

**¿Son los cuidados prenatales efectivos?
Un enfoque con datos individuales de panel.**

Ana Inés Balsa

Departamento de Economía y
Centro de Investigaciones Aplicadas
Facultad de Ciencias Empresariales y Economía
Universidad de Montevideo
Montevideo, Uruguay
Tel.: (598 2) 707 44 61 int. 320
Fax: (598 2) 707 44 61 int. 325
email: abalsa@um.edu.uy

Patricia Triunfo

Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República
Montevideo, Uruguay
Tel.: (598 2) 410 64 49 int. 689
Fax: (598 2) 410 64 50
email: patricia@decon.edu.uy

Resumen

Objetivo: El reembolso de los proveedores del Sistema Nacional Integrado de Salud en Uruguay (SNIS) está sujeto parcialmente al cumplimiento de metas asistenciales. Entre estos objetivos figuran el inicio de los controles prenatales en el primer trimestre y un mínimo de 6 controles al cabo del embarazo. El sistema público, sin embargo, que cubre a la población de menores ingresos, no está sujeto a estas provisiones. El país muestra aún una alta tasa de embarazos con controles inadecuados. Este artículo analiza el impacto de los cuidados prenatales en el bajo peso al nacer y la prematuridad y estima los beneficios que los niños nacidos en maternidades públicas derivarían si esos hospitales cumplieran con las metas asistenciales propuestas para el SNIS.

Datos y Metodología: Se analizan los nacimientos que tuvieron lugar entre 1995 y 2008 en el mayor hospital público universitario en Uruguay (Hospital Pereira Rossell). El hospital ofrece cuidados prenatales y obstétricos gratuitos a la población de menores recursos y atiende el 15% de los partos del país. Dos medidas reflejan la adecuación de los controles prenatales. La primera capta las metas del SNIS (inicio de atención durante el primer trimestre y al menos seis controles a término), las cuales son cumplidas actualmente apenas por un 17% de la población bajo estudio. La segunda divide los controles en tres categorías (inadecuados, intermedios y adecuados) según el índice de Kessner, de uso común en la literatura epidemiológica internacional, y también basado en el tiempo de inicio y en la evolución de los controles a lo largo del embarazo. La mayoría de estudios previos ignora sesgos en la estimación debido a la heterogeneidad no observada de las madres. Abordamos este problema mediante el uso de efectos fijos individuales. Para ello, nos apoyamos solamente en las madres que

dieron a luz por lo menos dos veces entre 1995-2008 ($N = 13.767$) y explotamos la variación intra-madre como estrategia de identificación. En lugar de usar desvíos respecto de la media, utilizamos desvíos ortogonales, que resultan en estimadores consistentes aún frente a efectos de retroalimentación dinámica.

Resultados: Los resultados de los modelos de efectos fijos muestran que la probabilidad de bajo peso al nacer cae entre 37% y 50% según el número de controles mínimos que comprenda la definición de “cuidados adecuados” (6 o 9 controles mínimos respectivamente) y la probabilidad de prematuridad se reduce entre un 30% y un 70% también según cuál sea la consideración del número de controles mínimamente aceptables. El efecto de los cuidados prenatales sobre el peso al nacer funciona en parte mediante un aumento en la probabilidad de que el embarazo alcance su término, y también directamente sobre el peso para la edad gestacional. La retroalimentación de los resultados de partos pasados no son importantes.

Conclusiones: Si bien Uruguay ofrece acceso gratuito a la atención prenatal, las maternidades públicas muestran un nivel de cuidados inadecuados. Nuestros resultados indican que el uso adecuado de la atención prenatal reduciría sustancialmente las tasas de bajo peso al nacer. Aunque el SNIS ha fijado metas asistenciales de utilización a los proveedores privados, los hospitales públicos no están sujetos a estos requisitos. Las políticas que reducen las barreras no financieras a la atención, tales como el reembolso de los costos de transporte o la descentralización y expansión geográfica de los centros de atención primaria, podría ayudar a mejorar los resultados en este segmento de la población. También contribuiría a la mejora de los cuidados un mejor cumplimiento de las normas que vinculan los programas sociales de ayuda (por ejemplo, asignaciones familiares) al cumplimiento por parte de los individuos de ciertas metas en el cuidado de la salud.

Palabras claves: cuidados prenatales, peso al nacer, efectos fijos

JEL Classifications: I12, J13, C14

1. Introducción

El peso al nacer (PN) o el bajo peso al nacer (BPN, niños con menos de 2500 gramos) son comúnmente utilizados como aproximación de la salud infantil (McCormick, 1985; Institute of Medicine, 1986). La literatura ha mostrado que los niños con BPN tienen peores desempeños futuros, tanto a corto plazo en términos de mayores tasas de morbilidad y mortalidad, como en el más largo plazo en términos de menores logros educacionales e ingresos (Boardman et al., 2002; Black et al., 2007). A su vez, se ha encontrado que la salud infantil es un mecanismo importante para la transmisión intergeneracional de la situación económica (Currie y Madrian, 1999; Grossman, 2000; Case et al., 2004; Behrman y Rosenzweig, 2005; Currie y Moretti, 2005).

