



Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Documentos de Trabajo

Comportamiento Médico: Una Aplicación a las Cesáreas en el Uruguay

Leonel Muinelo, Máximo Rossi y Patricia Triunfo

Documento No. 06/05
Noviembre, 2005

Comportamiento médico: una aplicación a las cesáreas en el Uruguay¹

Leonel Muinelo, Máximo Rossi y Patricia Triunfo²

Resumen

En Uruguay, al igual que en todo el mundo ha aumentado sistemáticamente la tasa de nacimientos por cesáreas, llegando a ser en Montevideo en el año 2003 un 23% de los nacimientos en los hospitales públicos y un 42% en los privados. Utilizando los nacimientos registrados en el año 2003 (23.474) por el Sistema Informático Perinatal en Montevideo (Uruguay), se estima la probabilidad de tener una cesárea controlando por los principales factores de riesgo y por la endogeneidad en la elección del hospital donde se atienden. Los hospitales públicos montevideanos básicamente pagan por salario fijo y los privados por acto médico. Según predice la teoría en los primeros no hay ningún efecto del ingreso sobre la inducción y esta es cero, mientras que en los segundos es positiva, a la vez que se reduce para mujeres de menor riesgo médico. Por lo anterior, diferencias en las probabilidades irían en el sentido de confirmar la hipótesis de inducción de demanda en este acto médico en particular. Las estimaciones permiten afirmar que una mujer tiene 20% de probabilidad de tener una cesárea en un hospital público y un 39% en uno privado. A su vez, las diferencias entre los dos tipos de hospitales son mayores para mujeres de menor riesgo. Por ejemplo, aquellas mujeres que no presentaron ninguno de los riesgos médicos considerados en este estudio tienen un 11% de probabilidad de tener una cesárea en un hospital público y 25% si se atienden en un hospital privado –más del doble-.

Palabras claves: demanda inducida, cesáreas, exogeneidad

Abstract

Considering deliveries registered in 2003 (23.474) by the Prenatal Information System (PIS) in Montevideo (Uruguay), the probability of having a cesarean section delivery is estimated, controlled by risk factors and the endogeneity of the choice of hospital. At Montevideo private hospitals this procedure has to be paid for whereas public hospitals have fixed budget payment systems. The empirical work yields evidence to say that there is 20 per cent of probability for a woman of having a cesarean section delivery in a public hospital; while in private hospitals the probability rises to 39 per cent. At the same time, differences between the two types of hospitals get bigger for lower risk women. For example, women considered to have no medical risk have double the probability of a cesarean section in private hospitals than in public ones (25 per cent versus 11 per cent).

Keywords: induced demand, cesarean section delivery, exogeneity

JEL-Classification: I11, I18, C35

¹ Este trabajo se pudo realizar gracias a los datos brindados por el Departamento de Información Poblacional del Ministerio de Salud Pública, agradecemos especialmente a su Directora Dra. Teresa Puppo, y a Marinés Figueroa y Federico Ramos.

Los autores agradecen muy especialmente los aportes, sugerencias y comentarios sobre los riesgos médicos del procedimiento analizado, del Dr. Rafael Aguirre.

Como es de estilo, los errores y omisiones son de nuestra responsabilidad.

² Los autores son investigadores del Departamento de Economía de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Uruguay.

1. Introducción

La demanda por atención médica, puede ser entendida como un insumo dentro de la función de producción de salud de cada individuo. En este sentido, es una demanda derivada, que muchas veces por asimetrías de información entre el médico y el paciente, se origina en el propio médico que indica qué y cuánto demandar.

La literatura de economía de la salud ha estudiado con especial énfasis el impacto de dichas asimetrías de información en la toma de decisiones de los agentes. En particular, la utilización de la posición dominante por parte de los médicos en pro de su beneficio económico, como ser el incentivo que éstos tienen para variar la demanda de los consumidores con la finalidad de maximizar su utilidad (inducción de demanda o demanda inducida). Así se encuentra evidencia en contra de las predicciones de la teoría neoclásica tradicional, por ejemplo para Uruguay se ha observado en la década de los 90's una correlación positiva entre ingreso y cantidad de médicos. A su vez, cuando el pago por acto médico pasó a representar una mayor proporción del ingreso de los médicos (en particular en el sector anestésico–quirúrgico del sector privado de Montevideo), se observó un mayor incremento en la cantidad de servicios provistos. En particular, se dio un aumento más pronunciado en las cirugías de baja complejidad como son las cesáreas (Fleis y Urrestarazu, 2000).

Debido a la alta incidencia que este procedimiento tiene y a las diferencias que se encuentran entre los hospitales, en este trabajo se intenta mostrar diferentes estilos de práctica controlando por las características de riesgo de la población atendida por las diferentes instituciones. A esos efectos se utiliza la información recogida por el Sistema Informático Perinatal (SIP, CLAP-OPS/OMS, MSP) para Montevideo en el año 2003.

2. Las cesáreas

El nacimiento puede ocurrir por parto vaginal o por vía abdominal, esto es por una cesárea, siendo esta última forma de terminación del nacimiento muy poco frecuente hasta mediados del S. XX. De hecho en la antigüedad únicamente se recurría a la cesárea *post mortem* con la finalidad de salvar al niño una vez ocurrida la muerte de la madre. En el S. XIX se la comenzó a utilizar en partos obstruidos con feto vivo, aumentando su aplicación en el S.XX (CLAP, 1989). En la década del 40 se produjo la “liberalización de la cesárea”, pasando de ser el 2 al 4% del total de los nacimientos y comenzando un aumento sostenido y generalizado hasta nuestros días. Por ejemplo, en Estados Unidos pasó de ser el 5,5% del total de los nacimientos en 1970 a ser el 23,0% en el 2000; en Suecia más que se duplicó en los 70's, alcanzando en el año 2001 a ser el 17,0% del total de nacimientos. En América Latina, Chile aparece como el país con mayores tasas, siendo el 40,0% del total de los nacimientos en el 2004.

Para Uruguay, la tasa anual promedio entre los años 1985 y 1989 fue 16,8% mientras que en el 2003 llegó a ser 27,0%, observándose además enormes diferencias entre instituciones. Al igual que en el resto de América Latina, las frecuencias más altas de los nacimientos por cesárea se observan en las instituciones privadas.

CUADRO 1: Indicadores de salud materna y el recién nacido																	
País	Población (en miles)		Esperanza de vida al nacer (años)		Tasa total de fecundidad		Tasa de mortalidad de menores de 5 años			Médicos cada 10.000 habitantes		Camas de hospital por 10.000 habitantes		Partos por cesárea (%)		Gasto en salud per cápita (dólares internacionales)	
								Hombres	Mujeres								
Argentina	2003	38.428.	2003	74	2003	2,8	2003	19	16	1998	30,4	2000	41	2000	25,4	2002	956
Chile	2003	15.806	2003	77	2003	2,5	2003	10	9	1998	11,5	2002	26	2002	40,0	2002	642
Costa Rica	2003	4.173	2003	77	2003	2,9	2003	11	9	2000	16,0	2003	14	2002	20,8	2002	743
España	2003	41.060	2003	80	2003	1,3	2003	5	4	2002	30,1	2001	36		S/d	2002	1.640
Estados Unidos	2003	294.043	2003	77	2003	2,1	2003	9	7	1999	27,9	2002	34	2000	23,0	2002	5.274
Francia	2003	60.144	2003	80	2003	1,7	2003	5	4	2003	33,5	2002	78	1999	16	2002	2.736
Reino Unido	2003	59.251	2003	79	2003	1,8	2003	7	5	2001	21,3	1997	42	1997	17	2002	2.160
Uruguay	2003	3.415	2003	75	2003	2,5	2003	17	12	2003	34,0	2003	19	1999	24,7	2002	805

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Informe sobre la salud en el mundo 2005 de la Organización Mundial de la Salud (OMS).

