographic characteristics and perinatal outcome of the study group

	<i>n</i> = 120
Maternal age at exploration (years)	32.23 (5.57)
Maternal body mass index (kg/m ²)	27.98 (5.29)
Nulliparous	57 (47.5)
Caucasian	99 (82.5)
Gestational age at induction (days)	282.23 (13.2)
Previous cesarean section	10 (8.3)
Epidural anesthesia	96 (80)
Vaginal dinoprostone	96 (80)
Mode of delivery:	
Spontaneous vaginal	67 (55.8)
Instrumental vaginal	15 (12.5)
Cesarean section	38 (31.7)
Indication of labor induction:	
Prolonged pregnancy	66 (55)
Hypertensive disorder	20 (16.6)
Diabetes	11 (9.2)
Small for gestational age, IUGR	11 (9.2)
Others	12 (10)

Data are expressed as %, mean \pm standard deviation, or *n/n*. IUGR, intrauterine growth restriction.

Table 2 Bishop score and ultrasound cervix length values for each observer

	Consultant A (<i>n</i> = 120)	Resident B (<i>n</i> = 21)	Resident C (<i>n</i> = 15)	Resident D (<i>n</i> = 25)	Resident E (<i>n</i> = 21)	Resident F (<i>n</i> = 19)	Resident G (<i>n</i> = 19)
Bishop*	3 (0–7)	3 (0–6)	3 (1–6)	3 (0–7)	3 (0–5)	3 (1–7)	3 (0–7)
Cervix** (mm)	27.66 (9–98)	27.61 (9–28)	24.62 (11.18)	26.44 (9.63)	26.49 (8.28)	29.84 (8.91)	31.43 (10.76)

Data are expressed as median (range)* or mean \pm standard deviation.**

The ICC and COV of both examination techniques are presented in Table 3. The cervical length and Bishop score were highly reproducible when performed by the first-year obstetrics residents. Nevertheless, ultrasound cervix length showed the highest interobserver reliability, with ICC values over 0.9 for all observers. Cervical length COV values also demonstrated good agreement; they were approximately 10% or lower for all residents. Although the Bishop score was also reliable, ICC values were lower than for ultrasound cervix length. We performed an interim analysis after every observer had completed 10 examinations. Agreement for these first 10 examinations was very high for both ultrasound and digital evaluation, with cervical length measurements ICC of 0.910, 0.958, 0.897, 0.982, 0.896 and 0.956, and Bishop score ICC of 0.961, 0.904, 0.966, 0.546, 0.879 and 0.976, for observers B to G, respectively. Despite these promising results, we decided to add more cases to obtain more accurate confidence intervals.

Figure 1 shows Bland–Altman plots for the ultrasound cervical length reliability between each pair of observers. All trainees had similar reliability for the sonographic evaluation except for the last observer, who exhibited better agreement than the other residents with the consultant.

Discussion

The reliability of Bishop score and cervical length measurements has been previously reported. However, published work about the agreement of these techniques for inexperienced trainees is lacking. To our knowledge, this is the first study that has evaluated the reliability of Bishop score and cervical length measurements at the beginning of labor induction when performed by first-year obstetrics residents.

Agreement quantifies how close two measurements of the same subject are to each other. Reliability compares variations within operators caused by measurement errors, with variations of the measurements due to their distribution in the population.^{15,19} We found very good agreement between the consultant and six

Table 3 Reliability of Bishop score and ultrasound cervix length (95% CI)

	A-B agreement (n = 21)	A-C agreement (n = 15)	A-D agreement (n = 25)	A-E agreement (n = 21)	A-F agreement (n = 19)	A-G agreement (n = 19)
Cervix length						
Intraclass correlation coefficient	0.939 (0.849–0.975)	0.964 (0.894–0.988)	0.953 (0.894–0.979)	0.962 (0.902–0.985)	0.913 (0.774–0.966)	0.991 (0.975–0.996)
Coefficient of variation (%)	10.75 (6.18–15.32)	8.95 (4.87–13.03)	10.43 (6.62–14.24)	8.28 (5.04–11.52)	7.66 (4.29–11.02)	4.70 (2.74–6.66)
Bishop score						
Intraclass correlation coefficient	0.955 (0.890–982)	0.876 (0.631–0.958)	0.927 (0.834–0.968)	0.764 (0.418–0.904)	0.846 (0.602–941)	0.976 (0.938–0.991)
Coefficient of variation (%)	15.48 (0.25–30.70)	23.36 (8.30–38.42)	23.79 (4.79–42.79)	29.31 (13.48–45.15)	25.28 (15.95–34.60)	8.56 (1.94–15.18)

inexperienced residents for the two most common methods of evaluating cervical ripeness at the beginning of labor. However, cervical length showed considerably better reliability than Bishop, with almost perfect ICC values and lower COV values. Our results are consistent with previously reported studies involving experienced observers, thereby reinforcing the view that ultrasound cervical length is more reproducible and reliable than the Bishop score in assessing cervical ripeness for the management of labor induction.^{2,5-7} Vayssiere *et al.*⁸ reported a high ICC for ultrasound cervical length measurement by inexperienced observers. Although our study was not focused on the learning curve for cervical assessment, we also found high ICC values for the first 10 ultrasound measurements made by each observer. Based on our results, we could assume that the measurement of cervical length at admission for labor induction is an easy technique to learn, when one emphasizes teaching a standard methodology of cervical length measurement with each resident. In our study, measurement of cervical length under strict methodology achieved a high reliability of the technique, as has been shown in previous studies.^{20,21}

Although the grade of agreement of the Bishop score between the experienced and inexperienced observers was not as high as with the ultrasound cervical length, it also had very good reliability, in accordance with some previous reports.²² Other authors have reported just a moderate reliability of the Bishop score, even with experienced observers.⁴ In keeping with our findings, Rozenberg *et al.*²³ found that transabdominal sonography for the determination of fetal head position in labor was more accurate and easy to learn than digital examination performed by one student midwife. This suggests that anatomical landmarks may be easier to teach by ultrasound than by digital examination.

The Bishop score is currently accepted as the gold standard for the management of labor induction. However, logistic regression models including Bishop score and cervical length are likely to offer better prediction of the onset of labor and success of labor induction.¹⁰ We found a high agreement between consultant and first-year residents in terms of cervical assessment. Only 20 ultrasound and digital examinations were sufficient to ensure high accuracy. In many health systems, obstetrics residents perform a significant proportion of clinical care with a high degree of autonomy. This means that residents should be supervised during their learning curve by an experienced specialist.

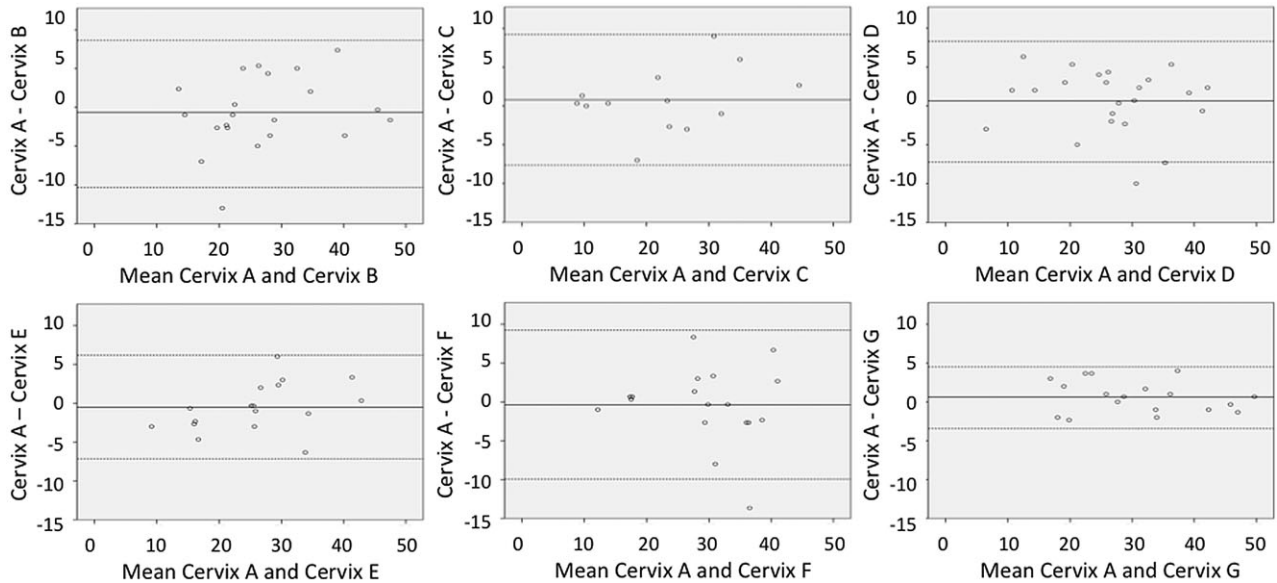


Figure 1 Bland–Altman plots of ultrasound cervix length reliability.

Nevertheless, once these skills are considered to be acquired, first-year residents can manage the induction of labor with substantial independence.

One of the strengths of our study is the number of observers analyzed. We decided to include in the present study six different observers who had very limited experience performing any of the evaluated techniques, in order to reduce bias due to their differing abilities. Indeed, although reliability was good for all observers, we found some differences in their performance, as demonstrated in the Bland–Altman plots. The number of cases evaluated by each pair of observers was relatively low; however, the ICC and COV confidence intervals were relatively narrow, so it is likely that we would have had similar results with a larger number of cases. We also acknowledge that with the methodology of our study, we might not have been able to control all observer and sampling bias.

Based on our findings, cervical assessment for the management of labor induction by either the Bishop score or ultrasound cervical length measurement appears to be easy to learn by inexperienced residents. However, ultrasound cervical length showed a higher reliability than the Bishop score. This should encourage physicians to introduce clinical ultrasound examination into their practice.

Disclosure

The authors affirm that they have no conflicts of interest to declare.

References

1. Vrouenraets FPJM, Roumen FJME, Dehing CJG, van den Akker ESA, Aarts MJB, Scheve EJT. Bishop score and risk of Cesarean delivery after induction of labor in nulliparous women. *Obstet Gynecol* 2005; **105**: 690–697.
2. Vahratian A, Zhang J, Troendle JF, Sciscione AC, Hoffman MK. Labor progression and risk of cesarean delivery in electively induced nulliparas. *Obstet Gynecol* 2005; **105**: 698–704.
3. Bishop E. Pelvic scoring for elective induction. *Obstet Gynecol* 1964; **24**: 166–168.
4. Faltin-Traub EF, Boulvain M, Faltin DL, Extermann P, Irion O. Reliability of the Bishop score before labour induction at term. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 2004; **112**: 178–181.
5. Lazanakis M, Marsh MS, Brockbank E, Economides DL. Assessment of the cervix in the third trimester of pregnancy using transvaginal ultrasound scanning. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 2002; **105**: 31–35.
6. Valentin L, Bergelin I. Intra- and interobserver reproducibility of ultrasound measurements of cervical length and width in the second and third trimesters of pregnancy. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2002; **20**: 256–262.
7. Stein W, Hellmeyer L, Schmidt S, Tekesin I. Intraobserver and interobserver reliability of transvaginal cervical length

- measurements and quantitative ultrasound tissue characterization of the cervix in the second and third trimester of pregnancy. *Ultraschall Med* 2011; **32** (Suppl 2): E169–E174.
8. Vayssiere C, Moriniere C, Camus E *et al.* Measuring cervical length with ultrasound: Evaluation of the procedures and duration of a learning method. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2002; **20**: 575–579.
 9. Meijer-Hoogveen M, Roos C, Arabin B, Stoutenbeek P, Visser GHA. Transvaginal ultrasound measurement of cervical length in the supine and upright positions versus Bishop score in predicting successful induction of labor at term. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2009; **33**: 213–220.
 10. Tanir HM, Sener T, Yildiz Z. Digital and transvaginal ultrasound cervical assessment for prediction of successful labor induction. *Int J Gynaecol Obstet* 2008; **100**: 52–55.
 11. Goldberg J, Newman RB, Rust PF. Interobserver reliability of digital and endovaginal ultrasonographic cervical length measurements. *Am J Obstet Gynecol* 1997; **177**: 853–858.
 12. Blondel B, Le Coutour X, Kaminski M, Chavigny C, Breart G, Sureau C. Prediction of preterm delivery: Is it substantially improved by routine vaginal examinations? *Am J Obstet Gynecol* 1990; **162**: 1042–1048.
 13. Spanish training program in Obstetrics and Gynaecology. *BOE* 2009; **129**: 44730–44766.
 14. Robinson HP, Fleming JE. A critical evaluation of sonar 'crown-rump length' measurements. *Br J Obstet Gynaecol* 1975; **82**: 702–710.
 15. Bartlett JW, Frost C. Reliability, repeatability and reproducibility: Analysis of measurement errors in continuous variables. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2008; **31**: 466–475.
 16. Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 1977; **33**: 159–174.
 17. Bland JM, Altman DG. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet* 1986; **1**: 307–310.
 18. Jiménez-Muro A, Nerín I, Samper P *et al.* A proactive smoking cessation intervention in postpartum women. *Midwifery* 2013; **29**: 240–245.
 19. Salomon LJ, Deter RL, Alfrevic Z. How to improve on the analysis and presentation of research data submitted to our Journal. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2008; **32**: 721–728.
 20. To MS, Skentou C, Chan C, Zagaliki A, Nicolaides KH. Cervical assessment at the routine 23-week scan: Standardizing techniques. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2001; **17**: 217–219.
 21. Bergelin VL. Patterns of normal change in cervical length and width during pregnancy in nulliparous women: A prospective, longitudinal ultrasound study. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2001; **18**: 217–222.
 22. Faltin-Traub EF, Boulvain M, Faltin DL, Extermann P, Irion O. Reliability of the Bishop score before labour induction at term. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 2004; **112**: 178–181.
 23. Rozenberg P, Porcher R, Salomon LJ, Boirot F, Morin C, Ville Y. Comparison of the learning curves of digital examination and transabdominal sonography for the determination of fetal head position during labor. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2008; **31**: 332–337.