En este sentido cobran especial importancia las políticas públicas dirigidas al bienestar de los niños y al mejoramiento de la salud de la embarazada. En Uruguay, en el marco del Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS), se han establecido metas asistenciales que en el caso de la salud de la embarazada implican: (1) la captación precoz de la embarazada (iniciación del 100% de los embarazos en el primer trimestre); (2) al menos seis controles al término del embarazo; (3) historia clínica perinatal completa ; (4) control de sífilis (VDRL¹) y Virus de Inmunodeficiencia Humana (VIH) en el primer y tercer trimestre; (5) derivación odontológica antes de 6to mes de embarazo; y (6) al menos un control odontológico al alta. El cumplimiento de estas metas se asocia a pagos complementarios por afiliado para los prestadores del SNIS. Fuera del SNIS, los incentivos a alcanzar metas de esta índole son prácticamente inexistentes. Las dependencias de la Administración de Servicios Sanitarios del Estado (ASSE), que cubren mayoritariamente a poblaciones de nivel socioeconómico bajo, no

¹ Venereal Disease Research Laboratory.

integradas al mercado de trabajo formal y por lo tanto al SNIS, no reciben pagos incrementales por mejorar la atención prenatal de esta población. Y paradójicamente, es en esta población donde se aprecian las tasas más bajas de captación precoz y el mayor porcentaje de incumplimiento de los estándares recomendados.

El objetivo de este trabajo es evaluar el efecto que tendría una mejora en la captación y seguimiento del embarazo en la salud neonatal de los niños nacidos de madres uruguayas en situación de vulnerabilidad social. La estimación de dicha relación es problemática debido a la imposibilidad de controlar por la dotación de salud del feto y características de la madre que se asocian tanto con la tendencia a controlarse como con la salud del niño al nacer.

La literatura económica no es unánime respecto a los efectos que tienen los cuidados prenatales en el peso al nacer o en la probabilidad de bajo peso. Aún utilizando metodologías que atacan el problema de la heterogeneidad no observada, la literatura se divide entre aquellos que encuentran efectos leves o nulos (Grossman y Joyce, 1990; Kaestner 1999; Currie y Groger, 2002; Kaestner y Lee, 2005) y los que encuentran efectos positivos de magnitud (Rosenzweig y Schultz, 1983; Evans y Lien, 2005; Conway y Deb 2005; Wehby et al., 2009; Figlio et al., 2009). Estudios empíricos para Uruguay sugieren que la expansión en el uso del cuidado prenatal lleva a incrementos en el peso al nacer (Jewell y Triunfo, 2006; Jewell et al., 2007).

En este trabajo proponemos mejorar las estimaciones previas explotando la variación en los cuidados prenatales intra-madre para aquellas mujeres que tuvieron al menos dos partos entre 1995 y 2008 en la principal maternidad del Uruguay, el Centro Hospitalario Pereira Rossell (CHPR). El empleo de desviaciones ortogonales ataca el problema de la heterogeneidad no observada eliminando características de las madres invariantes en el tiempo y a su vez resuelve problemas de retroalimentación en las

decisiones de utilización de insumos (Abrevaya, 2006). Métodos como primeras diferencias o efectos fijos pueden estimar efectos no consistentes si existen shocks sobre embarazos anteriores que afectan la selección presente de cuidados y otros insumos de la producción de salud. Adicionalmente, la estimación con efectos fijos elimina el problema de estimación local que resulta de la aplicación de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) usando cambios exógenos en las políticas de salud como instrumentos de la demanda por cuidados prenatales. Los MC2E estiman coeficientes que son válidos en principio solo para la población afectada marginalmente por el instrumento, limitando la extrapolación de los resultados a la población en general.

En este sentido, nuestros resultados confirman la crítica a esta literatura de que la identificación de efectos de tratamiento locales a través de MC2E no permite captar la heterogeneidad de los embarazos (Conway y Deb, 2002; Wehby et al., 2009). Como contracara, la estimación a través del método de efectos fijos tiene la limitación de que los resultados son válidos únicamente para madres que han tenido dos o más hijos.

2. Antecedentes

Desde diversas disciplinas se han analizado los determinantes del peso al nacer y del BPN. En la literatura económica, la mayor parte de la atención se ha enfocado en el cuidado prenatal, y en otras variables de elección de la madre, como el uso de tabaco y alcohol, por ser comportamientos que se pueden alterar a través de políticas públicas. Normalmente se modela el BPN como el resultado de la maximización de la utilidad, donde los insumos como el cuidado prenatal, tabaquismo, nacimientos previos y la edad se usan para producir salud infantil, y la utilidad es una función de esta salud infantil (Grossman, 2000). Desafortunadamente, la estimación de la relación entre peso al nacer y cuidado prenatal es problemática debido a los problemas de endogeneidad

previamente mencionados. Variables no observables, tales como la dotación de salud del feto, el estado de salud de la madre, sus hábitos de salud, su propensión a asumir conductas riesgosas o el grado en que se desea el embarazo se encuentran asociadas tanto al uso de cuidados prenatales como al peso al nacer del niño. Una asociación entre cuidados prenatales y salud del niño que no controle por estas variables no puede ser considerada como efecto causal.