Nota: Último año disponible

Las razones para este desarrollo han sido extensamente discutidas. Entre las principales causas destacan, el desarrollo de nuevas tecnologías médicas (en hemoterapia, anestesiología, uso de antibióticos, quimioterápicos y diagnóstico prenatal), la existencia de leyes y reglas relacionadas con las capacidades médicas, cambios en el estilo de prácticas de los médicos, así como en las actitudes personales de las pacientes hacia la cesárea. A su vez, existe evidencia empírica a favor y en contra respecto a la contribución de este procedimiento en la disminución de la tasa de mortalidad perinatal.

CUADRO 2: Cesáreas en el Uruguay										
2003										
	Instituciones Públicas		Instituciones Privadas		Destajo		Universitarias		Retén	
	Montevideo	Interior	Montevideo	Interior	Si	No	Si	No	Si	No
Total de nacimientos registrados SIP	14.692	7.593	8.782	8.870	8.772	30.794	12.032	27.534	17.574	21.992
Total de cesáreas	3.346	1.307	3.644	2.546	3.644	7.199	2.521	8.322	4.420	6.423
Porcentaje de cesáreas	23	17	42	29	42	23	21	30	25	29

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Sistema Informático Perinatal (CLAP, OPS-OMS-MSP).

Distintas organizaciones establecen tasas “ideales” de cesáreas, como ser: para la Organización Mundial de la Salud (OMS) es entre el 10% y el 15%; para Naciones Unidas en el programa “Salud para todos 2010” se establecieron en 15% para las nulíparas y 63% para aquellas mujeres con cesárea previa; mientras que para otros la tasa mínima es la ideal.

De todas formas, en la literatura existe consenso en que la tasa de cesáreas depende de las características de la población.

A su vez, estudios de costo-efectividad de la cesárea han determinado que una cesárea sin complicaciones puede costar entre un 66 a un 200% más que un parto normal según el país analizado (Clark et al, 1991; Keeler y Brodie, 1993; Eckerlund y Gerdthamn, 1996, Epstein y Nicholson, 2005).

Por lo tanto, aparece como relevante el estudio de las cesáreas sin justificación clínica, dado que exponen a la madre y al niño a riesgos innecesarios y elevan los costos de la atención médica.

Según Schwarcz et al (1989) el empleo creciente de esta operación se debe a varios factores, como ser la disminución de sus riesgos, nuevas indicaciones sustentadas en mejores resultados perinatales y escasa posibilidad del médico obstetra en adquirir habilidad en las maniobras por la vía vaginal.

Sin embargo, se suele alertar sobre el abuso de la cesárea cuando prevalecen factores extramédicos que van en perjuicio de la madre y del niño, como ser factores económicos, comodidad del equipo de salud, etc.

Recogiendo todas las razones explicativas de dicha terminación del parto se podrían encontrar tres grandes grupos:

a) Indicaciones obstétricas.

- i. Maternas: cesáreas previas, tumores previos, rotura uterina, hipertensión crónica grave, fracaso de la inducción.
- ii. Fetales: colocaciones anormales del feto (situación transversa, podálica, etc.), macrosomía fetal, vitalidad fetal comprometida, embarazo múltiple, sufrimiento fetal agudo.

- iii. Maternofetales: desproporción fetopélvica, parto detenido.
 - iv. Ovulares: placenta previa, desprendimiento normoplacentario, prociencia del cordón.
- b) Condiciones no médicas de la paciente: edad, situación socio-económica, experiencia de litigios por mala praxis por parte de la paciente, etc.
 - c) Condiciones no médicas del profesional: incentivos económicos, discrecionalidad profesional, disponibilidad de tecnología, etc.

3. Modelo teórico de demanda inducida

En el área de la salud, las grandes diferencias existentes en términos de conocimientos, entre el paciente y el médico, sugieren la posibilidad que los médicos pueden utilizar su posición de conocimientos superiores en pro de su beneficio económico. Esto amenaza el paradigma económico del mercado, destruyendo gradualmente las implicaciones normativas que subyacen en las recomendaciones económicas sobre política de mercado.

Desde la década del 70 la economía de salud ha centrado su atención en el lado de la demanda. Pero si los médicos son capaces de inducir la demanda, toda la superestructura política elaborada en base a la teoría del consumidor corre riesgo, de hecho puede ser inadecuada en este tipo de mercado (Culyer y Newhouse, 2003).

La demanda inducida de parte de los médicos existe cuando el médico influencia la demanda del paciente por cuidados médicos en contra de lo que el propio médico interpreta como bueno para el interés personal del paciente. Es importante tener en cuenta dos aspectos en la anterior definición. En primer lugar la diferencia ente el buen uso de la

agencia y la inducción. De hecho, cuando el médico influencia al paciente a que se mueva hacia el óptimo en materia de consumo, no sería inducción, sino el buen uso de la relación de agencia (Culyer y Newhouse, 2003). Un segundo aspecto a tener en cuenta es el que tiene que ver con la diferencia entre uso y demanda. Un médico podría influenciar en el nivel de utilización sin influenciar la demanda.

En términos de una visión económica de la demanda inducida, existen razones teóricas para creer que siempre se da en algún grado. Si consideramos un médico que brinda la cantidad óptima de información, el paciente estará usando la cantidad óptima de cuidados médicos. El teorema de la envolvente argumenta que, alrededor de ese punto, un pequeño aumento o disminución en la cantidad tendrá un efecto muy pequeño sobre el bienestar del consumidor. El médico, por el contrario, puede ganar dinero al inducir al paciente a demandar más.

Sea cual sea el modelo teórico utilizado para argumentar las motivaciones del médico, el *trade off* que se le presenta (ganar más afectando al paciente, o no hacerlo) implica que el médico, al menos en alguna medida, acabará induciendo la demanda.

Las asimetrías de información entre médico y paciente no son una condición suficiente para que se de el fenómeno de inducción de demanda, además deben existir incentivos a realizar tal práctica. Por ejemplo, al producirse aumentos de la oferta de médicos, éstos podrían no estar proveyendo las cantidades que desearían, por lo que tienen incentivo a inducir demanda (Fleis y Urrestarazu, 2000). Sin embargo, pueden existir trabas a la inducción de demanda, de tipo ético (juramento hipocrático), jurídico (licencias médicas, sanciones a los hospitales) o socioeconómicas (pérdida de reputación, gasto de tiempo en convencer a los pacientes, etc.).

La existencia de demanda inducida del lado de la oferta en el área de la salud fue introducida originalmente por Evans (1974) y Fuchs (1978). La idea central surgió ante la observación de que las áreas geográficas que contaban con un hospital con una mayor oferta de camas generaban, a su vez, una mayor utilización de sus servicios (Roemer, 1961).

Evans (1974) propuso un modelo en que los médicos maximizan una función de utilidad que incluye como argumentos tanto el ingreso como la inducción. Además, consideraba la desutilidad de la inducción que limita la generación de ingreso de los médicos. Por su parte, Fuchs (1978) representó la inducción como la habilidad de los médicos para variar la curva de demanda de mercado.