www.figo.org

Contents lists available at ScienceDirect

International Journal of Gynecology and Obstetrics

journal homepage: www.elsevier.com/locate/ijgo

CLINICAL ARTICLE

Economic implications of labor induction



Raquel Garcia-Simon^{a,b,*}, Antonio Montañes^c, Jesús Clemente^c, María D. Del Pino^{b,d}, Manuel A. Romero^{a,b}, Ernesto Fabre^{a,b}, Daniel Oros^{a,b}

^a Obstetrics Department, Hospital Clínico Lozano Blesa, Zaragoza, Spain

^b Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón, Zaragoza, Spain

^c Faculty of Economics and Business, University of Zaragoza, Spain

^d Unidad de Codificación e Información, ClínicaCoding and Clinical Information Unit, Hospital Clínico Lozano Blesa, Zaragoza, Spain

ARTICLE INFO

Article history:

Received 23 April 2015

Received in revised form 29 July 2015

Accepted 8 December 2015

Keywords:

Cost

Delivery

Economic implications

Labor induction

Medical grounds

ABSTRACT

Objective: To assess health service costs associated with labor induction according to different clinical situations in a tertiary-level hospital. **Methods:** In a prospective study, individual patient cost data were assessed for women admitted for induction of labor at a tertiary hospital in Spain between November 1, 2012, and August 31, 2013. The costs of labor induction were estimated according to maternal and neonatal outcomes, method of delivery, cervical condition at admission, and obstetric indication. Direct costs including professional fees, epidural, maternal stay, consumables, and drugs were calculated. **Results:** Overall, 412 women were included in the final cost analysis. The mean total cost of labor induction was €3589.87 (95% confidence interval [CI] 3475.13–3704.61). Cesarean delivery after labor induction (€4830.45, 95% CI 4623.13–5037.58) was significantly more expensive than spontaneous delivery (€3037.45, 95% CI 2966.91–3179.99) and instrumental vaginal delivery (€3344.31, 95% CI 3151.69–3536.93). The total cost for patients with a very unfavorable cervix (Bishop score <2; €4283.47, 95% CI 4063.06–4503.88) was almost double that for women with a favorable cervix (€2605.09, 95% CI 2327.38–2837.58). Labor induction for hypertensive disorders of pregnancy was the most expensive obstetric indication for induction of labor (€4347.32, 95% CI 3890.45–4804.18). **Conclusion:** Following the induction of labor, a number of patient- and treatment-related factors influence costs associated with delivery.

© 2015 International Federation of Gynecology and Obstetrics. Published by Elsevier Ireland Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

Induction of labor (IOL) is a common element of contemporary obstetric practice that accounts for approximately 20% of all deliveries [1,2]. As compared with expectant management, IOL is associated with better perinatal outcome when there are clear medical reasons at term for this approach [3]. However, IOL is thought to be associated with a longer hospital stay, increased rate of cesarean delivery, and neonatal intensive care unit admission [4], with the obvious consequence of increased costs as compared with spontaneous onset of labor [5].

Economic assessments of obstetric interventions are necessary to estimate the impact of obstetric practice on healthcare resources. Consequently, the impact of different delivery methods on adverse perinatal outcomes and healthcare costs is a topic of significant interest in the scientific literature [6–8]. Furthermore, most of the reports exclusively compared cesarean delivery with vaginal delivery, concluding that cesarean delivery is more expensive owing to increased maternal morbidity and hospital length of stay. However, the estimated expenditure did not take into account other specific costs of IOL (e.g. those of nursing and

support staff, and neonatal, anesthesiologist, and obstetric physicians), other surrogate costs (e.g. those for equipment or supplies, including drugs and operating room packs, or instruments), or the costs associated with long-term health consequences [6–8]. Furthermore, available institutional information about the economic implications of labor and delivery is usually reported as diagnosis-related group or administrative data, which means that high-quality information about different clinical situations cannot be obtained [9]. For example, institutional data do not differentiate between elective IOL and spontaneous onset of labor—differences that fundamentally influence the cost of delivery [5].

Reliable estimates of the financial costs of IOL are needed. The aim of the present study was therefore to perform a cost analysis of prospectively collected individual patient data to assess health service costs associated with IOL according to different clinical situations in a tertiary-level hospital.

2. Materials and methods

In a prospective study, women scheduled for IOL were enrolled between November 1, 2012, and August 31, 2013, at the Obstetrics Department at Hospital Clínico Lozano Blesa (Zaragoza, Spain), a university tertiary-level center within the Spanish national health system. The exclusion criteria were premature rupture of membranes, placenta previa,

* Corresponding author at: Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa, C/ San Juan Bosco 15, 50009, Zaragoza, Spain. Tel.: +34 976 765 700; fax: +34 976 565 995.
E-mail address: raquelgasi@gmail.com (R. Garcia-Simon).

breech presentation, or multiple pregnancies. The hospital ethics committee approved the study, and written informed consent was obtained from all of the participating women after they received a full explanation of the study.

Gestational age of the fetus was confirmed by the fetal crown–rump length during first trimester ultrasonography [10]. Indications for IOL were determined by a staff obstetrician and classified as follows: (1) small for gestational age (SGA); (2) gestational diabetes; (3) late-term pregnancy; (4) hypertensive disorders of pregnancy; and (5) miscellaneous (e.g. intrahepatic cholestasis, rhesus isoimmunization, or maternal pathology). Perinatal and IOL outcomes were analyzed separately for each of the five categories of IOL indications.

The cervix condition was assessed at admission via the Bishop score [11]. A very unfavorable cervix was defined as a Bishop score of less than 2 [12]. When the Bishop score was below 6 and the non-stress cardiotocography was reactive, a 10-mg dinoprostone vaginal insert (ProPess; Ferring Pharmaceuticals, Madrid, Spain) was placed in the posterior fornix of the vagina to initiate cervical ripening. Membrane rupture and intravenous oxytocin were used if the non-stress cardiotocography was non-reactive, the Bishop score was above 6, regular spontaneous uterine contractions were present, or more than 24 hours had passed since cervical ripening had begun.

Cervical ripening was not performed in the labor and delivery room, and did not require one-to-one nursing care. Once in active labor, however, women had continuous one-to-one nursing care [1] and in-house consultant obstetric, anesthesiology, and pediatric coverage was available on a 24-hour basis. Fetal heart rate patterns were analyzed according to the guidelines of the National Institute for Health and Clinical Excellence [13]. Cesarean or assisted vaginal delivery was conducted according to clinical standards [14].

According to protocols at the study center, IOL for women with previous cesarean delivery was performed directly by oxytocin, resulting in the need for direct admission to the delivery unit and one-to-one nursing care. The surgical assistant was a resident in obstetrics and gynecology. A midwife or a resident in obstetrics and gynecology and a resident in pediatrics, always under staff supervision, were present at uncomplicated vaginal deliveries. Hours in the labor and delivery unit were calculated from the time and date of admission to the unit until the time and date of delivery. According to hospital policy, discharge to home occurred 2 days after uncomplicated spontaneous and assisted vaginal deliveries, and 3–4 days after uncomplicated cesarean deliveries.

The economic evaluation was performed using the method of Allen et al. [5]. Delivery costs were expressed in euros. Only economic costs were considered; intangible or psychosocial costs were not included [15]. The analysis focused on costs that were directly attributable to the care of the mother and neonate. The costs assessed included those related to: the duration of hospital admission and stay in the intensive care unit; obstetric and anesthesiology fees; nursing and other personnel support hours in the labor and delivery unit, operating room, postpartum area, and neonatal intensive care unit; anesthesia technician hours; epidural use; IOL agents; and consumables. Three secondary cost analyses were conducted that included the method of delivery, cervical condition at admission, and obstetric indication for IOL as variables.

Direct costs were related to medical supplies, such as infusion pumps, intravenous solutions, anesthesia supplies, and medications. Consumable costs were those related to vaginal and cesarean delivery packs containing instruments, catheters, needles, syringes, sponges, drapes, and gowns. Hospital equipment prices were obtained from the Purchasing and Supplies Center of the study center.

In terms of staff salaries, the fees were the same for each type of attending consultant and for all types of delivery. The fee for anesthesiology care incorporated epidural placement and maintenance of epidural analgesia during labor and delivery, in the operating room, and during immediate postoperative monitoring. Midwife, nursing, support staff, and resident salaries were also calculated. The average attendance time per patient was calculated for each professional group. Wages were

estimated using information from the Department of Management Control of the study center, accounting for the base fee with employer costs plus supplements for delivery during nights, weekends, or holidays.

The study assessed maternal and neonatal morbidity as a measure of the costs associated with short-term maternal and neonatal adverse outcomes. Maternal and neonatal intensive care unit admission costs were included in the analysis according to their diagnosis-related groups [9]; however, the costs of readmission were not taken into account. Four principal adverse maternal outcomes were considered: postpartum hysterectomy, 3rd and 4th grade perineal tears, blood transfusion, and postpartum curettage.

Statistical analyses were performed with SPSS version 20.0 (IBM, Armonk, NY, USA). Maternal social and demographic characteristics and perinatal outcomes were recorded in a database as hardcopies at the time of the study. Patient data were reported as mean \pm SD, median (range), or number (percentage). Cost data were reported as mean with 95% confidence interval (CI). χ^2 and Fisher exact tests were used to compare categorical data where appropriate. A Bonferroni correction was performed to correct the cost analysis for the presence of the four IOL indications. $P < 0.05$ was considered significant.

3. Results

During the study period, 430 women were scheduled for IOL and eligible for inclusion in the study. Eighteen refused to participate, resulting in an acceptance rate of 95.8%. Thus, data from 412 women were included in the final cost analysis. Table 1 lists the demographic characteristics and perinatal outcomes for the total study sample.

As expected, when compared with neonates who were not SGA, SGA neonates had a significantly lower birth weight (mean 2486.50 g vs 3385.10 g; $P < 0.001$) and had a higher frequency of neonatal intensive care unit admission (32.5% [13/40] vs 10.4% [43/412]; $P < 0.001$). Patients who underwent IOL as a result of hypertensive disorders exhibited the worst perinatal outcomes: when compared with patients with other indications, they had a higher incidence of cesarean delivery (38.3% [18/47] vs 27.2% [112/412]; $P = 0.042$) and neonatal acidosis (9.1% [4/44] vs 2.3% [8/348]; $P = 0.022$), and the longest duration of IOL (mean 1629.7 \pm 879.7 min vs 1294.63 \pm 734.38 min; $P = 0.021$) and hospital stay (4.2 \pm 1.5 days vs 3.5 \pm 1.1 days; $P < 0.001$).

Among all 412 patients, the mean total cost was €3589.87 (95% CI 3475.13–3704.61). Table 2 summarizes the costs of personnel, admission, procedures, consumables, and adverse maternal outcomes.

Table 1
Demographic characteristics and perinatal outcomes of all study women (n = 412).^a

Maternal characteristic or perinatal outcome	Value
Maternal age at delivery, y	32.46 \pm 5.27
White ethnic origin	348 (84.5)
Smoker	61 (15.9)
Previous cesarean delivery	27 (6.6)
Length of pregnancy at labor induction, d	284.05 \pm 20.18
Cervical ripening with dinoprostone	323 (78.6)
Epidural anesthesia	350 (78.6)
Bishop score at admission	2 (0–8)
Cervical length at admission, mm	27.36 \pm 10.19
Duration of labor induction, min	1294.63 \pm 734.38
Hospital stay, d	3.50 \pm 1.11
Neonatal weight at delivery, g	3385.10 \pm 521.20
Female neonate	203 (49.3)
Cesarean delivery	112 (27.2)
Cesarean delivery for fetal distress	34 (8.3)
Cesarean delivery for failure to progress	78 (18.9)
Neonatal admission	43 (10.4)
Umbilical artery pH <7.10	8 (1.94)
Adverse maternal outcome ^b	31 (7.5)

^a Values are given as mean \pm SD, number (percentage), or median (range).

^b Adverse maternal outcomes included third- or fourth-grade perineal tears, postpartum curettage, postpartum hysterectomy, intrapartum cesarean scar rupture, blood transfusion, or admission to the intensive care unit.

Table 2

Costs of personnel, hospital admission, medical procedures, adverse maternal outcomes, and consumables associated with perinatal care during induction of labor and delivery.