La literatura económica de los últimos 15 años ha puesto especial esfuerzo en modelar satisfactoriamente la potencial endogeneidad en la selección del insumo, de modo de obtener estimadores consistentes de su productividad marginal. La mayor parte de estas investigaciones ha explotado la variación en ciertas políticas de cobertura de salud como determinantes exógenos del uso de cuidados prenatales, tanto utilizando modelos de forma reducida² como mínimos cuadrados en dos etapas (Kaestner, 1999; Brien y Swann, 2001; Currie y Grogger, 2002; Figlio et al., 2009). Otros autores han utilizado mínimos cuadrados en dos etapas con instrumentos alternativos, como los precios de los insumos, la disponibilidad de clínicas prenatales en el área, el número de hijos previos (Grossman y Joyce, 1990), o paros de transporte colectivo en el condado (Evans y Lien, 2005). Muchos de estos trabajos encuentran efectos positivos de los cuidados prenatales sobre la salud del recién nacido, aunque de poca magnitud. Estos resultados, junto con otros derivados de investigaciones clínicas (McDuffie et al., 1997; Clement et al., 1999; Villar et al., 2001) han llevado a cuestionar si de alguna manera no se han “sobrevendido los beneficios del cuidado prenatal” (Misra y Guyer, 1998).

Una crítica reciente a las investigaciones anteriores es que las mismas terminan identificando efectos promedio que pierden de vista el posible impacto diferencial de los

² Ver Rosenzweig y Schultz (1983) para una discusión de la estimación de la forma reducida y estructural en este contexto. Estos modelos analizan directamente el efecto de las políticas de cobertura de salud en la salud del neonato.

cuidados prenatales en diferentes tipos de embarazos. Los resultados de los experimentos clínicos aleatorios, por ejemplo, solo son extrapolables a embarazos de bajo riesgo. Conway y Debb (2002) sostienen que los embarazos son de dos tipos, riesgosos y saludables, y que cuando se desconoce la diferencia entre estas dos distribuciones, la estimación por MC2E produce errores bi-modales y conduce a efectos no significativos de los cuidados. Utilizando modelos de mezclas finitas, estos autores encuentran que los cuidados prenatales tienen un efecto sustancial sobre los embarazos normales, aunque no sobre los complicados. Con una crítica similar, Wehby et al. (2009) estiman el efecto de los cuidados utilizando regresiones cuantílicas con variables instrumentales. Los resultados para una muestra de niños argentinos sugieren que el efecto medio de los cuidados prenatales subestima significativamente los efectos en cuantiles más bajos de la distribución del peso al nacer.

Otro problema de los MC2E es que estiman efectos de tratamiento a nivel local, que son solo extrapolables a aquellas poblaciones que reaccionan ante variaciones en los instrumentos. Trabajos con métodos de estimación alternativos, como Li y Poirer (2003a, 2003b), que aplican técnicas Bayesianas controlando por endogeneidad, encuentran impactos mayores de los insumos, incluidos los controles prenatales en varios indicadores de salud del recién nacido. Por su parte, Rous et al. (2003), usando el método de factores discretos, técnica semi-paramétrica con información completa, muestran que el efecto de los cuidados prenatales en el peso al nacer es relativamente pequeño, especialmente cuando se compara con factores comportamentales, fuera del control de las autoridades sanitarias.

En lo que tiene que ver con Uruguay, Jewell y Triunfo (2006) estiman los efectos de los controles por MC2E utilizando como instrumento del nivel de cuidados prenatales el estado civil de la madre. Bajo el supuesto de que el estado civil es exógeno

a otras características no observables de la madre asociadas al abordaje de su embarazo, los autores muestran que el pasar de ningún control a nueve (cantidad mínima recomendable para embarazos de bajo riesgo) aumenta significativamente el peso al nacer del niño. A su vez, el impacto de los controles es mayor en los primeros controles o si la iniciación es más tardía.³ A su vez, Jewell et al. (2007) al incluir factores de riesgo (epidemiológicos, fetales y maternos) como controles en la función de producción del peso al nacer, encuentran que iniciar los controles un mes antes aumenta el peso en 15 gramos, *versus* los 23 gramos encontrados en el trabajo previo donde no se controlaba por los factores de riesgo. La iniciación de los controles en el primer trimestre reduce la probabilidad de tener un niño con BPN en un 0.3%.

En este trabajo creemos contribuir a la literatura a través de la estimación del efecto de los controles prenatales sobre la salud del recién nacido por medio de una técnica poco empleada en trabajos previos: efectos fijos con desviaciones ortogonales prospectivas a nivel de madre. Esta metodología permite controlar por la heterogeneidad individual no observable ocasionada por características de la madre invariantes en el tiempo, sin caer en el problema de estimación de efectos locales. El uso de desviaciones ortogonales evita, además, sesgos de estimación cuando el modelo está sujeto a retroalimentación dinámica en la selección de insumos.

Finalmente, nuestros resultados tienen claras connotaciones a nivel de políticas públicas: si la Administración de Servicios Sanitarios del Estado (ASSE) del Uruguay, que atiende a mujeres en condiciones socioeconómicas vulnerables, alcanzara los objetivos de seguimiento y control de los embarazos propuestos en el marco del SNIS, la tasa de bajo peso al nacer en dicha población bajaría un 37%.

³ Por ejemplo, el incremento en el peso al nacer asociado con realizarse un único control (pasar de 0 a 1) es de 90 gramos, comparado con el incremento de 46 gramos respecto a la media. Del mismo modo, el iniciar los controles en el último mes contra no iniciarlos es 99 gramos, comparado con 57 gramos respecto a la media.