Sin embargo, en la literatura surgen explicaciones alternativas para mostrar cómo la asociación positiva entre oferta y cantidad demandada podría sostenerse por sí misma en una estructura competitiva. Por ejemplo, más médicos (a través del incremento de su densidad) disminuyen el costo tiempo de los pacientes, con lo cual se incrementa la cantidad demandada.

Respecto a los límites a la inducción, algunos lo plantearon como un “ingreso meta” para los médicos (Newhouse, 1970; Evans, 1974); otros como un límite moral por parte de los mismos (Sloan y Feldman, 1978; Gruber y Owings, 1996); mientras que para otros podrían existir límites impuestos por la precaución de los pacientes (Dranove, 1994).

A su vez, en la literatura existe una clara distinción entre los modelos de inducción que la limitan dentro de un contexto de maximización de beneficios (Dranove, 1994; Stano, 1987), y aquellos que incorporan la desutilidad de actuar contra los mejores intereses del paciente (Evans, 1974; Fuchs, 1978; McGuire y Pauly, 1991; Gruber y Owings, 1996; Zweifel y Breyer, 1997; Carlsen y Griten, 1998; Fabbri y Monfardini, 2001).

McGuire y Pauly (1991) formalizaron las ideas de Evans y Fuchs en el contexto de un modelo que intenta explicar las derivaciones de la inducción para médicos que responden a cambios en los honorarios, incorporando como límite a la inducción la desutilidad que le genera al médico inducir.

Tomando como base estos trabajos, a continuación, se desarrolla el modelo teórico utilizado en este estudio.

Se supone que los diferentes departamentos obstétricos atienden mujeres con diferentes riesgos, las cuales se encuentran distribuidas en un número discreto de clases de riesgo (r), con $r = 1, \dots, s, \dots, R$, donde si se ordenan los riesgos, y $R > s$ esto implica que las mujeres en la clase R son más riesgosas que las mujeres en la clase s . A su vez, cada hospital o departamento obstétrico tiene una función de utilidad de la forma:

$$U = U(Y, I_1, \dots, I_R)$$

$$U'_Y > 0, U'_r < 0 \quad (1)$$

$$U''_{YY}, U''_{rr} < 0$$

donde Y representa el ingreso del departamento obstétrico, y I_r es el nivel de inducción en las mujeres de clase de riesgo r .

Al suponer que $U'_r < 0$, se plantea que los profesionales respetan un código de ética, los médicos obtienen desutilidad al explotar su relación de agencia al inducir demanda, y esta es mayor cuanto menor es el riesgo de la paciente

$$U'_s < U'_R, \text{ con } R > s.$$

Pueden existir dos tipos de pagos: por procedimiento o acto médico, p , o por salarios fijos, f .

En el primer caso y suponiendo preferencias aditivas separables, se obtiene que:

$$U^p = U_Y(Y^p) + \sum_{r=1}^R U_r(I_r^p) \quad (2)$$

$$Y^p = Y_N N^p + Y_C C^p \quad (3)$$

donde N son los nacimientos naturales, C es cesárea, y Y_N, Y_C son los ingresos de cada una de las intervenciones. A su vez, $Y_C - Y_N > 0$, esto es, el premio de reembolso por practicar cesáreas es suficientemente alto como para compensar al departamento obstétrico por cualquier pérdida en el tiempo dedicado a la misma.

Si B_r representa los partos realizados por mujeres de clase de riesgo r , tenemos:

$$C^p = \sum_{r=1}^R \phi_r(i_r^p) B_r \quad (4)$$

$$N^p = \sum_{r=1}^R (1 - \phi_r(i_r^p)) B_r \quad (5)$$

$$I_r^p = i_r^p B_r \quad \forall r = 1, \dots, R \quad (6)$$

donde i_r representa la “inducción por nacimiento” para la clase de riesgo r , representando un esfuerzo sin costo que el médico realiza para inducir la demanda por cesárea para un nacimiento dado. $\phi_r(i_r)$ es una función de inducción que determina la tasa de cesáreas por clase de riesgo r para cada nivel de esfuerzo de inducción realizado por los médicos. Se supone que la tasa de cesáreas es creciente con el esfuerzo de inducción, $\phi_r'(\cdot) > 0$, que $\phi_r''(\cdot) = 0$, y $\phi_r(0) > 0$ (una fracción de los nacimientos son correctamente diagnosticados, requiriendo una cesárea). Más aún, dado que las cesáreas son más frecuentemente aplicadas a mujeres riesgosos se deduce que $\phi_r(0) > \phi_s(0)$, dado que $r > s$.

Los médicos maximizan U^p (ecuación 2) con respecto a i_r , sujeto a las restricciones (3)-(6).

Las condiciones de primer orden permiten afirmar que existe un *trade off* entre la desutilidad neta por inducir y la utilidad neta que provoca el aumento de ingreso por cesáreas. A partir de estos resultados es posible realizar ejercicios de estática comparativa, como por ejemplo, una reducción en el número de nacimientos –*ceteris paribus*- llevará a un aumento de la inducción y por lo tanto a un incremento del nacimiento por cesárea. También se puede realizar el análisis del efecto de un control de los pagos médicos en la cantidad de actos realizados. Por ejemplo, Yip (1998, recogido en Culyer y Newhouse, 2003) aplicando este modelo a las cirugías torácicas en Nueva York y Washington, analiza el impacto del control de precios en el sistema público (*Medicare*). El mismo encuentra evidencia de que esos controles de precios incrementaron el volumen de cirugías en el sistema público y privado a través del efecto ingreso. En particular, las estimaciones de Yip encuentran que las cirugías torácicas recuperaron el 70% del ingreso perdido vía precios, a través de la inducción del incremento del volumen (Culyer y Newhouse, 2003).

Bajo esta forma de pago, los incentivos económicos a inducir demanda son aún mayores si el pago es realizado por un tercer pagador en lugar del propio demandante del cuidado médico, tornando impredecible el monto que deberá destinar a cubrir los gastos en que se incurre. A su vez, aunque el pago por acto fomenta un modelo basado en la curación en detrimento de la prevención, hay que destacar que aumenta la productividad del médico, recompensa el esfuerzo personal y la responsabilidad individual, y mejora la calidad del servicio (Fleis y Urrestarazu, 2000).

En el caso de pago fijo, el ingreso del médico depende básicamente de la cantidad de horas trabajadas, donde el valor hora dependerá de la actividad realizada, su grado y especialidad. En el óptimo, no hay ningún efecto del ingreso sobre la inducción, y la inducción es cero. Por lo tanto, esta modalidad de pago genera incentivos a eliminar prácticas superfluas que solo provocarían una disminución de la utilidad del médico. Sin embargo, puede generar incentivos a que la cantidad de cuidado que los médicos proveen sea insuficiente. Entonces, $i_r^p > i_r^f$, entonces $\phi(i_r^p) > \phi(i_r^f)$.

En nuestro trabajo, y dado que se tiene información de corte transversal para dos tipos de hospitales, los que pagan por acto (privados) y los que pagan por salario fijo (públicos), el experimento natural que surge es comparar el comportamiento médico respecto a la realización de cesáreas en ambas instituciones. Esto es, no ante cambios en el nivel del pago por acto, sino en la existencia o no del mismo. Según la teoría, en los hospitales públicos no habría efecto del ingreso sobre la inducción. A su vez, dado que esta se reduce con el nivel de riesgo de las pacientes, es importante estimar las diferencias para mujeres de menor riesgo relativo.