Item	Estimated total cost, € ^a	Estimated time, h ^b
Cervical ripening and labor induction	566.98	
Midwife	311.4	12
Staff obstetrician	111.84	4
Obstetrician resident	56.40	4
Support staff	31.96	2
Consumable costs and drugs	55.38	
Epidural anesthesia	246.38	
Anesthesiologist	55.92	2
Anesthesia nursing	74.04	3
Consumable costs and drugs	116.42	
Spontaneous vaginal delivery	94.76	
Midwife	25.95	1
Obstetrician resident	14.10	1
Pediatrician resident	7.05	0.5
Support staff	15.98	1
Consumable costs and drugs	31.68	
Instrumental vaginal delivery	143.21	
Midwife	25.95	1
Obstetrician resident	14.10	1
Staff obstetrician	27.96	1
Staff pediatrician	13.98	0.5
Pediatrician resident	7.05	0.5
Support staff	15.98	1
Consumable costs and drugs	38.19	
Cesarean delivery	534.22	
Midwife	25.95	1
Obstetrician resident	28.20	2
Staff obstetrician	55.92	2
Nursing	98.72	4
Anesthesiologist	83.88	3
Anesthesia nursing	74.04	3
Staff pediatrician	13.98	0.5
Pediatrician resident	7.05	0.5
Support staff	15.98	1
Anesthesia for cesarean delivery	130.50	
Hospital admission plus		
Maternal hospital admission	677	Per day
Maternal intensive care unit admission	1319 ^c	Per day
Neonatal intensive care unit admission	669 ^c	Per day
Maternal complications		
Postpartum hysterectomy	177.90	
3rd/4th grade perineal tears	30.65	
Blood transfusion	225	
Postpartum curettage	97.42	

^a Base fee with employer costs plus supplements for delivery during nights, weekends, or holidays.

^b Average attendance time per patient.

^c Average admission cost.

Cesarean delivery after IOL was significantly more expensive than spontaneous or instrumental delivery after IOL (Table 3). There were also significant cost differences among the three groups of cervical condition at admission. The total cost for patients with a very unfavorable cervix (Bishop score <2) was almost double that of patients with favorable cervical conditions (€4283.47 [95% CI 4063.06–4503.88] vs €2605.09 [95% CI 2327.38–2837.58]) (Table 3). After Bonferroni analysis, only the costs of IOL for hypertensive disorders of pregnancy differed from those of IOL for other indications (Table 3).

Among the 27 (6.6%) women with previous cesarean delivery, cesarean was the most expensive method of delivery (€4106.6, 95% CI 3482.6–4730.6), costing over €1000 more than spontaneous (€2464.9, 95% CI 1360.4–3569.4) or instrumental (€3029.2, 95% CI 411.5–5646.8) delivery. However, the low number of patients with previous cesarean delivery did not allow a precise estimate.

Lastly, the segmented costs of the different stages of IOL, hospital stay, and maternal and neonatal morbidity were estimated. Fig. 1 shows the total and segmented costs for the whole sample and each subgroup of patients according to indication for IOL. Hospital stay was the most expensive stage of the whole IOL process

Table 3

Total costs of labor induction.

Cost analysis	No. of patients	Mean cost (95% confidence interval), €
Overall	412	3589.87 (3475.13–3704.61)
By method of delivery ^a		
Spontaneous delivery	241	3037.45 (2966.91–3179.99)
Instrumental vaginal	59	3344.31 (3151.69–3536.93)
Cesarean delivery	112	4830.45 (4623.13–5037.58)
By admission Bishop score		
<2 (very unfavorable)	112	4283.47 (4063.06–4503.88)
2–5 (unfavorable)	259	3432.59 (3299.57–3565.61)
≥6 (favorable)	41	2605.09 (2327.38–2837.58)
By obstetric indication ^a		
Small for gestational age	40	3712.18 (3319.30–4105.06)
Gestational diabetes	40	3482.54 (3059.09–3905.99)
Late-term pregnancy	247	3470.48 (3344.83–3596.14)
Hypertensive disorders	47	4347.32 (3890.45–4804.18)
Miscellaneous	38	3413.25 (3000.69–3825.82)

^a Cost analyses were corrected by Bonferroni analysis.

(€2372.7, 95% CI 2299.6–2445.8). The cost of neonatal admission was significantly higher in the SGA group (€428.9, 95% CI 228.7–629.1) than in the other IOL indication groups (combined cost of all the other IOL groups: €137.74, 95%CI 98.61–176.86). The economic impact of the hospital stay was also higher in the hypertensive disorder group (€2866.4, 95% CI 2564.1–3168.7) than in the other groups.

4. Discussion

The present prospective cost analysis based on individual patient data provides insight into the economic impact of IOL. The study has focused on the cost of IOL according to the method of delivery, cervical condition at admission, and obstetric indication for IOL. In terms of the indication for IOL, very unfavorable cervical conditions at admission and hypertensive disorders had the worst perinatal outcomes and the biggest economic impact.

There is a lack of information on the cost of IOL. Two previous studies compared the cost of cesarean delivery with the cost of spontaneous vaginal delivery [16,17]. In agreement with the present results, these studies concluded that cesarean delivery is more expensive than spontaneous vaginal delivery because it increases both the number of staff required [16] and maternal morbidity [17]. The higher cost of cesarean delivery after labor induction as compared with elective cesarean delivery has also been reported [7,17]. Published institutional data on the cost of labor and delivery have been based only on the method of delivery (vaginal or cesarean) and presence of morbidity, and have not taken into account whether the patients underwent IOL or spontaneous onset of labor [18]. Such data underestimate the real economic costs of IOL.

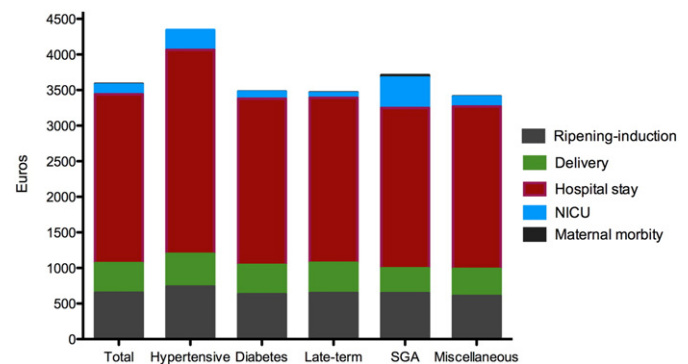


Fig. 1. Distribution of costs for the whole process of labor induction. Abbreviations: SGA, small for gestational age; NICU, neonatal intensive care unit.

The present study calculated a mean cost of IOL of slightly more than €3500. This estimate is similar to that of Allen et al. [5], who reported a total cost of IOL of \$3309 for vaginal delivery and \$3832 for cesarean delivery. Both the present study and that of Allen et al. [5] were performed in tertiary hospitals within the public health system of a high-income country (Spain and Canada, respectively); thus, the results cannot necessarily be extrapolated to other health management systems or low-income countries. Allen et al. [5] derived labor and delivery costs from a population-based computerized database. By contrast, the present estimates were based on prospectively gathered individual data, which, despite representing a smaller sample, facilitated a more precise collection of all information with regard to cervical condition, indication for IOL, and perinatal outcome.

Vijgen et al. [19] recently reported a much higher cost of IOL in the Netherlands (€8094). However, the population included in that study is not comparable with the present study population because it comprised only patients with preterm rupture of the membranes, who have increased neonatal morbidity and maternal stay costs. Kaimal et al. [20] also reported that IOL in a late-term population was more expensive than in the present study; however, their decision analytic study was based on published studies and an analysis of the National Birth Cohort dataset in a non-public health system (the USA) [20].

Because induction accounts for approximately 20% of all deliveries [1], reliable estimates of financial costs are needed. The aim of the present study was to provide economic information that will help to estimate the true costs associated with maternity and also aid with management and decision making when a scheduled end of pregnancy is needed. Although economic information should always be subordinate to the pathologic conditions that advise when to end a pregnancy, IOL can often be performed after a reasonable lapse of time (not necessarily immediately). If immediate IOL is not required in the presence of very unfavorable cervical conditions, it could be delayed to decrease not only the rate of cesarean delivery, but also the economic costs. By contrast, the mean cost of IOL for patients with favorable cervical conditions was similar to the previously reported economic cost of spontaneous onset of labor [5]. Furthermore, as compared with elective cesarean delivery, cesarean delivery during labor has been associated with an increased risk of adverse maternal and neonatal outcomes [21,22], as well as higher economic costs [5,7,18]. Given the impact of IOL on the overall cost of childbirth, attempts should be made to take into account the higher cost of this procedure when deciding whether or not to perform it [23,24].

The prospective cost analysis was based on individually obtained data, thereby avoiding the potential bias present in retrospective and database studies. Although the sample size was smaller than in previous reports, the study design improved the quality and accuracy of information obtained for all patients; nevertheless, the confidence intervals for every estimation have been provided. In Spain, the National Healthcare System provides universal access to obstetric care, and there is no difference in the financial compensation provided for vaginal or cesarean deliveries.

However, the present study has some limitations. First, the analysis did not include an economic evaluation of broader costs, such as the psychosocial costs of family members or informal caregivers, or the costs of equipment use. Consequently, the present study could have underestimated the costs associated with cesarean deliveries in localities where physicians receive higher fees for performing operative deliveries compared with vaginal deliveries. In countries without universal access to obstetric care or where physician services are salaried, physicians' costs could differ and this should be considered in any cost analyses. Additionally, the present study did not account for the economic implications of future deliveries or long-term maternal reproductive–health considerations.

In conclusion, the present results give insight into the economic impact of IOL. In an era of limited medical resources, obstetricians—

providers of health care—should try to reduce the per-person cost of perinatal health care. The present data might be used to estimate the economic impact of IOL according to different clinical situations to reduce health care costs.

Conflict of interest

The authors have no conflicts of interest.

References

- [1] ACOG Committee on Practice Bulletins – Obstetrics. ACOG Practice Bulletin No. 107: Induction of labor. *Obstet Gynecol* 2009;114(2 Pt 1):386–97.
- [2] National Institute for Health and Clinical Excellence. Inducing Labour. NICE Clinical Guideline 70. <https://www.nice.org.uk/guidance/cg70>. Published 2008. Accessed November 2015.
- [3] Gülmezoglu AM, Crowther CA, Middleton P. Induction of labour for improving birth outcomes for women at or beyond term. *Cochrane Database Syst Rev* 2006(4), CD004945.
- [4] Kenny TH, Nicodemio JM, Fenton BW, von Gruenigen VE. Does quality “bundling” improve obstetrical outcomes? A comparative study of elective inductions. *J Reprod Med* 2013;58(9–10):402–10.
- [5] Allen VM, O’Connell CM, Farrell SA, Baskett TF. Economic implications of method of delivery. *Am J Obstet Gynecol* 2005;193(1):192–7.
- [6] Petrou S, Henderson J, Glazener C. Economic aspects of caesarean section and alternative modes of delivery. *Best Pract Res Clin Obstet Gynaecol* 2001;15(1):145–63.
- [7] Chung A, Macario A, El-Sayed YY, Riley ET, Duncan B, Druzin ML. Cost effectiveness of a trial of labor after previous cesarean. *Obstet Gynecol* 2001;97(6):932–41.
- [8] Kaufman KE, Bailit JL, Grobman W. Elective induction: an analysis of economic and health consequences. *Am J Obstet Gynecol* 2002;187(4):858–63.
- [9] Spanish Ministry of Health. Hospital Cost. <https://www.msssi.gob.es/estadEstudios/estadisticas/inforRecopilaciones/anaDesarrolloGDR.htm>. Published 2010. Accessed January 4, 2015.
- [10] Robinson HP, Fleming JE. A critical evaluation of sonar “crown–rump length” measurements. *Br J Obstet Gynaecol* 1975;82(9):702–10.
- [11] Bishop E. Pelvic scoring for elective induction. *Obstet Gynecol* 1964;24:166–8.
- [12] Roman H, Verspyck E, Vercoustre L, Degre S, Col JY, Firmin JM, et al. Does ultrasound examination when the cervix is unfavorable improve the prediction of failed labor induction? *Ultrasound Obstet Gynecol* 2004;23(4):357–62.
- [13] National Institute for Health and Clinical Excellence. Intrapartum care: Care of healthy women and their babies during childbirth. NICE Clinical Guideline 55. <http://www.ctgutbildning.se/Course/referenser/referenser/NICE%20guidelines%20Intrapartum%20care%202007.pdf>. Published September 2007. Accessed November 2015.
- [14] Cunningham FG, Leveno KJ, Bloom SL, Hauth JC, Gilstrap LC, Wenstrom KD. Induction of Labor. In: Cunningham FG, Leveno KJ, Bloom SL, Hauth JC, Gilstrap LC, Wenstrom KD, editors. *Williams Obstetrics*. 22nd Edition. New York, NY: McGraw-Hill; 2005. p. 536–45.
- [15] Drummond MF, Stoddart GL, Torrance GW. *Methods for the Economic Evaluation of Health Care Programmes*. Oxford: Oxford University Press; 1987.
- [16] Bost BW. Cesarean delivery on demand: what will it cost? *Am J Obstet Gynecol* 2003;188(6):1418–23.
- [17] Declercq E, Barger M, Cabral HJ, Evans SR, Kotelchuck M, Simon C, et al. Maternal outcomes associated with planned primary cesarean births compared with planned vaginal births. *Obstet Gynecol* 2007;109(3):669–77.
- [18] Spanish Ministry of Health and Social Services. Explotación estadística del Conjunto Mínimo Básico de Datos. <https://www.msssi.gob.es/estadEstudios/estadisticas/cmbd/informes/home.htm>. Published 2011. Accessed December 3, 2015.
- [19] Vijgen SM, van der Ham DP, Bijlenga D, van Beek JJ, Bloemenkamp KW, Kwee A, et al. Economic analysis comparing induction of labor and expectant management in women with preterm prelabor rupture of membranes between 34 and 37 weeks (PPROMEXIL trial). *Acta Obstet Gynecol Scand* 2014;93(4):374–81.
- [20] Kaimal AJ, Little SE, Odibo AO, Stamilio DM, Grobman WA, Long EF, et al. Cost-effectiveness of elective induction of labor at 41 weeks in nulliparous women. *Am J Obstet Gynecol* 2011;204(2):137.e1–9.
- [21] National Institute for Health and Clinical Excellence. Cesarean section: full guideline draft. Second Edition. <https://www.nice.org.uk/guidance/cg132/documents/caesarean-section-update-full-guideline2>. Published 2011. Accessed January 6, 2015.
- [22] Allen VM, O’Connell CM, Liston RM, Baskett TF. Maternal morbidity associated with cesarean delivery without labor compared with spontaneous onset of labor at term. *Obstet Gynecol* 2003;102(3):477–82.
- [23] Berwick DM, Nolan TW, Whittington J. The triple aim: care, health, and cost. *Health Aff (Millwood)* 2008;27(3):759–69.
- [24] von Gruenigen VE, Deveny TC. Health care reform: will quality remodeling affect obstetrician–gynecologists in addition to patients? *Obstet Gynecol* 2011;117(5):1167–9.