3. Datos y metodología

Se utilizan los nacimientos registrados por el Sistema Informático Perinatal (SIP- CLAP, OPS/OMS, MSP) para el CHPR de 1995 a 2008. El CHPR es un hospital público docente-asistencial dependiente de la Administración de los Servicios de Salud del Estado (ASSE). El mismo es referencia de tercer nivel para todo el país, concentrando aproximadamente el 50% de los nacimientos del sector público montevideano, el 33% de los nacimientos de Montevideo y el 15% de los nacimientos de todo el país.

Desde 1983, el Centro Latinoamericano de Perinatología y Desarrollo Humano, (CLAPDH, OPS/OMS) ha desarrollado el SIP a efectos de monitorear la salud maternal, perinatal e infantil en América Latina y el Caribe. Los elementos constitutivos del SIP son los formularios de uso clínico (Historia Clínica Perinatal, Carné Perinatal, Hospitalización Neonatal, etc.). Estos formularios buscan estandarizar la información y facilitar la utilización de la misma a través del uso común de un software. La información es completada por un profesional de la salud y después ingresada al sistema del SIP. Uruguay incorpora el SIP en 1990, persiguiendo cobertura total de los eventos obstétricos, llenado completo de las variables de las historias clínicas y coherencia interna de los datos de una misma historia (CLAP, OPS/OMS, 1999). La cobertura es comparada con la de los certificados de nacido vivo y de defunción fetal -universal en todo el territorio del Uruguay-, siendo aproximadamente de un 98.5% para el CHPR.

Los datos utilizados en este análisis tienen la particularidad de enfocarse en mujeres de bajos recursos, las cuales tienen acceso gratuito a cuidados prenatales y obstétricos en el Uruguay. La información incluye datos de la madre (edad, estado civil), de su embarazo y del recién nacido. De los 111,165 nacimientos totales registrados en el CHPR en el período (casi 8,000 nacimientos al año), se descartan 777

por no constituir embarazos viables (menos de 25 semanas de gestación) o por mostrar un peso del recién nacido menor a los 500 gramos; 2,628 por corresponder a embarazos múltiples; y 6,091 por carecer de identificación adecuada de la madre. De las observaciones remanentes (101,669), se consideran únicamente los nacimientos de madres que tuvieron al menos dos partos en el período (el 40% de los nacimientos). Luego de descartar registros inconsistentes en la información de la madre a lo largo del tiempo o valores faltantes en algunas variables, la muestra final considerada corresponde a 34,250 nacimientos (32% del total de nacimientos en el CHPR del período) y a 13,760 madres, de las cuales 10,591 tuvieron 2 partos en el período, 2434 tuvieron 3 partos, 601 tuvieron 4 partos; 122 tuvieron 5 partos; 11 tuvieron 6 partos y una tuvo 7 partos.

Para entender las particularidades de la muestra bajo análisis, la Tabla A1 del Anexo compara las características del embarazo y parto de las mujeres que tuvieron un solo hijo en el período con aquellas que tuvieron más de uno (ajustando por edad de la madre al parto y año de nacimiento). La comparación no muestra diferencias significativas en la salud del recién nacido medida a través del peso al nacer, el bajo peso al nacer o la edad gestacional al parto. Tampoco se detectan diferencias en factores de riesgo del embarazo como hipertensión, preeclampsia y eclampsia. Sin embargo, se encuentra que las mujeres con un solo parto utilizan mejor los controles prenatales, tienen menor probabilidad de estar en unión libre que casadas, y más probabilidad de estar solteras que casadas en relación a las de más de un parto. Aquellas con un solo parto son más educadas (un mayor porcentaje acabó ciclo básico y educación básica superior), incursionan menos en hábitos riesgosos (fuman menos), tienen menor probabilidad de haber sufrido un aborto previo y reportan con menos faltantes su peso previo al embarazo. Esta comparación preliminar sugiere prudencia al momento de

extrapolar los resultados de los efectos fijos a mujeres con un solo hijo, aunque es preciso tener en cuenta que en esta población la norma es tener más de un hijo.

La información del SIP para Uruguay permite disponer de una muestra de mayor tamaño que la mayoría de los estudios médicos-epidemiológicos, así como analizar una población de mujeres que no ha sido estudiada intensivamente, con diferencias culturales y geográficas respecto a las poblaciones estudiadas en países desarrollados.

El presente trabajo estima la relación entre el uso adecuado de controles prenatales y la salud del neonato, en particular el PN y la probabilidad de prematuridad. Como aproximación al PN se utiliza la variable continua de peso del recién nacido en gramos y una variable binaria que toma el valor 1 si el peso del recién nacido es de 2500 gramos o menos.⁴ El riesgo más inmediato asociado con la gestación de bajo peso es el parto pretérmino, el cual da lugar a niños de menor peso. De hecho, se encuentra que la mayoría de los bebés prematuros en embarazos múltiples pesan menos de 2500 gramos. En este estudio consideramos que el nacimiento es pretérmino cuando el parto ocurre antes de la semana 37 de gestación.

Como insumos en la producción de salud infantil consideramos el uso del cuidado prenatal, el consumo de tabaco durante el embarazo, la edad, estado civil e índice de masa corporal de la madre antes del embarazo, el período del año en el cual se desarrolla el embarazo y antecedentes de embarazos previos (números de abortos, total nacidos y total nacidos vivos). También consideramos medidas de la salud gestacional materna, como hipertensión, eclampsia y preclampsia. Como estos indicadores pueden mediar la relación entre los controles prenatales y la salud del recién nacido, realizamos un análisis de sensibilidad de los estimadores antes y después de ajustar por los mismos.