4. Antecedentes

Gruber y Owings (1996) utilizando datos de nacimientos en Estados Unidos entre 1970 y 1982 estudian la existencia de demanda inducida en cesáreas, dada la variación ocurrida en los ingresos de los obstetras durante este período. Los autores plantean que en dicho período, existió una reducción de la tasa de fertilidad de un 13.5%, llevando a que los mismos realizaran ajustes por cantidad, aumentando la terminación de los nacimientos vía

cesáreas. Ante cambios en las remuneraciones médicas, no fue posible identificar respuestas desde la oferta debido a que, a su vez, existieron cambios en la demanda como respuesta al cambio en los precios, pudiendo haber sido reales o inducidos. Con una base de datos de aproximadamente 256 mil nacimientos obtenidos del *National Hospital Discharge Survey*, estiman modelos *logit* a efectos de determinar la probabilidad que un parto culmine en cesárea. Controlando por el estado y año de ocurrencia del nacimiento, encuentran que dicha probabilidad depende de características demográficas de la madre, de haber tenido una cesárea previamente, de las características del hospital, del número de obstetras por nacimiento ocurrido en el estado y del número de nacimientos en relación a la población del estado. Los resultados obtenidos señalan que un aumento del 10% de la densidad de obstetras incrementa un 0.6% la probabilidad de que ocurra una cesárea. A su vez, existe un incremento monótono con la edad de la madre y, la probabilidad de tener cesárea aumenta para las mujeres casadas y blancas, en los grandes hospitales y en hospitales privados. A su vez, señalan que las cesáreas previas son un fuerte predictor de una cesárea actual. Finalmente, al incluir como variables de control, factores de riesgo del embarazo, estos pasan a explicar la mayor parte de la incidencia de cesáreas.

Eckerlund y Gerdthamn (1996) utilizando datos del registro médico de 59 departamentos obstétricos de Suecia en el año 1991 (98% del total de nacimientos del país), realizan un estudio de corte transversal a efectos de explicar la variación de la tasa de cesáreas entre distintos departamentos obstétricos. Los autores identifican cerca de 20 determinantes de la tasa de cesárea, entre los que destacan: edad de la madre, embarazos múltiples, tamaño del departamento obstétrico, si es o no universitario, variables relacionadas con el estilo de práctica médica, etc. Por un lado, encuentran que los hospitales universitarios tienen una tasa de cesáreas mayor que otros, y por otro, que

también existió una gran variación entre y dentro las seis regiones de Suecia. A la vez que la tasa de cesárea se incrementa con la edad materna, más pronunciada para las mujeres que tienen su primer hijo.

Fabbri y Monfardini (2001) basándose en un experimento natural de reducción de honorarios de los médicos que tomó lugar en la región italiana de Emilia-Romana, entre 1997 y 1998, estiman un modelo de demanda inducida en los nacimientos por cesárea. Desarrollan una versión extendida del modelo de inducción de demanda introducido por Newhouse (1970) y Evans (1974), señalando que la mayor limitación de estos modelos está en suponer que los pacientes son homogéneos. Se intenta subsanar esta restricción al considerar una distribución de las pacientes en cinco clases asociadas a diferentes niveles de riesgo. Estimando un modelo *probit* de ecuaciones simultáneas, en el cual la probabilidad de cesárea depende del tipo de hospital elegido, explican la probabilidad de cesárea asociada a dos tipos de hospitales (público y privado), controlando por las características de las pacientes y factores de riesgo. El vector de factores de riesgo individuales, incluye las variables relacionadas con el número de cesáreas previas de la madre, presentación del bebé, edad de la madre y admisión reciente al hospital. Entre las variables que determinan la elección del hospital, se incluyen: la distancia al hospital, y algunas características de la localidad donde reside la mujer (autos disponibles, altura, etc.). En este estudio, no les es posible rechazar la exogeneidad en la elección del hospital, por lo tanto la elección de un proveedor por parte de la paciente está determinada exógenamente con respecto al comportamiento inductivo y al tratamiento del hospital. Como consecuencia de este resultado, se reduce el modelo a una sola ecuación focalizando la atención en la evaluación del impacto en la probabilidad de cesárea de los factores de riesgo, el tipo de hospital y los cambios en los honorarios. Con relación a la demanda inducida se provee

evidencia robusta de la presencia y magnitud de este comportamiento. Los autores encuentran que la probabilidad de cesárea, luego de una reducción del 20% en los honorarios, para cualquier clase de riesgo es sistemáticamente y significativamente más alta en hospitales privados (financiados con tarifas) que en hospitales públicos (que tienen presupuesto fijo). A su vez, los resultados sugieren que el incremento marginal en la probabilidad de cesárea debido a reducción de honorarios médicos es significativamente menos marcada en las mujeres de alto riesgo comparado con las de más bajo riesgo. En respuesta al *shock* de ingreso, la adopción de cesáreas se incrementa en un 65% para las mujeres de bajo riesgo que representan más del 50% de la muestra. Sin embargo, si se analizan las mujeres de riesgo más alto, que representan no más del 3% de la muestra, la probabilidad de cesárea apenas se incrementa un 4%.

Para el caso de Uruguay, el único estudio existente que intenta dar indicios sobre la hipótesis de demanda inducida en actos médicos es el realizado por Fleis y Urrestarazu (2000). Los autores destacan el cambio en el esquema de remuneraciones médicas del año 1993 en Uruguay que prioriza el pago del acto médico y quirúrgico, encontrándose un aumento del ingreso real mensual promedio de los médicos en toda la década de los 90's, especialmente en el sector privado de Montevideo, a la vez que un aumento en la cantidad de procedimientos quirúrgicos, especialmente los de baja complejidad. A nivel general, encuentran una correlación positiva entre las remuneraciones y la oferta de médicos a nivel general, de 0.8 para el período analizado, sugiriendo en el sentido de las pruebas de Reinhardt, la existencia de demanda inducida. Sin embargo, no logran probar la hipótesis de inducción de demanda, dado que no logran identificar cuánto del incremento en la cantidad de servicios representa cuidado innecesario.

5. Modelo empírico e información

En este trabajo se pretende demostrar la hipótesis de demanda inducida a través de la estimación de la probabilidad de que un nacimiento ocurra por cesárea, controlando por los principales riesgos individuales de las pacientes.

Siguiendo a Fabbri y Monfardini (2001) esta probabilidad puede estar afectada por el tipo de institución donde se realiza el procedimiento, por ejemplo pública o privada. Las diferencias pueden deberse a distintos incentivos financieros, incentivos profesionales, capacidad de emergencia quirúrgica disponible, etc.

En Montevideo, donde los hospitales públicos pagan básicamente por salario fijo y los privados por acto médico, el experimento natural que surge es estimar dicha probabilidad controlando por ambos tipos de hospitales. Como se mencionó anteriormente, la teoría predice que en los primeros la inducción de demanda es cero mientras que es positiva en los segundos y decreciente con el nivel de riesgo de las pacientes.