Cervical condition and fetal cerebral Doppler as determinants of adverse perinatal outcome after labor induction for late-onset small-for-gestational-age fetuses

R. GARCIA-SIMON*, F. FIGUERAS†, S. SAVCHEV†, E. FABRE*, E. GRATACOS† and D. OROS*

*Obstetrics Department, Hospital Clínico Lozano Blesa, University of Zaragoza and Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón (IISA), Zaragoza, Spain; †Department of Maternal-Fetal Medicine, Institute Clinic of Gynecology, Obstetrics and Neonatology (ICGON), Hospital Clinic-IDIBAPS, University of Barcelona and Centre for Biomedical Research on Rare Diseases (CIBER-ER), Barcelona, Spain

KEYWORDS: Bishop score; cerebroplacental ratio; decision tree; labor induction; late-onset intrauterine growth restriction

ABSTRACT

Objective To estimate the combined value of fetal cerebral Doppler examination and Bishop score for predicting perinatal outcome after labor induction for small-for-gestational-age (SGA) fetuses in the presence of normal umbilical artery Doppler recordings.

Methods We conducted a cohort study in two tertiary centers, including 164 women with normal umbilical artery Doppler recordings who underwent induction of labor because of an estimated fetal weight < 10th percentile. The fetal middle cerebral artery pulsatility index and cerebroplacental ratio (CPR) were obtained in all cases within 24 h before induction. Cervical condition was assessed at admission using the Bishop score. A predictive model for perinatal outcomes was constructed using a decision-tree analysis algorithm.

Results Both a very unfavorable cervix, defined as a Bishop score < 2, (odds ratio (OR), 3.18; 95% CI, 1.28–7.86) and an abnormal CPR (OR, 2.54; 95% CI, 1.18–5.61) were associated with an increased likelihood of emergency Cesarean section for fetal distress, but only the latter was significantly associated with the need for neonatal admission (OR, 2.43; 95% CI, 1.28–4.59). In the decision-tree analysis, both criteria significantly predicted the likelihood of Cesarean section for fetal distress.

Conclusion Combined use of the Bishop score and CPR improves the ability to predict overall Cesarean section (for any indication), emergency Cesarean section for fetal distress, and neonatal admission after labor induction for late-onset SGA in the presence of normal umbilical artery Doppler recordings. Copyright © 2015 ISUOG. Published by John Wiley & Sons Ltd.

intrauterine growth restriction (IUGR) confers an increased risk of intrauterine mortality, fetal distress, perinatal hypothermia and hypoglycemia^{1–4}, and childhood learning difficulties, speech problems, neurological deficits and behavioral problems^{5–8}. Furthermore, there is evidence suggesting that individuals with late-onset IUGR have fetal ‘programming’ phenomena, with cardiovascular and metabolic consequences that persist into adulthood⁹.

Owing to the increased risk of stillbirth and adverse perinatal outcomes associated with late-onset IUGR, induction of labor is recommended generally at 37–38 weeks’ gestation^{10,11} when cervical conditions are unlikely to be favorable¹². Previous cohort studies in small-for-gestational-age (SGA) fetuses with normal umbilical artery (UA) Doppler results have shown that the presence of abnormal middle cerebral artery (MCA) waveforms or a low cerebroplacental ratio (CPR) is associated with an increased risk of adverse perinatal outcome^{13–16}, fetal distress, neonatal acidosis¹⁷ and emergency Cesarean delivery for non-reassuring fetal status¹⁸. However, these studies did not consider cervical conditions, which are known to be a major determinant of successful induction¹⁹. Furthermore, although the Disproportionate Intrauterine Growth Intervention Trial At Term (DIGITAT) study²⁰ reported cervical conditions as an indicator for optimal timing to initiate labor induction, fetal cerebral Doppler results were not included in the analysis.

The aim of this study was to explore whether the combination of cervical condition (as assessed by the Bishop score) and CPR improves the prediction of adverse perinatal outcome after induction of labor for late-onset SGA in the presence of normal umbilical artery Doppler results.

INTRODUCTION

Despite the presence of normal umbilical artery Doppler measurements in the majority of cases, late-onset

METHODS

We included all consecutive women with a pregnancy complicated by late-onset SGA (estimated fetal weight

Correspondence to: Dr D. Oros, Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa, C/ San Juan Bosco 15, 50009 Zaragoza, Spain (e-mail: dorosl@salud.aragon.es)

Accepted: 27 January 2015

(EFW) < 10th percentile for local standards²¹) with normal UA Doppler recordings (UA pulsatility index (UA-PI) < 95th percentile²²) who attended two large referral hospitals in Spain (Hospital Clínic of Barcelona and Hospital Clínico Lozano Blesa of Zaragoza) between March 2007 and November 2013. Fetuses with congenital malformations, chromosomal abnormalities or a breech presentation were excluded. Written informed consent was obtained from all women. The local ethics committees of both hospitals approved the study.

Pregnancies were dated by crown-rump length measurements at the first-trimester scan²³. Doppler recordings were performed by one experienced operator, according to standard methodology^{22,24}. Voluson E8 (GE Medical Systems, Zipf, Austria) and Siemens Sonoline Antares (Siemens, Mountain View, CA, USA) ultrasound machines were used, and both were equipped with 6–2-MHz linear curved-array transducers. CPR was calculated as a ratio of MCA-PI to UA-PI. The 5th percentiles were used as the cut-off values to define abnormal MCA-PI and CPR²⁴. In all cases, only the results of the last examination, performed within 24 h before induction of labor, were included in the data analysis.

According to a common management protocol, induction of labor was recommended for fetuses with an EFW < 3rd centile or an abnormal MCA-PI or CPR, after 37.0 weeks' gestation. Otherwise, expectant management was pursued until 40.0 weeks' gestation, at which time labor was induced. The cervical condition was assessed at time of admission using the Bishop score. The Bishop score has been shown to have high reproducibility in our clinical practice²⁵. A Bishop score < 2 was defined as a very unfavorable cervix²⁶. Cervical ripening was performed with a slow-release prostaglandin vaginal pessary (10 mg). If onset of labor did not occur within 12 h, oxytocin induction was initiated. Fetal wellbeing was assessed by heart rate tracings obtained prior to the administration of prostaglandin and those obtained 2 h later. All deliveries were attended by a staff obstetrician who was blinded to the results of the Doppler parameters evaluated in this study. The indications for Cesarean delivery for fetal distress were based on abnormal fetal heart rate tracings²⁷ and abnormal fetal scalp blood pH during intrapartum monitoring. When an abnormal fetal heart rate tracing was noted, fetal scalp blood sampling was attempted and considered abnormal if the pH was below 7.20. If cervical conditions did not allow fetal scalp sampling, Cesarean delivery for fetal distress was considered if the abnormal tracing persisted after 10 min of intravenous infusion of ritodrine (200 g/min). Neonatal metabolic acidosis was defined as the presence of a UA pH < 7.15 and base excess of -12 mEq/L in the newborn²⁸.

Statistical analysis

Student's *t*-test and Pearson's chi-square test or Fisher's exact test were used to compare quantitative and qualitative data, respectively. The associations between the Bishop score or abnormal brain Doppler parameters

and the risk of emergency Cesarean delivery for fetal distress were analyzed using multiple simple logistic regression, adjusted for EFW percentile and gestational age at birth. A predictive model for the occurrence of an emergency Cesarean delivery for fetal distress was constructed using the decision-tree analysis algorithm (IBM SPSS Statistics v. 20.0, IBM, Armonk, NY, USA). The decision tree was developed using the Classification and Regression Trees CHAID method (Quick, Unbiased and Efficient Statistical Tree algorithm), which generates binary decision trees with the *P*-value set at 0.05 (Bonferroni-adjusted for multiple comparisons) and a cut-off value selected automatically for all included parameters²⁹: maternal age (years), body mass index (kg/m²), smoking status (non-smoker *vs* smoker), nulliparity (no previous birth after 22 weeks' gestation), gestational age at delivery (weeks), and percentiles for EFW²¹, UA-PI²², MCA-PI²⁴ and CPR²⁴. The classification and regression tree was constructed by splitting subsets of the dataset using all predictor variables, to create two child nodes repeatedly. The best predictor was chosen using a variety of impurity and diversity measures. Statistical analyses were conducted using IBM SPSS Statistics v. 20.0.

RESULTS

Among the 169 eligible patients with a pregnancy complicated by late-onset SGA, fetal Doppler results were recorded incompletely in three and the cervical condition at admission incompletely in two. A total of 164 patients were included in the final data analysis (Figure 1).

The majority of included patients were Caucasian (86.6%) and nulliparous (71.3%). Table 1 summarizes the demographic characteristics and perinatal outcomes of the study population according to CPR status and to the cervical condition as assessed by Bishop score. No social or demographic differences between groups were found except for fetal gender, with a greater proportion of female neonates reported in the group with normal CPR results. SGA fetuses with a normal CPR more commonly required cervical ripening with prostaglandins (97.3% *vs* 88.8%; *P* = 0.036). The presence of an abnormal CPR increased the overall rate of Cesarean section for any indication (46.1% *vs* 28.0%; *P* = 0.017). Cesarean section for fetal distress was required for 31.5% of the abnormal CPR group but for only 16.0% of the normal CPR group (*P* = 0.016). Neonatal admission was significantly higher in the group with an abnormal CPR (37.1% *vs* 21.3%; *P* = 0.028). Neonates with an abnormal CPR also exhibited an increased rate of adverse perinatal outcome (metabolic acidosis and/or neonatal metabolic acidosis; 57.3% *vs* 34.7%; *P* = 0.006), and a non-significant increased rate of acidosis at birth (11.2% *vs* 6.7%; *P* = 0.312). With respect to cervical condition, as would be expected, the proportion of nulliparous women was significantly higher in the very unfavorable cervix group (78.0% *vs* 58.2%; *P* = 0.008). The total and emergency Cesarean sections performed were also increased in those with Bishop score < 2.