⁴ La Organización Mundial de la Salud (OMS), recomienda en 1961 a través de su *Expert Committee on Maternal Child Health* considerar a niños con bajo peso al nacer a todo recién nacido con peso de 2500g o menos, independientemente de su edad gestacional.

La atención prenatal ha sido considerada como un medio para identificar a las madres en riesgo de parto prematuro o a un bebé con retardo del crecimiento intrauterino (RCIU), habilitando a una variedad de intervenciones médicas, nutricionales y educativas destinadas a reducir malos resultados del nacimiento, como ser el BPN. Sin embargo, la evidencia empírica que apoya la asociación entre el cuidado prenatal y el BPN ha sido ambigua, en parte debido a las dificultades para definir lo que constituye el uso adecuado de cuidado prenatal, así como el control por la duración de la gestación o las patologías del embarazo (Murray y Bernfield, 1988; Grossman y Joyce, 1990; Hobel et al., 1994; Alexander y Korenbrot, 1995; Kaestner, 1999; Currie y Grogger, 2000; Lu et al., 2003; Conway y Deb, 2005).

En este trabajo se especifican dos medidas de cuidados prenatales. En primer lugar, en base a las metas asistenciales establecidas por el Ministerio de Salud Pública del Uruguay en 2010, se especifica una variable binaria que toma el valor uno si la mujer inició sus controles en el primer trimestre y realizó al menos 6 controles durante el embarazo. La segunda categorización se basa en el Índice de Kessner, una medida que también incluye información del trimestre de iniciación de los cuidados y del número de visitas realizadas, pero que además ajusta por las semanas de gestación (Kotelchuck, 1994). De acuerdo al criterio de Kessner, una mujer ha tenido cuidados prenatales adecuados si los ha iniciado en el primer trimestre (semana 13 o antes) y ha tenido al menos nueve visitas en caso de llegar a término o un número de visitas entre 4 y 8 en caso de prematurez. Una mujer tiene cuidados prenatales inadecuados si ha iniciado los controles en el tercer trimestre o si los ha iniciado antes pero ha tenido menos de 4 visitas cuando el embarazo es a término o entre 1 y 3 visitas cuando el parto es prematuro. Todas las otras combinaciones de iniciación y visitas mayores que cero se ubican en una categoría intermedia.

Respecto a la conducta fumadora de la madre, se ha demostrado que la misma se asocia con niños de menor peso al nacer (Permutt y Hebel, 1989; Veloso da Veiga y Wilder, 2008; Reichman et al., 2009). Se especifica una variable binaria que toma el valor 1 si la mujer ha sido fumadora durante el embarazo y 0 en caso contrario y otra variable que especifica el número promedio de cigarrillos fumados por día.

Por otra parte, investigaciones anteriores han mostrado una clara relación entre la edad de la madre y el peso al nacer, encontrándose que tanto las madres más jóvenes como las mayores tienen tasas más altas de niños con bajo peso al nacer en comparación con otras mujeres (Abel et al., 2002). A efectos de captar esta asociación incluimos cinco categorías de edad de la madre: menos de 16 años, entre 17 y 19, entre 20 y 34 (edad óptima), entre 35 y 39, y más de 40.

Como medida de estatus socio-demográfico durante el embarazo, consideramos el estado civil de la madre. Una madre *casada* (o en unión libre) tiene mayor probabilidad de desear el embarazo, lo que puede influenciar positivamente su comportamiento de salud durante el embarazo, resultando en un mayor peso al nacer (Joyce y Grossman, 1990; Reichman et al., 2009). Más aún, las mujeres casadas pueden tener acceso a mayores recursos financieros que las solteras, haciendo del estado civil un indicador potencial del nivel socio-económico. Reichman et al. (2009) encuentran que las mujeres que no están casadas en el momento del nacimiento son más propensas a fumar cigarrillos y consumir drogas ilícitas durante el embarazo, y tienen menos probabilidad de recibir cuidados prenatales en el primer trimestre de su embarazo, todo lo cual está asociado con BPN.

Si bien el SIP no indaga sobre el ingreso del hogar, tiene información sobre el nivel educativo de la madre. Además de aproximar el nivel socioeconómico de la madre, la variable educación se asocia con una mayor productividad en la producción de

salud (Grossman, 1972; Grossman, 2000). En el caso del peso al nacer, una madre más educada tiene la habilidad de producir salud infantil más eficientemente, probablemente por el hecho de que entiende mejor la relación entre insumos de salud y la salud de su hijo; por lo tanto una mujer con mayor nivel educativo tiene menor probabilidad de tener un niño con bajo peso al nacer. Para captar los efectos del nivel educativo sobre la salud neonatal, se especifican variables binarias que indican si la madre tiene educación primaria completa únicamente, ciclo básico de educación media completa únicamente o secundaria completa.