Es importante sistematizar brevemente el sistema de pago en Uruguay. Aproximadamente el 60% de los gastos operativos de los hospitales corresponden al pago de remuneraciones, trabajando los médicos básicamente en relación de dependencia. Dentro del sector salud existen dos subsectores con reglas distintas de contratación. Por una parte, el subsector público donde la modalidad de pago a los médicos es fundamentalmente a través del salario fijo; y por otra, el subsector privado en el que es necesario distinguir la capital del país del resto del mismo. En 1993, la firma de un convenio colectivo, llevó a que los médicos del sector privado montevideano pasasen a ser remunerados en torno al acto médico y quirúrgico, reduciéndose el peso del sueldo base en el total, mientras que en el resto del país la modalidad de pago continúa siendo principalmente en base al salario fijo

(Fleis y Urrestarazu, 2000). Si bien el pago a destajo ya existía, el acuerdo de 1993 produjo un incremento importante, en términos reales, en el precio de los actos anestésico–quirúrgicos.

El ingreso real promedio de los médicos experimentó una tendencia marcadamente creciente durante toda la década de los 90's, constituyendo un aspecto destacable de esta evolución el aumento ocurrido en 1993 (Fleis y Urrestarazu, 2000). A su vez, si se compara el ingreso real promedio de los médicos del sector público y del privado, se observa que la remuneración de los médicos en el sector público es aproximadamente la tercera parte de los niveles del sector privado.

Por no disponer de datos antes y después del cambio ocurrido en 1993, es que en este trabajo se decide comparar el comportamiento médico frente al nacimiento en los dos tipos de instituciones montevidéanas. Es importante destacar que existen otras diferencias además del sistema de pago entre dichos hospitales, como ser la capacidad de emergencia quirúrgica disponible, los estilos de práctica médica y el nivel socioeconómico de las pacientes. Debido a que esta última característica es controlada en las estimaciones; a que una alta proporción de los médicos tienen doble inserción pública y privada; y que la cirugía es de baja complejidad, es que entendemos que de encontrarse diferencias, las mismas se deban a fundamentalmente al sistema de pago³.

Ahora bien, es posible argumentar que las variables de tipo de hospital se determinan endógenamente, dado que la probabilidad de cesárea depende de variables inobservables que se correlacionan con características inobservadas que afectan la elección

³ La doble inserción quizás sea menos pronunciada en la principal maternidad de Montevideo –y del Uruguay– el Centro Hospitalario Pereyra Rossell. El mismo es un hospital público y universitario que funciona básicamente con la figura del residente, el cual por no haber terminado su etapa formativa tiene en general baja inserción privada.

del hospital. Esto podría derivar en estimaciones inconsistentes. De hecho podrían existir sesgos de selección, por ejemplo hospitales con población de alto riesgo, etc. ⁴

Lo anterior determina la necesidad de indagar acerca de la conveniencia de realizar una estimación conjunta de ambos fenómenos o si en cambio, es posible analizarlos separadamente.

La estructura del modelo se basa en una ecuación reducida para la variable potencialmente endógena (hospital) y una segunda ecuación estructural que determina el producto de interés (cesárea).

$$(7) \quad y_{1i}^* = \beta_1' x_{1i} + u_{1i}$$

$$y_{2i}^* = \beta_2' x_{2i} + u_{2i} = \delta_1 y_{1i} + \delta_2' z_{2i} + u_{2i}$$

donde y_{1i}^* es la variable latente que mide la elección del hospital, y y_{2i}^* es la variable latente que identifica la ocurrencia de un nacimiento por cesárea. Ambas variables son especificadas como binarias de la forma:

$$y_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{1i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (\text{hospital})$$

$$(8) \quad y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{2i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (\text{cesárea})$$

x_{1i} y z_{2i} son vectores de las variables exógenas de ambas ecuaciones, incluyendo además el primer vector los instrumentos a ser usados para controlar la endogeneidad; β_1, δ_2 son los vectores de parámetros y δ_1 es un parámetro escalar.

⁴ En Uruguay, las características del sistema de salud llevan a que la elección de la mujer sea atenderse en una institución pública o privada de la localidad donde vive, pudiendo elegir entre diversas instituciones privadas básicamente en la capital del país.

Los términos de error se asumen como iid como una normal bivariada con media cero y varianza unitaria, siendo $\rho = \text{corr}(u_1, u_2)$. La condición de exogeneidad puede ser establecida en términos de ρ , el cual puede ser interpretado como la correlación de las variables explicativas inobservables de ambas ecuaciones. La prueba de Wald para ρ , implica que en caso de no rechazar la hipótesis nula, y_{1i} y u_{2i} están incorrelacionadas, y por lo tanto y_{1i} es exógena en la segunda ecuación del modelo. La literatura discute ampliamente pruebas alternativas a efectos de determinar la existencia o no de exogeneidad (Wooldridge, 2002; Fabbri et al, 2004; Baum et al, 2003).

En caso de optar por la especificación presentada en la ecuación 8 la estimación puede realizarse a través de máxima verosimilitud utilizando *bivariate probit* o *seemingly unrelated bivariate probit (SURE probit)*, donde las ecuaciones están relacionadas solamente a través de las perturbaciones. A efectos de controlar por la potencial endogeneidad en la elección del hospital, se debe incluir y_{1i} como regresor endógeno, pudiéndose indagar acerca de su efecto sobre el nacimiento por cesáreas. A su vez, x_{1i} debe incluir los instrumentos a ser usados para controlar la endogeneidad.

Otra alternativa es utilizar variables instrumentales y estimar modelos en dos etapas, los cuales son un caso especial de ecuaciones simultáneas. En este sentido es posible especificar un modelo de probabilidad lineal con variable binaria (LPM-IV 2SLS), teniendo la desventaja de brindar efectos parciales constantes -aunque buenos para valores cercanos a la media poblacional de los regresores- y siendo hetroscedástico por construcción, por lo

que se presentan los errores estándares robustos (Wooldridge, 2002; Baum et al, 2003)⁵. Finalmente, se puede estimar a través de *two stage probit least squares* (2SPLS), pudiéndose mantener la especificación presentada en la ecuación 2⁶.

Como variables exógenas se incluyen factores de riesgo individual, que incluye cesáreas previas, presentación del feto, eclampsia, preclampsia, hipertensión, embarazo múltiple y desproporción fetopélvica.

Respecto a las variables instrumentales, la literatura suele usar los precios de los seguros, dado que son determinantes en la elección del hospital pero no en la de tener o no una cesárea. Sin embargo, en Uruguay el precio de los hospitales públicos básicamente es cero, y el de los hospitales privados está regulado, existiendo muy poca variación entre las instituciones. A su vez, dado que se trabaja con datos de corte transversal, tampoco existe variación temporal en los mismos.

En este trabajo se opta por utilizar la educación y el estado civil de la madre, dado que, según predice la teoría, las mujeres más educadas y casadas (o con uniones estables) es más común que planifiquen los embarazos e inviertan en salud, pero en sí mismas dichas variables no afectan la probabilidad de tener una cesárea (Culyer y Newhouse, 2003). Si se encontrara que h está exógenamente determinada, el modelo puede reducirse a la ecuación de probabilidad de cesárea, que es condicional a la elección del hospital.

Los datos que se utilizan surgen del Sistema Informático Perinatal (SIP, CLAP, OPS/OMS) del año 2003 brindado por el Ministerio de Salud Pública. Los nacimientos registrados por el sistema para todo el país fueron 39.937, lo que corresponde al 70% de los

⁵ Se utiliza Stata versión 9 (StataCorp, 2005), en el caso del método 2SLS se aplica el comando `ivreg2`, el cual brinda las pruebas de exogeneidad y de relevancia y validez de los instrumentos.