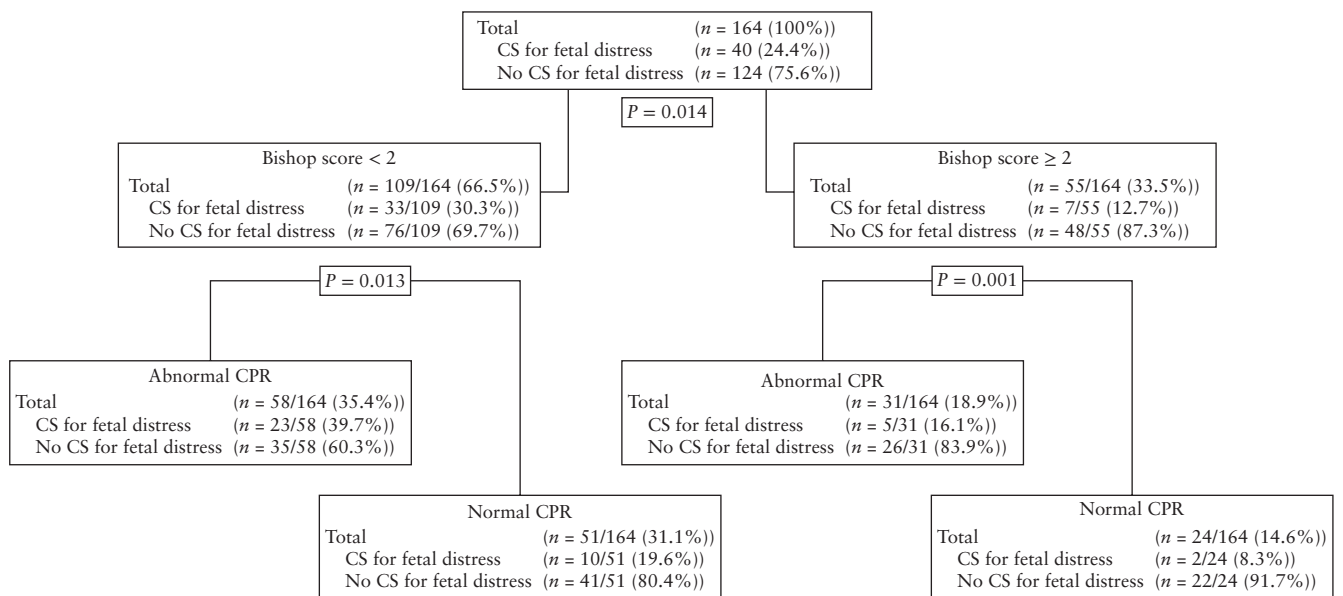


Figure 1 Decision-tree classification of emergency Cesarean section (CS) for fetal distress according to abnormal cerebroplacental ratio (CPR) and Bishop score in 164 pregnancies complicated by late-onset small-for-gestational age.

Table 1 Demographic characteristics and perinatal outcome in 164 pregnancies complicated by late-onset small-for-gestational age, according to cerebroplacental ratio (CPR) and to cervical condition as assessed by Bishop score

Characteristic	CPR		P	Bishop score		P
	Normal CPR (n = 75)	Abnormal CPR (n = 89)		Bishop score ≥ 2 (n = 55)	Bishop score < 2 (n = 109)	
Maternal age (years)	32.3 ± 5.8	31.2 ± 6.6	0.384	31.4 ± 5.3	31.7 ± 6.8	0.787
Maternal BMI (kg/m ²)	24.8 ± 5.3	24.5 ± 5.1	0.750	24.9 ± 5.5	24.7 ± 5.1	0.843
Nulliparous	48 (64.0)	69 (77.5)	0.186	32 (58.2)	85 (78.0)	0.008
Caucasian	69 (92.0)	73 (82.0)	0.224	50 (90.9)	92 (84.4)	0.248
Smoker	25 (33.3)	38 (42.7)	0.219	25 (45.5)	38 (34.9)	0.188
Female neonate	46 (61.3)	37 (41.6)	0.012	31 (56.4)	52 (47.7)	0.295
Previous CS	6 (8.0)	5 (5.6)	0.544	1 (1.8)	10 (9.2)	0.075
Bishop score	1 (0–4)	1 (0–6)	0.234	2 (2–6)	0 (0–1)	0.001
EFW < 3 rd percentile	25 (33.3)	44 (49.4)	0.041	16 (29.1)	46 (42.2)	0.102
Abnormal MCA Doppler	34 (45.3)	78 (87.6)	< 0.001	39 (70.9)	73 (67.0)	0.609
GA at induction (days)	268.9 ± 11.2	265.0 ± 11.6	0.022	268.5 ± 10.3	266.0 ± 12.1	0.193
Birth weight (g)	2389.3 ± 385.8	2283.0 ± 423.1	0.021	2346.1 ± 361.4	2324.4 ± 432.0	0.750
Cervical ripening*	73 (97.3)	79 (88.8)	0.036	51 (92.7)	101 (92.7)	0.988
CS	21 (28.0)	41 (46.1)	0.017	9 (16.4)	53 (48.6)	< 0.001
CS for fetal distress	12 (16.0)	28 (31.5)	0.016	7 (12.7)	33 (30.3)	0.013
Umbilical artery pH < 7.15	5 (6.7)	10 (11.2)	0.312	4 (7.3)	11 (10.1)	0.554
Neonatal admission	16 (21.3)	33 (37.1)	0.028	18 (32.7)	31 (28.4)	0.571
Adverse neonatal outcome†	26 (34.7)	51 (57.3)	0.006	23 (41.8)	54 (49.5)	0.373

Data are given as mean ± SD, n (%) or median (range). *Cervical ripening with dinoprostone. †Defined as metabolic acidosis and/or neonatal admission. BMI, body mass index; CS, Cesarean section; EFW, estimated fetal weight; GA, gestational age; MCA, middle cerebral artery.

Table 2 depicts the adjusted odds ratios (ORs) of an abnormal CPR or very unfavorable cervix being associated with a Cesarean section overall (for any indication), Cesarean section for fetal distress alone and adverse perinatal outcome. On univariate analysis, the association between a very unfavorable cervix at admission and the likelihood of a Cesarean section overall was stronger than the association between an abnormal CPR and the likelihood of a Cesarean section overall (OR, 5.32 (95% CI, 2.32–12.17) vs 2.52 (95% CI, 1.26–5.05), respectively). Both determinants were significantly associated with an increased likelihood of Cesarean section for fetal distress, with comparable ORs

(very unfavorable cervix: 3.18 (95% CI, 1.28–7.86) vs abnormal CPR: 2.57 (95% CI, 1.18–5.61)). By contrast, only an abnormal CPR was significantly associated with an increased likelihood of adverse neonatal outcome (OR, 2.43 (95% CI, 1.28–4.59)).

The decision-tree analysis to predict Cesarean section for fetal distress yielded a two-tier classification (Figure 1): the first level was determined by a very unfavorable Bishop score (P = 0.014). At the second level, each group was substratified according to CPR (P = 0.013 for abnormal vs normal CPR subgroup comparison in those with Bishop score < 2 and P = 0.001 for comparison in those with Bishop score ≥ 2). Thus, the analysis profiled three groups

Table 2 Univariate analysis to assess associations between abnormal cerebroplacental ratio (CPR) and very unfavorable cervix (Bishop score < 2) with outcome in pregnancies complicated by late-onset small-for-gestational age

Outcome	OR (95% CI)	
	Abnormal CPR	Very unfavorable cervix
CS	2.52 (1.26–5.05)	5.32 (2.32–12.17)
CS for fetal distress	2.54 (1.18–5.61)	3.18 (1.28–7.86)
Adverse NN outcome*	2.43 (1.28–4.59)	1.35 (0.69–2.61)

*Defined as metabolic acidosis and/or neonatal admission. CS, Cesarean section; NN, neonatal; OR, adjusted odds ratio.

Table 3 Positive and negative predictive values of a combination of abnormal cerebroplacental ratio and very unfavorable cervix (Bishop score < 2) to predict adverse outcome in pregnancies complicated by late-onset small-for-gestational age

Variable	OR (95% CI)	PPV (%)	NPV (%)
CS	4.45 (2.25–8.82)	60.3	74.5
CS for fetal distress	3.44 (1.64–7.21)	39.7	84.0
Adverse NN outcome*	2.31 (1.19–4.44)	60.3	60.2

*Defined as metabolic acidosis and/or neonatal admission. CS, Cesarean section; NN, neonatal; NPV, negative predictive value; OR, odds ratio; PPV, positive predictive value.

of increasing risk for Cesarean section for fetal distress: 8.3% of those with a normal CPR and not unfavorable cervix, 16.1–19.6% of those with either an abnormal CPR and not unfavorable cervix or a very unfavorable cervix but normal CPR, and 39.7% of those with both an abnormal CPR and a very unfavorable cervix. Table 3 shows the outcomes of the latter group at highest risk of Cesarean section for fetal distress.

DISCUSSION

Compared to their appropriate-for-gestational age counterparts, growth-restricted fetuses are more prone to stress during the uterine contractions of labor because of their diminished placental reserve². This is the first study to provide evidence that the combination of fetal Doppler results and cervical condition can identify SGA fetuses at high risk for Cesarean delivery and adverse neonatal outcome after induction of labor.

Fetal cerebral Doppler assessment is becoming standard practice in the clinical management of growth restriction occurring late in pregnancy, and its use has been recommended in several recently published guidelines^{10,30,31}. Studies involving animal models suggest that CPR more closely reflects acute changes in the partial pressure of oxygen than its individual components³². An increasing number of studies have demonstrated that CPR is an earlier and more sensitive predictor of adverse perinatal outcome and neonatal acidosis than either the MCA or UA waveforms alone^{33,34}. Our results are consistent with those of a study published previously by Cruz-Martínez *et al.*¹⁸, which reported that Doppler signs of cerebral hemodynamic redistribution can predict the risk of emergency Cesarean delivery for non-reassuring fetal status.

Severi *et al.*³⁵ also reported that the risk of Cesarean section was increased in SGA fetuses when cerebral vasodilation was present at diagnosis. Indeed, a recent study involving the general population suggested that the association between abnormal cerebral Doppler findings and adverse perinatal outcome is independent of fetal size³⁶.

Little attention has been focused on the role of cervical condition as a determinant of adverse outcome in SGA³⁷. Our study found that, in SGA, the overall rate of Cesarean section was increased when a very low Bishop score was present prior to the induction of labor. Our results are consistent with those of the study by Scollo³⁸, which found that, in the general population, spontaneous delivery was more likely when a Bishop score ≥ 2 was present at the start of labor induction. The DIGITAT²⁰ study explored UA Doppler and cervical characteristics before labor induction. Abnormalities in UA Doppler are not common in late-onset IUGR fetuses³⁹ and fetal cerebral Doppler results were not reported in the DIGITAT study. The Hypertension and Pre-eclampsia Intervention Trial at Term (HYPITAT) study reported that patients with a favorable Bishop score did not present any benefit for induction at term⁴⁰. However, the HYPITAT study was focused on women with pre-eclampsia and hypertension, not on those with IUGR fetuses, and it did not report on fetal cerebral Doppler findings.

The rationale for inducing labor at term in late-onset IUGR neonates is to avoid the infrequent but devastating occurrence of stillbirth²⁵, most of which occur with severe growth restriction⁴¹. However, it could be argued that this policy may increase maternal and fetal morbidity^{42–44}, especially when the cervix is unfavorable³⁸. Indeed, in our study we found that a very low Bishop score was associated with an increased overall rate of Cesarean section after labor induction in late-onset SGA fetuses. However, this category included patients with diverse indications for Cesarean section, such as fetal distress, failure to progress, and failed induction. Not surprisingly, CPR was also useful for predicting fetal distress and adverse neonatal outcome. This information is beneficial for patient counseling, especially in view of the results of a recently published meta-analysis⁴⁵ reporting that emergency Cesarean section was associated with a twofold increased risk of cerebral palsy, whereas there was no significant association between elective Cesarean delivery and cerebral palsy. It is also important to note that the economic cost of an elective Cesarean section is similar to that of a vaginal delivery after labor induction, whereas a Cesarean section after induction is more expensive^{46,47}.

The main strength of this study is the external validity provided by analyzing a homogeneous and well-documented cohort of patients from two different hospitals. Unfortunately, we evaluated only UA Doppler waveforms and CPR as Doppler predictors. Assessing uterine artery Doppler findings might also have provided useful information, as it has been reported previously to predict fetal distress during labor in IUGR pregnancies³⁵. Another limitation was our lack of data regarding the ultrasound cervical length at the start of induction. This

length may be more predictive than the Bishop score, although evidence regarding this issue is conflicting⁴⁸. Finally, our results cannot be easily translated into settings that use other induction methods. Indeed, the low Cesarean section rate noted in the DIGITAT study²⁰ may have resulted from the use of a balloon catheter for labor induction. Furthermore, the results of a meta-analysis⁴⁹ published in 2012 showed that, compared to prostaglandins, mechanical methods had similar effectiveness but were associated with a lower incidence of heart rate abnormalities secondary to hyperstimulation.

In conclusion, this is the first study to report on the combined use of the Bishop score and CPR to improve prediction of emergency Cesarean section for fetal distress after labor induction for late-onset SGA, in the presence of normal UA Doppler. This information should be useful for patient counseling.