Entre los factores de riesgo epidemiológico, consideramos el índice de masa corporal (IMC) de la madre y la presencia de hipertensión previa. El IMC es un indicador indirecto de su salud que impacta positivamente en el peso al nacer (Ehrenberg et al., 2003). Se incluyen variables binarias que indican cuatro categorías del IMC de la madre previo al embarazo: *bajo peso* ($IMC < 18.5$), *sobrepeso* ($25 \leq IMC < 30$) y *obesa* ($IMC \geq 30$), excluyendo la categoría de IMC *normal*.⁵ Por otra parte, una mujer con *hipertensión crónica* que queda embarazada tiene mayor probabilidad de tener un nacimiento con bajo peso al nacer (Haelterman et al., 1997).

Finalmente, la literatura epidemiológica demuestra que la experiencia de nacimientos previos se asocia con cambios anatómicos que pueden impactar en la salud del neonato (Khong et al., 2003). Entre estas variables consideramos la cantidad de partos previos, si tuvo episodios de mortalidad en partos anteriores y si tuvo algún aborto previo. En lo que respecta al parto en consideración, por razones biológicas en general las niñas pesan menos que los varones, por lo que se incluye una variable binaria que vale uno si el recién nacido es *varón* (Thomas et al., 2000).

⁵ Una proporción significativa de la muestra (aproximadamente 50%) no tiene registrado el peso y talla de la madre previo al embarazo. En vez de eliminar estos datos, a las mujeres sin IMC registrado se las incluye en la categoría normal con fines estimativos. A efectos de probar cómo lo anterior podría afectar los resultados, se estima el modelo con una categoría denominada “*missing IMC*” (disponible por los autores).

Las estadísticas descriptivas se presentan en la Tabla 1. Como se observa en dicha tabla, un 10% de los nacimientos son de bajo peso (menos de 2500 gramos), siendo el peso promedio 3150 gramos, y un 14% corresponde a partos prematuros (menos de 37 semanas). Solo el 17% de los embarazos cumple con las metas asistenciales del Ministerio de Salud Pública: casi la mitad tiene 6 controles o más a término, pero únicamente el 21% inicia los controles en el primer trimestre. Por su parte, el índice de Kessner muestra que solo el 11% de los embarazos tiene un seguimiento adecuado, un 46% tiene un seguimiento inadecuado y el resto se encuentra en una situación intermedia.

Resulta interesante el hecho de que aún disponiendo de servicios gratuitos algunas mujeres uruguayas no realicen controles. Este comportamiento es similar al observado en mujeres candidatas a programas de asistencia pública en Estados Unidos, como *Medicaid* (Currie y Grogger, 2002; Kaestner y Lee, 2003).

El 70% de los nacimientos proviene de madres que tienen entre 20 y 34 años, casi el 22% son de madres adolescentes y un 8% de mujeres de más de 35 años. Solo el 20% de los partos ocurre al interior del matrimonio; un 59% de los partos corresponde a madres que viven en unión libre y el 22% restante se da en madres solteras o de otro estado civil. La educación promedio en la muestra es baja, como era de esperar considerando que el hospital CHPR atiende a la población de más bajos recursos de Montevideo. El 16% de los partos corresponde a mujeres que no completaron educación primaria. La mayoría (un 62%) solo completó primaria, pero no alcanzó a completar la educación media básica. Un 19% completó el ciclo básico de secundaria y solo el 3% completó secundaria.

En el 40% de los casos la mujer reporta haber fumado durante el embarazo y el número de cigarrillos promedio es de 3.7 al día. La mitad de los episodios tiene

información faltante sobre peso y talla de la madre; entre aquellos con información, un 6% de las parturientas mostraba bajo peso previo al embarazo y un 11% sufría de sobrepeso u obesidad. El número de partos previos es 2.2; 3% manifiesta haber sufrido la muerte de un recién nacido previamente y un 17% manifiesta haber tenido algún aborto. En cuanto a las condiciones que pueden traer complicaciones al embarazo, un 2.2% tiene problemas de hipertensión y un 2% muestra problemas de pre-eclampsia. Los nacimientos se distribuyen casi equitativamente entre los diferentes trimestres del año.

4. Metodología

Nuestras estimaciones explotan la disponibilidad de información longitudinal para una misma madre a lo largo del tiempo. El modelo a estimar es de la forma:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CP_{it} + X_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

donde Y_{it} refleja la salud del hijo de la madre i en el momento t (peso al nacer en gramos, bajo peso, o prematurez), CP_{it} es un indicador de cuidados prenatales adecuados, y X_{it} incluye otros determinantes de la salud del neonato (como edad, educación y estado civil de la madre, uso de tabaco, peso de la madre previo al embarazo, antecedentes de otros embarazos, morbilidad de la madre y período del año en que transcurre el embarazo). El término α_i capta la heterogeneidad no observada de i que es invariante en el tiempo, como ser características de la personalidad de la madre que determinan sus hábitos de cuidado en general, su involucramiento en comportamientos riesgosos, su dotación de salud, el conocimiento de la madre acerca de los beneficios de los cuidados prenatales, preferencias, etc. Por último, ε_{it} es un componente de error idiosincrático independiente de α_i y de las demás variables explicativas.

Una estimación naive que intente proyectar la variable de resultados Y_{it} en el indicador de cuidados prenatales CP_{it} , aún ajustando por otros controles (X_{it}), corre el riesgo de generar sesgos de estimación por no considerar la heterogeneidad no observada, α_i , que se asocia tanto a la variable explicativa de interés como a la variable dependiente. Este es un error bastante frecuente en la literatura biomédica y que no ha permitido generar estimaciones confiables de la efectividad de los cuidados prenatales.