⁶ Se utiliza el comando `ivprobit` (2SPLS), por ser la variable endógena binaria (hospital) se opta por trabajar en dos etapas, donde en la primera se estima por `probit` la ecuación para hospital que incluye los instrumentos, mientras que los valores predichos de hospital son usados como instrumento de la segunda etapa.

registrados por el Certificado de Nacido Vivo que cuenta con una cobertura universal en el país. En la capital, Montevideo, se registraron 23.474, donde en general la cobertura del SIP es mayor.

A continuación se especifican las variables consideradas como factores de riesgo, no habiéndose considerado las indicaciones médicas de ocurrencia de la misma.

Edad de la madre, medida a través de cuatro variables binarias que toman respectivamente el valor uno en caso que la madre tenga 16 años o menos, entre 17 y 19 años, entre 35 y 39 años y 40 años o más. El rango etario omitido en las estimaciones, es entre 20 y 34 años, por considerarse edades ideales en términos sociales y reproductivos.

Como factores de riesgos maternos, se consideran *partos, cesáreas previas, estados hipertensivos (eclampsia, preclampsia, hipertensión previa)*, siendo en todos los casos variables binarias que toman el valor uno si está presente dicha característica.

Como factor de riesgo maternofetal se considera la desproporción fetopélvica, *desproporción*, variable binaria que toma el valor uno si está presente.

Por su parte, como factores de riesgo fetales, se consideran las colocaciones anormales del feto (pelviana o transversa), *presentación*, variable binaria que toma el valor uno si está presente; y *múltiple*, variable binaria que toma el valor uno si el embarazo es múltiple.

Como condiciones no médicas del profesional se considera el tipo de institución en donde actúa, *pública* que toma el valor uno si el nacimiento ocurrió en una institución pública y cero en caso contrario.

A efectos de controlar por la endogeneidad en la elección del hospital, se incluye en la ecuación 8 la *educación*, variable continua de 1 a 4 (1 ningún estudio, 2 primaria, 3

secundaria y 4 universidad); y *unión estable*, variable binaria que toma el valor uno si la mujer está casada o en una unión estable.

En el Cuadro 3 se encuentran las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas.

Cuadro 3: Estadísticas descriptivas. Montevideo				
N= 23,474				
Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Cesárea	0.301	0.459	0	1
Pública	0.374	0.483	0	1
Educación	2.824	0.665	1	4
Casada	0.792	0.406	0	1
Múltiple	0.024	0.154	0	1
Cesárea previa	0.156	0.363	0	1
Presentación	0.051	0.221	0	1
Desproporción	0.050	0.073	0	1
Partos	0.592	0.492	0	1
Hipertensión previa	0.025	0.160	0	1
Preclampsia	0.041	0.200	0	1
Eclampsia	0.001	0.041	0	1
Edad menos 16	0.032	0.177	0	1
Edad entre 17 y 19	0.115	0.320	0	1
Edad entre 35 y 39	0.106	0.308	0	1
Edad más 40	0.050	0.220	0	1

6. Resultados

Se estima la probabilidad de tener una cesárea en un hospital público o privado de Montevideo en el año 2003, controlando por la potencial endogeneidad en la elección del hospital.

Las diferentes pruebas de Wald de exogeneidad en los diferentes métodos de estimación, permiten afirmar que la elección del hospital es endógena en el proceso de nacimiento por cesárea⁷, del mismo modo que no se rechaza la utilización de la educación y el estado civil como instrumentos.

Como se observa en el Cuadro 4 en la elección del hospital está primando fundamentalmente la edad, la educación y la situación marital, y algunos factores de riesgo médico conocidos previamente por la mujer, como ser hipertensión y cesáreas previas. En este sentido, aumenta la probabilidad de elegir un hospital público para las mujeres menos educadas, solteras y más jóvenes. Los factores de riesgo significativos y positivos son la hipertensión y preclampsia y los partos previos de la mujer. Esta última variable puede considerarse como aproximación del ingreso, dado que las mujeres más pobres tienen mayores tasas de fecundidad, encontrándose que aumenta la probabilidad de que elijan un hospital público.

Por su parte, impacta negativamente en la elección de un hospital público el haber tenido cesáreas previas, pudiéndose entender que la mujer asume que futuros embarazos tendrán la misma culminación, y por tanto la lleven a invertir en seguros privados.

⁷ Prueba de Smith-Blundell para 2SLS; prueba de Wald para ρ en el *SURE probit* y 2SPLS. A su vez, las pruebas de los instrumentos confirman su utilización (2SLS: Partial R2=Shea=0.1836, F(2, 17618), SURE probit: Chi2(1)). Las pruebas así como las salidas completas están disponibles mediante solicitud a los autores.

CUADRO 4: Resultados de la primera etapa: elección del hospital			
Montevideo 2003			
N=17633			
Variable	SURE probit	2SLS	2SPLS¹
Edad menos 16	1.347*** (0.106)	0.247*** (0.158)	1.344*** (0.106)
Edad entre 17 y 19	1.967*** (0.054)	0.246*** (0.009)	1.197*** (0.054)
Edad entre 35 y 39	-0.435*** (0.037)	-0.127*** (0.009)	-0.435*** (0.037)
Edad más 40	-0.246*** (0.064)	-0.062*** (0.163)	-0.248*** (0.064)
Educación	-0.985*** (0.023)	-0.265*** (0.004)	-0.985*** (0.023)
Unión estable	-0.490*** (0.036)	-0.118*** (0.007)	-0.490*** (0.036)
Partos	0.697*** (0.027)	0.194*** (0.007)	0.697*** (0.027)
Preclampsia	0.288*** (0.062)	0.083*** (0.014)	0.286*** (0.062)
Eclampsia	0.311 (0.415)	0.065 (0.073)	0.291 (0.412)
Hipertensión Previa	0.293*** (0.084)	0.078*** (0.018)	0.295*** (0.084)
Múltiple	0.042 (0.079)	0.007 (0.019)	0.043 (0.079)
Presentación	-0.009 (0.056)	0.001 (0.013)	-0.010 (0.056)
Cesárea Previa	-0.104*** (0.033)	-0.029*** (0.008)	-0.101*** (0.033)
Desproporción	0.071 (0.145)	0.030 (0.039)	0.071 (0.147)
Prueba de Wald: exogeneidad	7.69	8.94	7.53

Nota: *** Significativa al 1%, ** Significativa al 5%, * Significativa al 10%. Entre paréntesis se presentan los errores estándares robustos.

¹En este caso se presenta el resultado de un probit clásico, los valores predichos del mismo se utilizaron como instrumentos de la segunda etapa.

En el Cuadro 5 se presentan los resultados de la segunda etapa por los diferentes métodos de estimación, a la vez que se presenta el *probit* clásico (sin controlar por endogeneidad) a efectos de mostrar las diferencias.