REFERENCES

- Savchev S, Figueras F, Sanz-Cortes M, Cruz-Lemini M, Triunfo S, Botet F, Gratacos E. Evaluation of an optimal gestational age cut-off for the definition of early- and late-onset fetal growth restriction. *Fetal Diagn Ther* 2014; 36: 99–105.
- Battaglia FC, Lubchenco LO. A practical classification of newborn infants by weight and gestational age. *J Pediatr* 1967; 71: 159–163.
- McIntire DD, Bloom SL, Casey BM, Leveno KJ. Birthweight in relation to morbidity and mortality among newborn infants. *N Engl J Med* 1999; 340: 1234–1238.
- Kramer MS, Olivier M, McLean FH, Willis DM, Usher RH. Impact of intrauterine growth retardation and body proportionality on fetal and neonatal outcome. *Pediatrics* 1990; 86: 707–713.
- Low JA, Handley-Derry MH, Burke SO, Peters RD, Pater EA, Killen HL, Derrick EJ. Association of intrauterine fetal growth retardation and learning deficits at age 9 to 11 years. *Am J Obstet Gynecol* 1992; 167: 1499–1505.
- Fattal-Valevski A, Leitner Y, Kutai M, Tal-Posener E, Tomer A, Lieberman D, Jaffa A, Many A, Harel S. Neurodevelopmental outcome in children with intrauterine growth retardation: a 3-year follow-up. *J Child Neurol* 1999; 14: 724–727.
- Leitner Y, Fattal-Valevski A, Geva R, Eshel R, Toledano-Alhadef H, Rotstein M, Bassan H, Radianu B, Bitchonsky O, Jaffa AJ, Harel S. Neurodevelopmental outcome of children with intrauterine growth retardation: a longitudinal, 10-year prospective study. *J Child Neurol* 2007; 22: 580–587.
- Geva R, Eshel R, Leitner Y, Valevski AF, Harel S. Neuropsychological outcome of children with intrauterine growth restriction: a 9-year prospective study. *Pediatrics* 2006; 118: 91–100.
- Barker DJ. Fetal growth and adult disease. *Br J Obstet Gynaecol* 1992; 99: 275–276.
- Royal College of Obstetricians and Gynaecologists (RCOG). *The Investigation and management of the small-for-gestational-age fetus*. Green-top Guideline No. 31. RCOG Press, London, 2013. <https://www.rcog.org.uk/en/guidelines-research-services/guidelines/gtg31/> [Accessed 1 December 2014].
- Vashevnik S, Walker S, Permezel M. Stillbirths and neonatal deaths in appropriate, small and large birthweight for gestational age fetuses. *Aust N Z J Obstet Gynaecol* 2007; 47: 302–306.
- Vrouenraets FJPM, Roumen FJME, Dehing CJG, van den Akker ESA, Aarts MJB, Scheve EJT. Bishop score and risk of Cesarean delivery after induction of labor in nulliparous women. *Obstet Gynecol* 2005; 105: 690–697.
- Gramellini D, Folli MC, Raboni S, Vadora E, Merialdi A. Cerebral-umbilical Doppler ratio as a predictor of adverse perinatal outcome. *Obstet Gynecol* 1992; 79: 416–420.
- Jain M, Farooq T, Shukla RC. Doppler cerebroplacental ratio for the prediction of adverse perinatal outcome. *Int J Gynaecol Obstet* 2004; 86: 384–385.
- Odibo AO, Riddick C, Pare E, Stamilio DM, Macones GA. Cerebroplacental Doppler ratio and adverse perinatal outcomes in intrauterine growth restriction: evaluating the impact of using gestational age-specific reference values. *J Ultrasound Med* 2005; 24: 1223–1228.
- Habek D, Salihagic A, Jugovic D, Herman R. Doppler cerebro-umbilical ratio and fetal biophysical profile in the assessment of periparturient cardiotocography in growth-retarded fetuses. *Fetal Diagn Ther* 2007; 22: 452–456.
- Hershkovitz R, Kingdom JC, Geary M, Rodeck CH. Fetal cerebral blood flow redistribution in late gestation: identification of compromise in small fetuses with normal umbilical artery Doppler. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2000; 15: 209–212.
- Cruz-Martinez R, Figueras F, Hernandez-Andrade E, Oros D, Gratacos E. Fetal brain Doppler to predict cesarean delivery for nonreassuring fetal status in term small-for-gestational-age fetuses. *Obstet Gynecol* 2011; 117: 618–626.
- Vahratian A, Zhang J, Troendle JF, Sciscione AC, Hoffman MK. Labor progression and risk of Cesarean delivery in electively induced nulliparas. *Obstet Gynecol* 2005; 105: 698–704.
- Boers KE, Vijgen SMC, Bijlenga D, van der Post JAM, Bekedam DJ, Kwee A, van der Salm PCMA, van Pampus MG, Spaanderman MEA, de Boer K, Duvekot JJ, Bremer HA, Hasaart THM, Delemarre FMC, Bloemenkamp KWM, van Meir CA, Willekes C, Wijnen EJ, Rijken M, le Cessie S, Roumen FJME, Thornton JC, van Lith JMM, Mol BWJ, Scherjon SA; DIGITAT study group. Induction versus expectant monitoring for intrauterine growth restriction at term: randomised equivalence trial (DIGITAT). *BMJ* 2010; 341: c7087.
- Figueras F, Meler E, Iraola A, Eixarch E, Coll O, Figueras J, Francis A, Gratacos E, Gardosi J. Customized birthweight standards for a Spanish population. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 2008; 136: 20–24.
- Arduini D, Rizzo G. Normal values of Pulsatility Index from fetal vessels: a cross-sectional study on 1556 healthy fetuses. *J Perinat Med* 1990; 18: 165–172.
- Robinson HP, Fleming JE. A critical evaluation of sonar "crown-rump length" measurements. *Br J Obstet Gynaecol* 1975; 82: 702–710.
- Baschat AA, Gembruch U. The cerebroplacental Doppler ratio revisited. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2003; 21: 124–127.
- Garcia-Simon R, Oros D, Gracia-Cólera D, Moreno E, Paules C, Cañizares S, Gascón E, Fabre E. Cervix assessment for the management of labor induction: Reliability of cervical length and Bishop score determined by residents. *J Obstet Gynaecol Res* 2014; 41: 377–382.
- Roman H, Verspyck E, Vercoustre L, Degre S, Col JY, Firmin JM, Caron P, Marpeau L. Does ultrasound examination when the cervix is unfavorable improve the prediction of failed labor induction? *Ultrasound Obstet Gynecol* 2004; 23: 357–362.
- Altaf S, Oppenheimer C, Shaw R, Waugh J, Dixon-Woods M. Practices and views on fetal heart monitoring: a structured observation and interview study. *BJOG* 2006; 113: 409–418.
- Gregg AR, Weiner CP. 'Normal' umbilical arterial and venous acid-base and blood gas values. *Clin Obstet Gynecol* 1993; 36: 24–32.
- Shih Y. Families of splitting criteria for classification trees. *Stat Comput* 1999; 9: 309–315.
- Figueras F, Gardosi J. Intrauterine growth restriction: new concepts in antenatal surveillance, diagnosis, and management. *Am J Obstet Gynecol* 2011; 204: 288–300.
- Society of Obstetricians and Gynaecologists of Canada (SOGC). *Intrauterine growth restriction: Screening, diagnosis, and management*. SOGC Clinical Practice Guideline No. 295. SOGC: Ottawa, 2013. <http://sogc.org/guidelines/intrauterine-growth-restriction-screening-diagnosis-management/> [Accessed 1 December 2014].
- Arbelle P, Maulik D, Fignon A, Stale H, Berson M, Bodard S, Locatelli A. Assessment of the fetal Po₂ changes by cerebral and umbilical Doppler on lamb fetuses during acute hypoxia. *Ultrasound Med Biol* 1995; 21: 861–870.
- Bahado-Singh RO, Kovanci E, Jeffres A, Oz U, Deren O, Copel J, Mari G. The Doppler cerebroplacental ratio and perinatal outcome in intrauterine growth restriction. *Am J Obstet Gynecol* 1999; 180: 750–756.
- Arias F. Accuracy of the middle-cerebral-to-umbilical-artery resistance index ratio in the prediction of neonatal outcome in patients at high risk for fetal and neonatal complications. *Am J Obstet Gynecol* 1994; 171: 1541–1545.
- Severi FM, Bocchi C, Visentin A, Falco P, Cobellis L, Florio P, Zagonari S, Pilu G. Uterine and fetal cerebral Doppler predict the outcome of third-trimester small-for-gestational-age fetuses with normal umbilical artery Doppler. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2002; 19: 225–228.
- Morales-Roselló J, Khalil A, Morlando M, Bhide A, Papageorgiou A, Thilaganathan B. Poor neonatal acid-base status in term fetuses with low cerebroplacental ratio. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2015; 45: 156–161.
- Hettenbach A, Rath W, Heiss C, Lindner U. Induced labor with prostaglandins in birth weight below 2,500 g. *Z Geburtshilfe Neonatol* 1997; 201: 141–147.
- Scollo P. Epidemiology of cesarean sections: prolonged pregnancy. *Clin Exp Obstet Gynecol* 1999; 26: 22–26.
- Oros D, Figueras F, Cruz-Martinez R, Meler E, Munmany M, Gratacos E. Longitudinal changes in uterine, umbilical and fetal cerebral Doppler indices in late-onset small-for-gestational age fetuses. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2011; 37: 191–195.
- Koopmans CM, Bijlenga D, Groen H, Vijgen SM, Aarnoudse JG, Bekedam DJ, van den Berg PP, de Boer K, Burggraaf JM, Bloemenkamp KW, Drogtrou AP, Franx A, de Groot CJ, Huisjes AJ, Kwee A, van Loon AJ, Lub A, Papatsonis DN, van der Post JA, Roumen FJ, Scheepers HC, Willekes C, Mol BW, van Pampus MG; HYPITAT study group. Induction of labor versus expectant monitoring for gestational hypertension or mild pre-eclampsia after 36 weeks' gestation (HYPITAT): a multicentre, open-label randomised controlled trial. *Lancet* 2009; 374: 979–988.
- Pilliod RA, Cheng YW, Snowden JM, Doss AE, Caughey AB. The risk of intrauterine fetal death in the small-for-gestational-age fetus. *Am J Obstet Gynecol* 2012; 207: 318.e1–318.e6.
- Elvedi-Gasparovic V, Klepac-Pulanec T, Peter B. Maternal and fetal outcome in elective versus emergency cesarean section in a developing country. *Coll Antropol* 2006; 30: 113–118.
- Hibbard JU, Ismail MA, Wang Y, Te C, Karrison T. Failed vaginal birth after a cesarean section: how risky is it? I. Maternal morbidity. *Am J Obstet Gynecol* 2001; 184: 1365–1371.
- Resnik R. Intrauterine growth restriction. *Obstet Gynecol* 2002; 99: 490–496.
- O'Callaghan M, MacLennan A. Cesarean delivery and cerebral palsy: a systematic review and meta-analysis. *Obstet Gynecol* 2013; 122: 1169–1175.
- Allen VM, O'Connell CM, Farrell SA, Baskett TF. Economic implications of method of delivery. *Am J Obstet Gynecol* 2005; 193: 192–197.
- Allen VM, O'Connell CM, Baskett TF. Maternal morbidity associated with cesarean delivery without labor compared with induction of labor at term. *Obstet Gynecol* 2006; 108: 286–294.
- Cubal A, Carvalho J, Ferreira MJ, Rodrigues G, Carmo OD. Value of Bishop score and ultrasound cervical length measurement in the prediction of cesarean delivery. *J Obstet Gynaecol Res* 2013; 39: 1391–1396.
- Jozwiak M, Bloemenkamp KW, Kelly AJ, Mol BW, Irion O, Boulvain M. Mechanical methods for induction of labor. *Cochrane Database Syst Rev* 2012; 14: 3.

Predictors of perinatal outcomes and economic costs for late-term induction of labour

Manuscript ID TJOG 2016-574

Authors: Daniel Oros,^a Raquel Garcia-Simon,^a Jesús Clemente,^b Ernesto Fabre, Manuel Angel Romero,^a and Antonio Montañes.^b

Affiliations:

^a Instituto de Investigación Sanitaria de Aragón. Obstetrics Department, Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa, , Zaragoza, Spain.

^b Faculty of Economics and Business, University of Zaragoza, Spain.

Corresponding author:

Daniel Oros

Hospital Clínico Universitario Lozano Blesa

C/ San Juan Bosco 15

50009 Zaragoza, Spain

Phone: 00 34 976765700 -162214

Email: dorosl@salud.aragon.es

Short running title:

Costs for late-term induction of labour

Predictors of perinatal outcomes and economic costs for late-term labour induction

ABSTRACT

Aim: We aimed to predict the perinatal outcomes and costs of health services following labour induction for late-term pregnancies.

Methods: We conducted a cohort study of 245 women who underwent labour induction during their 41st week of gestation. The cervical condition was assessed upon admission using the Bishop score and ultrasound cervical length measurements. We estimated the direct costs of labour induction, and a predictive model for perinatal outcomes was constructed using the decision tree analysis algorithm and a logit model.

Results: A very unfavourable Bishop score at admission (Bishop score <2) (OR, 3.43 [95% CI, 1.77 – 6.59]), and a history of previous caesarean section (OR, 7.72 [95% CI, 2.43 – 24.43]) or previous vaginal delivery (OR, 0.24 [95% CI, 0.09 – 0.58]) were the only variables with predictive capacity for caesarean section in our model. The mean cost of labour induction was €3465.56 (95% confidence interval [CI], 3339.53 – 3591.58). Unfavourable Bishop scores upon admission and no history of previous deliveries significantly increased the cost of labour induction. Both of these criteria significantly predicted the likelihood of a caesarean section in the decision tree analysis.

Conclusion: The cost of labour induction mostly depends on the likelihood of successful trial of labour. Combined use of the Bishop score and previous vaginal or caesarean deliveries improves the ability to predict the likelihood of a caesarean section and the economic costs associated with labour induction for late-term pregnancies. This information is useful for patient counselling.

Keywords:

Late-term pregnancy, labour induction, Bishop score, ultrasound cervical length, caesarean section.