Nuestro análisis utiliza los nacimientos de aquellas madres que tuvieron más de un hijo en el CHPR a lo largo del período 1995-2008 e identifica el efecto de interés proyectando la variación en los resultados neonatales para una misma madre en la variación de los cuidados prenatales en sus distintos embarazos, ajustando por variaciones a nivel individual en otras variables a lo largo del tiempo. Para eliminar la potencial correlación entre el efecto fijo α_i y los insumos en la función de producción de cuidados prenatales es preciso transformar los datos generando desvíos para cada madre. Hay varias formas de realizar esta transformación. Las más tradicionales son primeras diferencias, que implica restarle a cada observación la observación inmediatamente anterior en el tiempo y el método de efectos fijos o desvíos respecto de la media, que consiste en restarle a cada observación el promedio de todas las observaciones para la misma madre. La ventaja de los efectos fijos es que no se pierden observaciones en la estimación. Sin embargo, los efectos fijos pueden presentar problemas si sospechamos que existe algún tipo de correlación serial en los errores. En nuestro caso en particular, es posible que un shock pasado (un aborto a término por problemas congénitos, por ejemplo) afecte la demanda por insumos y la función de producción de salud subsecuente. En otras palabras es de esperar que una madre reaccione a un shock adverso anterior aumentando la demanda de insumos o la demanda por calidad de los insumos (efecto de retroalimentación). Si este fuera el caso, el

trabajar con desviaciones respecto a valores pasados (efectos fijos o primeras diferencias) puede sesgar los coeficientes de interés. Para ver esto, supongamos que el modelo es como en (1) pero que shocks pasados pre-determinan el nivel de los insumos en t:

$$E(CP_{it}, \varepsilon_{it-1} | CP_{it-1}) \neq 0, \quad (2)$$

La transformación en primeras diferencias resultaría en la siguiente expresión:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = a_0 + a_1(CP_{it} - CP_{it-1}) + a_2(X_{it} - X_{it-1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (3)$$

La propia transformación genera endogeneidad en la estimación bajo el supuesto (2). Abrevaya (2006) reconoce este problema y propone instrumentar la primera diferencia ($CP_{it} - CP_{it-1}$ en nuestro caso) con el nivel de los cuidados dos períodos antes, CP_{it-2} . El problema de esta aproximación es que solo se puede trabajar con madres que han tenido al menos 3 hijos. Además, el instrumento no es un buen predictor de las diferencias al menos en muestras que no son lo suficientemente grandes, por lo que la estimación por variables instrumentales es altamente imprecisa.

Una alternativa es trabajar con desviaciones ortogonales (Arellano y Bover, 1995). Este método sustrae el promedio de todas las observaciones futuras disponibles de la observación contemporánea. Esta transformación no depende de errores pasados y por lo tanto evita la correlación entre el insumo en t y el error en períodos anteriores. Adicionalmente, el método minimiza la pérdida de datos en muestras no-balanceadas, al usar las observaciones futuras disponibles (aunque tengan faltantes) para computar los promedios.⁶

Nuestro modelo principal se basa en el método de desviaciones ortogonales, aunque replicamos el modelo usando primeras diferencias, efectos fijos y mínimos

⁶ Si w es la variable a transformar, $w_{it+1} = c_{it} (w_{it} - 1/T_{it} \sum_{s>t} w_{is})$, con T_{it} el número de todas las observaciones futuras y el factor escalar $c_{it} = (T_{it}/(T_{it}+1))^{1/2}$ (Roodman, 2006).

cuadrados ordinarios para analizar la robustez de los resultados a estas diferentes metodologías y la eventual importancia del efecto de retroalimentación.

Todas las estimaciones controlan por año de nacimiento y estiman errores estándar robustos. Debido a que parte de los efectos de los cuidados prenatales sobre la salud neonatal pueden ocurrir a través de la probabilidad de llegar a término, realizamos dos tipos de estimaciones: una sin ajustar por las semanas de gestación y la otra controlando por la semana gestacional.

La principal variable explicativa es la meta asistencial definida por el Ministerio de Salud Pública en Uruguay: captación en el primer trimestre y al menos 6 controles durante el embarazo. Para permitir una comparación con la literatura, estimamos además modelos que incluyen otros indicadores de cuidados, como el índice de Kessner y la captación en el primer trimestre.

5. Resultados

La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación cuando la categorización de cuidados prenatales responde a las metas asistenciales del MSP. Todas las columnas estiman modelos de panel lineales con desviaciones ortogonales. La primera columna estima el efecto de los cuidados sobre la probabilidad de bajo peso al nacer. Tener controles adecuados en el sentido del MSP (inicio en el primer trimestre y al menos 6 controles en un embarazo a término) reduce la probabilidad de bajo peso al nacer en 3.7 puntos porcentuales. Esto significa que si se cumplieran las metas asistenciales del MSP en todos aquellos embarazos con controles inadecuados, la probabilidad de bajo peso al nacer pasaría de 10 puntos porcentuales a 6.3 puntos porcentuales, una reducción del 37%. La segunda columna muestra el efecto de los controles prenatales sobre el peso al

nacer en gramos. En este sentido, alcanzar un nivel de cuidados acorde a las metas del MSP aumenta el peso promedio del recién nacido en 80 gramos.