CUADRO 5: Resultados segunda etapa: cesáreas				
Montevideo 2003				
N=17633				
Variable	SURE probit	2SLS	2SPLS	Probit sin endogeneidad
Edad menos 16	-0.353*** 0.069	-0.091*** 0.016	-0.354*** 0.069	-0.391*** 0.067
Edad entre 17 y 19	-0.236*** 0.043	-0.062*** 0.010	-0.237*** 0.043	-0.278*** 0.039
Edad entre 35 y 39	0.187*** 0.039	0.045*** 0.010	0.188*** 0.039	0.208** 0.038
Edad más 40	0.411*** 0.065	0.104*** 0.018	0.411*** 0.065	0.423*** 0.065
Partos	-0.655*** 0.031	-0.164*** 0.008	-0.657*** 0.031	-0.688*** 0.028
Preclampsia	0.921*** 0.056	0.289*** 0.018	0.921*** 0.056	0.909*** 0.056
Eclampsia	1.376** 0.389	0.451** 0.099	1.376** 0.389	1.371** 0.386
Hipertensión Previa	0.338*** 0.070	0.098*** 0.020	0.338*** 0.070	0.326*** 0.071
Múltiple	1.221*** 0.093	0.336*** 0.023	1.221*** 0.093	1.224*** 0.093
Presentación	1.708*** 0.061	0.511*** 0.014	1.708*** 0.061	1.712*** 0.061
Cesárea Previa	1.430*** 0.032	0.439*** 0.009	1.431*** 0.032	1.438*** 0.032
Desproporción	2.293*** 0.247	0.607*** 0.032	2.294*** 0.247	2.290*** 0.245
Pública	-0.562*** 0.054	-0.167*** 0.016	-0.557*** 0.053	-0.389*** 0.029
Educación				0.058** 0.020
Unión estable				0.019 0.030
Log pseudo-likelihood	-15196.213		-14863.953	-7832.486

Nota: *** Significativa al 1%, ** Significativa al 5%, * Significativa al 10%.

Observando únicamente los signos de los coeficientes, es posible afirmar que la probabilidad de tener una cesárea se incrementa ante la presencia de los diferentes riesgos, excepto partos que como era de esperar tiene signo negativo, con la edad de la mujer y en hospitales privados.

Dado que los modelos *probit* son no lineales, en el Cuadro 6 se presentan los efectos marginales, replicando a su vez los coeficientes del modelo lineal de probabilidad para facilitar la comparación entre los diferentes métodos.

En este sentido, se observan resultados muy similares, mientras la probabilidad promedio de tener una cesárea es aproximadamente 25%, las mujeres que se atienden en un hospital privado tienen entre 17 y 19 puntos porcentuales más de probabilidad de culminar en un nacimiento por vía abdominal; entre 10 y 14 puntos porcentuales adicionales si tienen 40 años o más; entre 61 y 70 puntos porcentuales adicionales si está presente desproporción fetopélvica; entre 44 y 52 puntos porcentuales adicionales si tienen cesáreas previas; etc.

CUADRO 6: Efectos marginales, puntos porcentuales				
Montevideo 2003				
N=17633				
Variable	SURE probit	2SLS	2SPLS	Probit sin endogeneidad
Edad menos 16	-9.79	-9.14	-9.81	-10.67
Edad entre 17 y 19	-6.97	-6.25	-6.99	-8.10
Edad entre 35 y 39	6.18	4.51	6.19	6.90
Edad más 40	14.41	10.42	14.42	14.87
Partos	-21.33	-16.40	-21.37	-22.39
Preclampsia	34.36	28.86	34.35	33.88
Eclampsia	50.87	45.11	50.85	50.70
Hipertensión Previa	11.70	90.76	11.70	11.24
Múltiple	45.63	33.63	45.63	45.72
Presentación	60.54	51.07	60.54	60.66
Cesárea Previa	51.81	43.93	51.82	52.05
Desproporción	70.24	60.66	70.25	70.24
Pública	-18.96	-16.72	-18.80	-12.89

Al estimar sin controlar por endogeneidad, y centrándonos en el tipo de hospital, se subestimarían los resultados, dado que el efecto marginal es 13%.

Controlando por los factores de riesgo de la población atendida en los diferentes tipos de hospitales, los resultados permiten afirmar que la probabilidad de tener una cesárea siempre es mayor en una institución privada, a la vez que las diferencias son mayores para mujeres de menor riesgo. Como se observa en el Cuadro 7, la probabilidad para una mujer que no presenta ninguno de los factores de riesgo considerados de tener una cesárea es 11% si se atiende en una institución pública y 25% si se atiende en una institución privada –más del doble que en la pública-. Si se analizan mujeres multíparas sin factores de riesgo dicha relación es casi el triple, 7% en los hospitales públicos y 18% en los privados, y el doble para las nulíparas sin factores de riesgo, 20% y 39% respectivamente.⁸

CUADRO 7: Predicciones de probabilidad de tener una cesárea, porcentajes		
Montevideo 2003		
N=17633		
Grupos	2SPLS	
	Hospital público	Hospital privado
Promedio	20.01	38.81
Sin factores de riesgo	11.01	25.17
Menos de 35 años y sin factores de riesgo	10.42	24.16
Más de 35 años y sin factores de riesgo	25.48	45.92
Nulíparas sin factores de riesgo	20.31	39.21
Multíparas sin factores de riesgo	6.85	17.61

Las diferencias encontradas pueden deberse a factores no observables como ser indicaciones médicas y factores de riesgo no registrados por el SIP, estilos de práctica médica, tecnologías de los hospitales, actitudes de las pacientes, etc. Según estudios previos, en Montevideo existe una alta proporción de médicos que combinan el trabajo

⁸ El 60% de las mujeres de nuestra base de datos no presentan ninguno de los factores de riesgo considerados, mientras que el 16% de las mismas tuvo una cesárea.

público y privado debido a las bajas remuneraciones en el sector público, por lo que es posible afirmar que no hay diferencias sustanciales en el cuerpo médico de ambos tipos de hospitales (Bucheli, 2000). Por otra parte, el acto analizado es una cirugía de baja complejidad por lo que tampoco se esperan enormes diferencias tecnológicas entre las instituciones. En este sentido, se considera que los diferentes sistemas de remuneraciones están teniendo un gran peso en las diferentes probabilidades estimadas, apuntando a la hipótesis de demanda inducida.

7. Conclusiones

Al igual que en el resto del mundo, en Uruguay ha aumentado la proporción de los nacimientos por cesárea. Las razones de esta tendencia han sido extensamente discutidas, destacando la existencia de leyes y reglas relacionadas con las prácticas médicas, el desarrollo de nuevas tecnologías, cambios en los estilos de práctica médica, así como en las actitudes de las pacientes hacia la cesárea.

Centrándonos en el estudio de los nacimientos ocurridos en Montevideo (capital del Uruguay) y registrados por el Sistema Informático Perinatal (SIP, CLAP-OPS/OMS, MSP) en el año 2003, dicha tasa fue 23% en los hospitales públicos y 42% en los privados.

A pesar de no existir acuerdo en una “tasa ideal” de cesárea, preocupan aquellas realizadas sin una clara justificación médica, dado que exponen a la madre y al niño a riesgos innecesarios, además de elevar los costos de la atención médica.

En este trabajo se estima la probabilidad de tener una cesárea controlando por los principales factores de riesgo de la población y por el hospital donde fue realizada. Dado que se encuentra que la elección del hospital es endógena, se estima un modelo *probit* en dos etapas por máxima verosimilitud.

La probabilidad de tener una cesárea se incrementa con la edad de la mujer, ante la presencia de eclampsia, preclampsia, hipertensión previa, cesáreas previas, embarazo múltiple y desproporción fetopélvica, y se reduce para mujeres multíparas y que se atienden en hospitales públicos. De hecho, la probabilidad de tener una cesárea en una institución privada es el doble a la de tenerla en un hospital público (20% versus 39%).