INTRODUCTION

The American College of Obstetrics and Gynaecology defines late-term pregnancies as those that reach 41 weeks (287-293 days) of gestation.¹ An extensive body of evidence has established that late-term pregnancies are associated with an increased risk of adverse maternal and neonatal outcomes.^{2,3} Induction of labour (IOL) at 41 weeks compared to watchful expectancy decreases the risk of macrosomia and meconium-stained amniotic fluid.⁴ IOL is also associated with lower⁵ or similar⁶ perinatal mortality rates with a decrease in the rates of caesarean section deliveries.^{4,6,7} Based on previous data, some international organizations recommend offering IOL during the 41st week of gestation.^{8,9} However, IOL is thought to be associated with longer hospital stays and increased rates of prolonged labour, failed induction, or caesarean delivery¹⁰ paired with the obvious consequences of increased costs.¹¹

Despite extensive research on the subject, the variables that determine the risk of caesarean delivery after IOL in different clinical scenarios have not yet been identified.^{12,13,14,15} Reliable predictions regarding maternal and neonatal outcomes and the financial costs following late-term IOL are needed. We conducted a prospective cost analysis study using individual patient data to investigate the clinical determinants of perinatal outcomes and health services costs associated with IOL at 41 weeks of gestation in a tertiary level hospital.

METHODS

Study cohort

We conducted a prospective study in our hospital that included all consecutive pregnancies during 2 years. Singleton low-risk pregnancies were scheduled for IOL within the 41st week of gestation (287-293 days). In all cases, estimated due dates were calculated from crown–rump lengths¹⁶ measured between 11-13⁺⁶ weeks of gestation. The hospital

ethics committee approved the study, and written informed consent was obtained from all women after the study was fully explained.

Procedures

IOL was managed at the discretion of an attending senior obstetrician. The condition of the cervix was assessed upon admission using the Bishop score¹⁷ and the cervical length was measured with a Voluson 730 Expert ultrasound machine (GE Medical Systems, Wisconsin, USA) equipped with a 7-MHz transvaginal transducer according to standard methodologies.¹⁸ A very unfavourable cervix was defined as a Bishop score < 2.¹⁹ For cases when the Bishop score was < 6, cervical ripening was carried out with prostaglandins (Propess®, Ferring S.A.U. Spain) for up to 24 h according to the manufacturer's instructions. IOL was performed using membrane rupture and intravenous oxytocin if a previous delivery was performed via caesarean section, the Bishop score was > 6, regular spontaneous uterine contractions were occurring, or 24 hours of cervical ripening had been performed.

Labour and delivery management was conducted according to clinical standards.^{20,21} Neonatal metabolic acidosis was defined as the presence of an umbilical artery pH < 7.15 and base excess > -12 mEq/L in the new-born.²² Uncomplicated postpartum hospital discharge policy includes a 2-day stay for spontaneous and assisted vaginal deliveries and 3-4 days for uncomplicated caesarean deliveries.

Cost evaluations

Economic evaluations were carried out following previously described methods.^{23,24} Delivery costs were expressed in Euros. Only economic costs were considered; charges for equipment use and supplies, as well as intangible or psychosocial costs were not included.²⁵

Analysis

Maternal social and demographic characteristics and perinatal outcomes were recorded in a database as hardcopies at the time of the study. Student's t-tests and

Pearson's Chi-squared tests or Fisher's exact tests were used to compare quantitative and qualitative data, respectively. Predictive models for the occurrence of a caesarean section were constructed using the Decision Tree Analysis algorithm (SPSS 20.0) and a logit model. The decision tree was developed using the Classification and Regression Trees CHAID method (Quick, Unbiased, and Efficient Statistical Tree), which generates binary decision trees with the p inset at 0.05 (Bonferroni-adjusted for multiple comparisons) and a cut-off value selected automatically for all parameters²⁹ including, maternal age (years), body mass index (kg/m²), smoking status (non-smoker vs. smoker), previous vaginal delivery, previous caesarean section, gestational age at induction, birth weight, ultrasound cervical length, and Bishop score.

To determine the variables that can help discriminate the risk of a caesarean section, we also estimated a logit model. We selected the final model by following a general-to-particular strategy in which the starting model uses all of the possible explanatory variables included in our data set; subsequently, the non-significant variables are removed one-by-one. Statistical analyses were conducted using the SPSS 20.0 version software (SPSS Inc., Chicago, IL, USA).

RESULTS

A total of 251 late-term patients met the study criteria, were informed about the risks and benefits, and gave informed consent. Of these, 245 (97.6%) underwent a scheduled IOL within the 41st week of gestation (287-293 days).

Predictions for caesarean sections following late-term IOL yielded a two-tiered classification via decision tree analysis. The first level was determined by a very unfavourable Bishop score ($p = 0.001$). At the second level, the group with Bishop scores ≥ 2 was sub-stratified by histories of previous vaginal deliveries ($p = 0.003$). Thus, the analysis

profiled three groups of increasing risk for caesarean section: 9% for those with a Bishop score ≥ 2 and a previous vaginal delivery, 27.6% for those with a Bishop score ≥ 2 without a previous vaginal delivery, and 53.2% for those with a very unfavourable cervix (Figure 1).

Since the Bishop score was the best predictor for caesarean sections in all of the predictive models, we summarized the demographic characteristics and perinatal outcomes of the study population according to these scores, which were taken upon admission (Tables 1 and 2). Most patients included in the study were Caucasian (86.5%) and nulliparous (71%). No social or demographic differences between groups were observed. Patients with either Bishop scores < 2 at admission or lower rates of previous vaginal deliveries, but longer ultrasound cervical lengths, more commonly required cervical ripening with prostaglandins. A very unfavourable Bishop score upon admission also increased labour duration, hospital stay, the need for caesarean section due to failure to progress, and the overall rate of caesarean sections administered. However, no differences were found between groups regarding maternal or neonatal outcomes or the rate of caesarean sections for foetal distress.

A logit model including all of the clinical variables was performed to determine the risk of caesarean section. A very unfavourable Bishop score upon admission (OR, 3.43 [95% CI, 1.77 – 6.59]) and a history of previous caesarean sections (OR, 7.72 [95% CI, 2.43 – 24.43]) or previous vaginal deliveries (OR, 0.24 [95% CI, 0.09 – 0.58]) were the only variables with predictive capacity in our model. The model can correctly classify approximately 72% of the observed results, and the Pearson goodness-of-fit test (1.80) indicates that our model fits quite well. We also found that all of the explanatory variables included in the model are dichotomous. When using a standard value of 50% for discriminating between the two options, the estimated model exhibited a somewhat low sensitivity value (48.35%), but the specificity was high (85.71%). However, we propose that

this specificity is not high enough to aid clinical decisions, as for clinical practice we need to avoid a false positive result, meaning that a caesarean section might ultimately be performed on a patient who would have delivered vaginally. However, if we increase the threshold point to a very demanding 66%, then the specificity greatly increases to 97.5% with a sensitivity of 12.7%. We describe the estimated probability of having a caesarean section for late-term IOL according to the clinical variables included in our logit model (Table 3).

We then estimated the total cost of IOL in late-term pregnancies. (Table 4) The mean total cost of the whole sample of 245 patients was €3465.56 (95% confidence interval [CI], 3339.53 – 3591.58). We also performed a secondary analysis according to the method of delivery, cervical condition upon admission, and obstetrical history. IOL ending in a caesarean section was significantly more expensive than IOL culminating in a spontaneous or instrumental delivery. We also found significant cost differences between the three groups distinguished by cervical condition assessed upon admission. Those patients with previous vaginal delivery present the lowest cost of IOL, followed by those with previous caesarean section, and those with no previous births.

Finally, we estimated the segmented costs for the different stages of IOL, hospital stay, and maternal and neonatal morbidity according to the Bishop score (Figure 2). Hospital stays were the most expensive stage of the entire IOL process (€2315.61; 95% CI, 2232.23 – 2398.99), distantly followed by the costs for cervical ripening and IOL (€644.71; 95% CI, 619.04 – 670.40). The method of delivery (spontaneous, instrumental, or caesarean section) and the need for epidural anaesthesia accounted for a mean cost of €426.97 (95% CI, 399.10 – 454.84). Adverse maternal and neonatal outcomes significantly increased costs, but because these occurrences were infrequent, they only accounted for a mean increased total cost of €78.25 (95% CI, 40.46 – 116.05). A Bishop score < 2 upon admission significantly increases the costs of cervical ripening and IOL (€773.28 vs. €601.15; $p < 0.001$), delivery and anaesthesia (€547.28 vs. €386.20; $p < 0.001$), and hospital stay

(€2697.08 vs. €2186.37; $p < 0.001$).

DISCUSSION

This study is a prospective cost analysis based on individual patient data, which gives insight to the predictors of perinatal outcomes and the economic impact of IOL at 41 weeks of gestation. To our knowledge, this is the first published report that has focused on the cost of late-term IOL according to the clinical variables noted upon admission and the method of delivery.

Published evidence suggests that IOL at 41 weeks reduces perinatal mortality without increasing the rate of caesarean sections,⁶ although the differences described are minimal.²⁶ As IOL accounts for approximately 20% of all deliveries,²⁷ many studies have reported different clinical variables and predictive algorithms for caesarean section following IOL.²⁸ However, the results are conflicting, perhaps because of the heterogeneity of patients, pathological conditions present, and methods of ripening used. In our cohort of low-risk patients induced for late-term pregnancy, a very unfavourable Bishop score (< 2) was the best predictor of caesarean delivery. These results are consistent with those of Scollo.²⁹ Several authors have evaluated the usefulness of the Bishop score and ultrasound cervical length for predicting the success of IOL.^{12,30} The results have been inconsistent, with some studies suggesting that ultrasound cervical length adds predictive ability, and others suggesting that it holds no additional benefit.²⁸ Ultrasound cervical length was not included as a predictive variable of caesarean section in any of our predictive models. These results are in line with a previous meta-analysis, which concluded that sonographic measurement of cervical length did not facilitate better predictions of vaginal delivery than the Bishop score alone.³¹

As expected, based on our results, previous parity also predicts the need for a caesarean section following late-term IOL. In addition to a very unfavourable Bishop score,

the antecedent of a previous caesarean section or vaginal delivery was the only variable with predictive capacity in the logit model. Moreover, our decision tree analysis determined that the risk of caesarean section in the group with a Bishop score ≥ 2 could be sub-stratified by the history of a previous vaginal delivery. However, those patients with a previous vaginal delivery tend to present higher Bishop scores upon admission.

When compared to expectant management, IOL for late-term pregnancy is cost-effective.³² However, there is a lack of information available on the cost of IOL, as cervical conditions and parity have not been taken into account in previous reports.^{38,33} Our results confirm previously published studies, concluding that a caesarean delivery is more expensive than a vaginal delivery, as it increases the number of required staff and maternal morbidity.^{34,35} Therefore, we found significant differences for the cost of IOL according to the Bishop score upon admission and previous parity. Our estimate of the mean cost of IOL was similar to that previously published by Allen et al.²³ Both studies were performed in tertiary hospitals belonging to the public health system of a developed country; thus, the results cannot necessarily be extrapolated to those of other health management systems. Another study published by Kaimal et al.³⁶ also reported that IOL in a late-term population was a more expensive procedure. Nevertheless, this was a decision analysis study that was based on the literature and analysis of the National Birth Cohort dataset in the United States of America.

We believe that increasing the information flow about perinatal outcomes and costs when labour is induced at 41 weeks of gestation could aid the decision-making process within an imprecise limit of 7 days. Notably, this decision is frequently influenced by other psychological and social factors. Although economic information should always be subordinate to the pathological conditions that advise when to end a pregnancy, IOL can often be performed after reasonable lapse of time. If IOL is not immediately required in the presence of very unfavourable cervical conditions, IOL could be delayed to decrease not

only the rate of caesarean sections, but also the economic costs associated with IOL. By contrast, the mean cost of IOL for patients with favourable cervical conditions was similar to the previously reported²³ economic costs of spontaneous onsets of labour. It is also important to note that the economic cost of an elective caesarean section is similar to that of a vaginal delivery after IOL, whereas a caesarean section after induction is more expensive.²³ Furthermore, compared to an elective caesarean section, a caesarean section during labour has been associated with an increased risk of adverse maternal and infant outcomes,³⁷ as well as higher economic costs.³⁸ Other studies have recently considered different threshold points of risk for performing a caesarean section upon admission for IOL; some recommend an elective caesarean section to reduce economic costs.^{39,40} We also present a predictive model with a very high specificity (97.5%) to reduce the false positive rate for the prediction of caesarean section following IOL. Economic reasons could also be taken into account within a framework of patient autonomy.

The main strength of this study is the design, which allowed us to improve the quality of information obtained for patients by analysing a homogeneous and well-documented cohort of patients despite using a smaller sample size than similar reports; however, the confidence intervals for each estimate have been provided. Because we conducted a prospective cost analysis based on individual patient data, we avoided the potential bias present in retrospective and database studies. This study has some limitations that should be noted. We did not include an economic evaluation of broader costs, such as psychosocial costs for family members or informal caregivers, or the costs of equipment use in the analysis. Therefore, this study may have underestimated the costs of caesarean delivery for localities where physicians' fees are higher for operative deliveries. Additionally, this study did not attempt to address the economic implications of delivery in a subsequent pregnancy or implications on long-term maternal reproductive health.

In conclusion, the cost-effectiveness of IOL depends on the likelihood of successful trial of labour. This is the first study to report a predictive model for the perinatal outcomes and economic costs of late-term IOL. This information is useful for patient counselling.

AKNOWLEDGMENTS

Funding was provided by the Government of Aragon (Spain; grant 2011-B-87).

DISCLOSURE

All authors declare that they have no conflict of interest in connection with this article.

REFERENCES

- ¹ Definition of term pregnancy. *Obstet Gynecol.* 2013 Nov;122(5):1139-40.
- ² Cheng YW, Nicholson JM, Nakagawa S, et al. Perinatal outcome in low-risk term pregnancies: do they differ by week of gestation? *Am J Obstet Gynecol.* 2008;199:370.e1-370-e7.
- ³ Caughey AB, Stotland NE, Washington AE, Escobar GJ. Maternal and obstetric complications of pregnancy are associated with increasing gestational age at term. *Am J Obstet Gynecol.* 2007;196:155.e1-6.
- ⁴ Hannah ME. Postterm pregnancy: should all women have labour induced? A review of the literature. *Fetal Maternal and Neonatal Medicine Review.*1993;5:3-17.
- ⁵ Gulmezoglu AM, Crowther CA, Middleton P. Induction of labour for improving birth outcomes for women at or beyond term. *Cochrane Database Syst Rev* 2006:CD004945.
- ⁶ Sanchez-Ramos L, Olivier F, Delke I, Kaunitz AM. Labour induction versus expectant management for postterm pregnancies: a systematic review with meta-analysis. *Obstet Gynecol.*2003;101:1312:8.
- ⁷ Caughey AB, Sundaram V, Kaimal AJ, et al. Systematic review: elective induction of labor versus expectant management of pregnancy. *Ann Intern Med* 2009;151:252-63.
- ⁸ Society of Obstetricians and Gynaecologists of Canada. Guidelines for the Management of Pregnancy at 41+0 to 42+0 Weeks. *J Obstet Gynaecol Can* 2008;30(9):800–810.
- ⁹ National Institute for Health and Clinical Excellence. Induction of labour.2008. Disponible en: www.nice.org.uk/CGD.
- ¹⁰ Kenny TH, Nicodemo JM, Fenton BW, von Gruenigen VE. Does quality “bundling” improve obstetrical outcomes? A comparative study of elective inductions. *J Reprod Med.* 2013 Sep-Oct;58(9-10):402-10.
- ¹¹ Allen VM, O'Connell CM, Farrell SA, Baskett TF. Economic implications of method of delivery. *Am J Obstet Gynecol.* 2005 Jul;193(1):192-7.
- ¹² Lazanakis M, Marsh MS, Brockbank E, Economides DL. Assessment of the cervix in the third trimester of pregnancy using transvaginal ultrasound scanning. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 2002; 105: 31–35.
- ¹³ Vrouwenraets FPJM, Roumen FJME, Dehing CJG, van den Akker ESA, Aarts MJB, Scheve EJT. Bishop score and risk of Cesarean delivery after induction of labor in nulliparous women. *Obstet Gynecol* 2005; 105: 690–697.

-
- ¹⁴ Meijer-Hoogeveen M, Roos C, Arabin B, Stoutenbeek P, Visser G.H.A Transvaginal ultrasound measurement of cervical length in the supine and upright positions versus Bishop score in predicting successful induction of labor at term. *Ultrasound Obstet Gynecol* 2009; 33: 213–220.
- ¹⁵ Garcia-Simon R, Figueras F, Savchev S, Fabre E, Gratacos E, Oros D. Cervical condition and fetal cerebral Doppler as determinants of adverse perinatal outcome after labor induction for late-onset small-for-gestational-age fetuses. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2015 Dec;46(6):713-7.
- ¹⁶ Robinson HP. A critical evaluation of sonar “crown-rump length” measurements. *BJOG*. 1975;82:702-710.
- ¹⁷ Bishop E. Pelvic scoring for elective induction. *Obstet Gynecol* 1964;24:166-8.
- ¹⁸ Sonek J, Shellhaas C. Cervical sonography: a review. *Ultrasound Obstet Gynecol* 1998; 11: 71–8.
- ¹⁹ Roman H, Verspyck E, Vercoustre L, Degre S, Col JY, Firmin JM, Caron P, Marpeau L. Does ultrasound examination when the cervix is unfavorable improve the prediction of failed labor induction? *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2004 Apr;23(4):357-62.
- ²⁰ National Institute for Health and Clinical Excellence. Intrapartum care: care of healthy women and their babies during childbirth. Clinical guideline 55. Issued September 2007. London (UK).
- ²¹ Rouse DJ, Owen J, Hauth JC. Criteria for failed labor induction: prospective evaluation of a standardized protocol. *Obstet Gynecol* 2000; 96: 671–677
- ²² Gregg AR, Weiner CP. ‘Normal’ umbilical arterial and venous acid-base and blood gas values. *Clin Obstet Gynecol*. 1993;36: 24–32.
- ²³ Allen VM, O’Connell CM, Farrell SA, Baskett TF. Economic implications of method of delivery. *Am J Obstet Gynecol*. 2005 Jul;193(1):192-7.
- ²⁴ Garcia-Simon R, Montañes A, Clemente J, Del Pino D, Romero MA, Fabre E, Oros D. Economical implications of labour induction. *Int J Gynaecol Obstet*. (In press)
- ²⁵ Drummond MF, Stoddart GL & Torrance GW. *Methods for the Economic Evaluation of Health Care Programmes*. Oxford: Oxford University Press, 1987.
- ²⁶ World Health Organization. *WHO Recommendations for Induction of Labour*. Geneva: WHO, 2011.
- ²⁷ ACOG Committee on Practice Bulletins. *Obstetrics*. ACOG Practice Bulletin no 107:

induction of labor. *Obstet Gynecol* 2009; 114:386-97.

²⁸ Grobman WA. Predictors of induction success. *Semin Perinatol*. 2012 Oct;36(5):344-7.

²⁹ Scollo P. Epidemiology of cesarean sections: prolonged pregnancy. *Clin Exp Obstet Gynecol*.1999;26(1):22-6.

³⁰ Lazanakis M, Marsh MS, Brockbank E, Economides DL. Assessment of the cervix in the third trimester of pregnancy using transvaginal ultrasound scanning. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol* 2002; 105: 31–35.

³¹ Hatfield AS, Sanchez-Ramos L, Kaunitz AM: Sonographic cervical assessment to predict the success of labor induction: A systematic review with metaanalysis. *Am J Obstet Gynecol* 197:186-192, 2007.

³² Kaimal AJ, Little SE, Odibo AO, et al. Cost-effectiveness of elective induction of labor at 41 weeks in nulliparous women. *Am J Obstet Gynecol* 2011;204:137.e1-9.

³³ Oros D, Bejarano MP, Cardiel MR, Oros-Espinosa D, Gonzalez de Agüero R, Fabre E. Low-risk pregnancy at 41 weeks: when should we induce labor? *J Matern Fetal Neonatal Med*. 2012 Jun;25(6):728-31.

³⁴ Bost BW. Cesarean delivery on demand: what will it cost? *Am J Obstet Gynecol* 2003;188:1418-23.

³⁵ Declercq E, Barger M, Cabral HJ, Evans SR, Kotelchuck M, Simon C, et al. Maternal outcomes associated with planned primary cesarean births compared with planned vaginal births. *Obstet Gynecol*. 2007;109:669–77.

³⁶ Kaimal AJ, Little SE, Odibo AO, et al. Cost-effectiveness of elective induction of labor at 41 weeks in nulliparous women. *Am J Obstet Gynecol* 2011;204:137.e1-9.

³⁷ Allen VM, O'Connell CM, Liston RM, Baskett TF. Maternal morbidity associated with cesarean delivery without labour compared with spontaneous onset of labour at term. *Obstet Gynecol* 2003;102:477-82.

³⁸ Declercq E, Barger M, Cabral HJ, Evans SR, Kotelchuck M, Simon C, et al. Maternal outcomes associated with planned primary cesarean births compared with planned vaginal births. *Obstet Gynecol*. 2007;109:669–77.

³⁹ Subramaniam A, Corvey KJ, Kilgore ML, Edwards RK. Planned cesarean delivery compared to induction of labor in women with class III obesity: a cost-minimization analysis. *J Matern Fetal Neonatal Med*. 2015 Dec 15:1-5. [Epub ahead of print]

⁴⁰ Chung A, Macario A, El-Sayed YY, Riley ET, Duncan B, Druzin ML. Cost-effectiveness of

a trial of labor after previous cesarean. *Obstet Gynecol.* 2001 Jun;97(6):932-41.

Figure 1. Decision-tree classifications for caesarean sections following late-term induction of labour.

Figure 2. Distribution of costs for the entire induction of labour process.

SGA, small for gestational age; NICU, neonatal intensive care unit.

Table 1. Demographic and maternal characteristics at admission according to cervical conditions upon admission.

	Bishop score < 2 n = 62	Bishop score ≥ 2 n = 183	p
<i>Maternal age at delivery (years)</i>	33.14 (5.8)	32.12 (5.05)	0.190
<i>Caucasian (%)</i>	56 (90.3)	156 (85.2)	0.312
<i>Smoking (%)</i>	6 (9.7)	35 (19.1)	0.085
<i>Previous caesarean section (%)</i>	5 (8.1)	13 (7.1)	0.802
<i>Previous vaginal delivery (%)</i>	4 (6.5)	67 (36.6)	0.001
<i>Parity (median, range)</i>	0 (0-1)	0 (0-4)	0.001
<i>Cervical ripening with dinoprostone (%)</i>	57 (91.9)	136 (74.3)	0.003
<i>Epidural anaesthesia (%)</i>	52 (83.9)	156 (85.2)	0.794
<i>Maternal body mass index (kg/m²)</i>	24.92 (5.2)	26.41 (5.2)	0.057
<i>Cervical length upon admission (mm)</i>	34.6 (8.1)	24.27 (9.6)	0.001

Data are expressed as the mean (standard deviation), number (%), or median (range).

Table 2. Perinatal outcomes according to cervical conditions upon admission.

	Bishop score < 2 n = 62	Bishop score ≥ 2 n = 183	p
<i>Gestational age at labour induction (days)</i>	290.68 (1.3)	290.56 (1.6)	0.589
<i>Duration of labour induction (hours)</i>	28.18 (11.8)	18.52 (10.2)	0.001
<i>Hospital stay (days)</i>	3.98 (1.07)	3.22 (0.86)	0.001
<i>Neonatal weight at delivery (g)</i>	3585.64 (464.6)	3549.28 (361.8)	0.527
<i>Female neonate (%)</i>	31 (50)	87 (47.5)	0.738
<i>Caesarean section (%)</i>	33 (53.2)	38 (20.8)	0.001
<i>Caesarean section for foetal distress (%)</i>	5 (8.1)	13 (7.1)	0.802
<i>Caesarean section for failure to progress (%)</i>	28 (45.2)	25 (13.7)	0.001
<i>Neonatal admission (%)</i>	4 (6.5)	9 (4.9)	0.642
<i>Neonatal metabolic acidosis (%)</i>	4 (6.5)	7 (4.9)	0.324
<i>Severe adverse maternal outcome (%)*</i>	7 (11.3)	14 (7.7)	0.536

Data are expressed as the mean (standard deviation), number (%), or median (range).

**Severe adverse maternal outcome: Third or fourth degree perineal tears, postpartum curettage, postpartum hysterectomy, intrapartum caesarean scar rupture, blood transfusion, or admission to the intensive care unit.*

Table 3. Estimated probability of having a caesarean section following late-term induction of labour according to a logit model.

<i>Previous vaginal delivery</i>	<i>Previous caesarean section</i>	<i>Bishop score < 2</i>	<i>Estimated probability</i>	<i>Expected result</i>
No	Yes	Yes	0.89	High risk of caesarean
Yes	Yes	Yes	0.70	High risk of caesarean
No	Yes	No	0.70	High risk of caesarean
No	No	Yes	0.64	Moderate risk of caesarean
Yes	Yes	No	0.39	Low risk of caesarean
Yes	No	Yes	0.34	Low risk of caesarean
No	No	No	0.33	Low risk of caesarean
Yes	No	No	0.12	Low risk of caesarean

Table 4. Total costs of late-term induction of labour.

	n	Mean cost (€)	95% CI (€)
Total	245	3465.56	3339.53 – 3591.58
According to the method of delivery			
• Spontaneous delivery	136	2950.95	2831.45 – 3070.45
• Instrumental vaginal	38	3338.56	3075.14 – 3601.97
• Caesarean section	71	4519.27	4343.84 – 3591.58
According to Bishop score upon admission			
• Very unfavourable (< 2)	62	4114.46	3853.66 – 4375.26
• Unfavourable (2 - 5)	158	3347.43	3209.91 – 3484.95
• Favourable (≥ 6)	25	2602.89	2296.57 – 2909.21
According to obstetrical history			
• Previous vaginal delivery	66	2770.90	2615.66 – 2926.14
• Previous caesarean section	18	3393.50	3020.53 – 3591.58
• No previous delivery	161	3758.38	3601.07 – 3915.70

Abbreviations: CI, confidence interval.