Centrándonos en aquellas mujeres que no presentan ninguno de los factores de riesgo considerados, se encuentra que tienen un 11% de probabilidad de tener una cesárea en hospital público y 25% si se atienden en un hospital privado. Los resultados son idénticos si se consideran únicamente las mujeres menores de 35 años, edades en que es menor la probabilidad de tener una cesárea.

Las diferencias entre los dos tipos de instituciones pueden deberse a factores no observables como ser indicaciones médicas o factores de riesgo no considerados, estilos de práctica médica⁹, tecnologías de los hospitales, presión de las pacientes, etc. Sin embargo, dado que se controla por el nivel socioeconómico de las pacientes, que en Montevideo existe una alta proporción de médicos que combinan el trabajo público y privado -debido a las bajas remuneraciones en el sector público-, y dado que es una cirugía de baja complejidad, consideramos que el sistema de remuneraciones tiene un gran peso en las diferentes probabilidades encontradas, apuntando hacia la existencia de demanda inducida.

No es objetivo de este trabajo fomentar una medicina “defensiva” (Danson, 2000, recogido en Culyer y Newhouse, 2003). Esta es entendida como aquella en la que los doctores llevan a cabo procedimientos para protegerse de posibles litigios, esto es, dichos

⁹ En Uruguay los hospitales públicos son en su mayoría universitarios, en particular los de Montevideo. Por ejemplo, el Centro Hospitalario Pereyra Rossell (CHPR), la mayor maternidad del país, es hospital de práctica, concentró el 40% de los nacimientos ocurridos en el 2003 en Montevideo, y es de esperar que en él primen valoraciones de índole científica.

procedimientos no proveen beneficios al paciente o lo involucran en riesgos pero el doctor los recomienda por razones de seguridad personal. Es de esperar que el médico siempre actúe en beneficio de su paciente y en ese sentido el actual sistema de remuneraciones como mecanismo de incentivo no aparece como el más adecuado, al igual que el multiempleo que el mismo genera.

Por otra parte, del lado de la paciente, se argumenta que la relación establecida con el médico en el ámbito privado es más personal, vínculo que puede llevar a mayor presión por parte de la paciente o familiares a realizar una cesárea. En este sentido, la educación e información que se le brinda a la paciente antes del parto, así como el apoyo durante el mismo surgen como claves. En el primer caso, existen hallazgos científicos que deben ser dados a conocer en “clases de parto”, durante los controles de embarazo, etc., como ser el aumento del riesgo de muerte materna en cesárea versus parto normal, la no asociación entre el aumento de la tasa de cesárea y la disminución de la tasa de mortalidad, fundamentalmente después de cierto umbral y para la última década, etc. Por otra parte, la contención de la mujer y la familia por parte del personal médico y no médico, socialización del proceso, etc., irían en el sentido de disminuir las presiones y no exponer al profesional a la “ética de la resistencia” (El País, 2001).

8. Bibliografía

Baum, C.F., M.E. Schaffer y S. Stillman (2004): “Instrumental variables and GMM: estimation and testing”, Boston College, Working Paper N° 545, 2003.

Becker, G. (1965): "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal* 75.

Bucheli, M. (2000). “Remuneraciones del sector salud”, Informe para el Banco Interamericano de Desarrollo, Unidad Preparatoria del Proyecto UR120 (Reestructuración del Hospital de Clínicas de la Universidad de la República), no publicado.

Carlsen, F. y J. Grytten (1998): “More physician: improve availability or induce demand?”, *Journal of Health Economics* 7.

Centro Latinoamericano de Perinatología (CLAP) (1989): “El nacimiento por cesárea hoy”, *Boletín del CLAP, OPS/OOMS*, Vol. 3, Nº 9.

Clark, L., M. Mugford y C. Paterson (1991): “How does the mode of delivery affect the cost of maternity care?”, *British Journal of Obstetrics and Gynecology* 98.

Culyer, A. J. y J. Newhouse (2000): Handbook of Health Economics, Volume 1A y 1B, Elsevier North Holland.

Dranove, D. y P. Wehner (1994): “Physician-induced demand for childbirths”, *Journal of Health Economics* 13.

Eckerlund, I. y Gerdthamn, U. (1996): “Variation in Cesarean Section Rates in Sweden – Causes and Economic Consequences”, Centre for Health Economics – Stockholm School of Economics.

El País (Anuario 2001), “Cesáreas a presión” de Virginia Arlington, <http://www.elpais.com.uy>.

Elías, A., L. Escalante, M. Lorenzelli y S. Milnitski (2000): “La crisis de las IAMC: ¿problemas de gestión? Un Enfoque Institucional”, Universidad de la República – Facultad de Ciencias Económicas y Administración – Cátedra de Economía Institucional y de las Organizaciones, mimeo.

Epstein, A. y S. Nicholson (2005): “The formation and evolution of physician treatment styles: an application to cesarean sections”, Working Paper 11549, National Bureau of Economic Research.

Evans, R. (1974): “Supplier-induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications”, in M. Perelman (Ed.) The economics of Health and Medical Care, London: McMillan.

Fabbri, D. y C. Monfardini (2001): “Demand induction with a discrete distribution of patients”, Department of Economics, University of Bologna.

Fabbri, D. , C. Monfardini y R. Radice (2004): “Testing exogeneity in the bivariate probit model: Monte Carlo evidence and an application to health economics”, Department of Economics, University of Bologna.

Fleis, P., y I. Urrestarazu (2000): “El mercado de la salud uruguayo en la última década: cambios en el sistema de remuneración a los médicos e incentivos económicos”, Trabajo Monográfico de la Licenciatura en Economía.

Fuchs, V. (1978): "The supply of Surgeons and the Demand for Operations", The Journal of Human Resources, Vol. 13.

Gruber, J. y M. Owings (1996): "Physician Financial Incentives and Cesarean Section", Rand Journal of Economics 27.

Heckman, J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", Econometrica 47: 153-161.

Jaegher, K. y M. Jegers (2000): "A model of physician behaviour with demand inducement", Journal of Health Economics 19, 231-258

Keeler E. B. y M. Brodie (1993): "Economic incentives in the choice between vaginal delivery and cesarean section", The Milbank Quarterly 71.

Maddala, G. (1983). Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge University Press, England.

McGuire, T.G., y M.V., Pauly (1991): "Physician response to fee changes with multiple payers", Journal of Health Economics 10.

Newhouse, J. (1970): "A model of physician pricing", Southern Economic Journal, Vol. 37, N° 2.

Phelps, C.E. (1986): "Induced demand. Can we ever know its extent?", Journal of Health Economics 5.

Phelps, C. (2003): Health economics, Cap. 7, University of Rochester.

Rossiter, L. y G. Wilensky (1987): "Identification of physician-induced demand", The Journal of Human Resources, Vol. 19, N°2.

Rossiter, L. y G. Wilensky (1987): "Health economist-induced demand for theories of physician-induced demand", The Journal of Human Resources, Vol. 22, N°4.

Sloan, F. A. Feldman (1978): "Competition among physicians", En Competition in the health care sector: Past, Present, Future, ed. W. Greenberg, Baltimore: Aspen Systems.

Stano, M. (1987): "A clarification of theories and evidence on supplier, induced demand for physicians' services", The Journal of Human Resources, Vol. 22, N° 4.

Temporelli, K.: "Análisis de la demanda de asistencia sanitaria: la utilidad del médico como determinante", Departamento de Economía – Universidad Nacional del Sur.

Wooldridge, J.M. (2002): Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, The MIT Press, Cambridge, England.