La probabilidad de BPN y el PN se ven afectados negativamente por la edad precoz de la madre (19 años o menos) y por la presencia de obesidad y pre-eclampsia. La probabilidad de BPN es menor y el PN mayor cuanto más educada sea la madre, si sufrió la muerte de un hijo en la primer semana de vida o si el recién nacido es varón. Respecto al consumo de tabaco, se detecta en forma significativa un efecto negativo de fumar sobre el peso al nacer, aunque no sobre la probabilidad de bajo peso.

La columna 3 muestra el efecto de cumplir con cuidados prenatales adecuados sobre la probabilidad de que el embarazo no alcance su término. El coeficiente estadísticamente significativo al 1% e igual a -0.044 , implica que los cuidados adecuados reducen la probabilidad de prematuridad de 14 puntos porcentuales a 9.6. Por su parte, el embarazo adolescente, el sobrepeso y la obesidad, la cantidad de nacimientos previos, la preclampsia y la eclampsia reducen las probabilidades de que el embarazo llegue a término. Y el haber sufrido la muerte de un recién nacido previamente reduce la probabilidad de prematuridad.

Las columnas (4) y (5) realizan una estimación similar a la (1) y (2) pero ajustando por la semana gestacional. El coeficiente de la semana gestacional resulta estadísticamente significativo y muestra que una semana de gestación adicional reduce la probabilidad de bajo peso en 5.3 puntos porcentuales y aumenta el peso promedio en 103 gramos. Los efectos de las mejoras en los cuidados prenatales en el peso y la probabilidad de bajo peso se reducen en magnitud una vez que se ajusta por la semana gestacional, pero permanecen estadísticamente significativos y con el signo esperado. Pasar de cuidados inadecuados a cuidados adecuados, aún controlando por edad gestacional, reduce la probabilidad de bajo peso en 2.6 puntos porcentuales. Esto

representa una caída de 15% respecto a la tasa original de bajo peso para aquellos que se controlaron mal. Los resultados de la columna (4) y (5) sugieren que el efecto de los cuidados adecuados sobre el peso al nacer opera en parte a través de una reducción de las probabilidades de prematuridad y en parte disminuyendo la probabilidad de bajo peso para la edad gestacional.

En la Tabla 3 se presenta el análisis con desviaciones en primeras diferencias y desviaciones respecto a la media, observándose pocas diferencias entre las estimaciones con efectos fijos o por primeras diferencias y las desviaciones ortogonales. Lo anterior sugiere un rol poco importante de la predeterminación de los insumos en base a shocks pasados (efecto de retroalimentación). Los resultados de los efectos fijos, si bien se separan algo más de los de las otras dos metodologías en el caso del peso al nacer, tampoco muestran diferencias dignas de destacar.

Las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios parecen subestimar los efectos de los cuidados adecuados en el peso al nacer y en el bajo peso en todos los modelos. Esto puede ser resultado de que los MCO no controlan por características de la madre asociadas positivamente a la búsqueda de cuidados pero negativamente a la salud del neonato (por ejemplo, problemas de salud crónicos).

En la última fila de la Tabla 3 se presentan los resultados para las mujeres que tuvieron su primer y segundo parto en el período. El efecto de la atención prenatal sobre el peso al nacer en gramos es mayor en esta submuestra, y pierde significación el impacto de los controles sobre la probabilidad de bajo peso para la edad gestacional. Los demás efectos permanecen en línea con los estimadores comentados previamente.

Centrándonos en el Índice de Kessner, la Tabla 4 muestra que el uso adecuado de cuidados (inicio en el primer trimestre y nueve visitas al menos cuando el embarazo es a término) se asocia con una caída en el BPN de 5 puntos porcentuales, prácticamente

disminuyendo la probabilidad de bajo peso al nacer a la mitad. El efecto de esta variable sobre el peso en gramos también es cuantitativamente importante, generando un aumento en el peso promedio del recién nacido de casi 5%. La comparación con el indicador de cuidados adecuados del MSP (principal variable explicativa en la Tabla 2) sugiere que aumentar la meta de controles a niveles por encima de los 6 exigidos actualmente por el MSP pueden llevar a caídas aún más drásticas en el bajo peso al nacer. Buena parte del efecto beneficioso de este mayor número de controles parecería operar a través de la caída en la probabilidad de prematurez: el cumplir adecuadamente con los cuidados prenatales de acuerdo al Índice de Kessner reduce la probabilidad de prematurez en 10 puntos porcentuales, casi 60% respecto a la tasa promedio de prematurez.

La Tabla 5 estima el efecto de la captación en el primer trimestre sobre el bajo peso, el peso al nacer y la prematurez. Además de ser una variable que ha sido más utilizada en la literatura, el incluir solo esta dimensión y compararla con los resultados previos permite hacerse una idea de la magnitud del impacto de la captación precoz versus el número de controles. Los resultados de este ejercicio muestran que la iniciación precoz tiene algún efecto sobre el peso al nacer una vez que se ajusta por la probabilidad de prematurez, pero parece tener poco impacto sobre la verosimilitud de que el embarazo llegue a término. En este sentido, nuestros resultados muestran que el número de controles estaría asociado fundamentalmente a una caída del peso al nacer a través de la reducción en la probabilidad de prematurez.

Además de estimar los efectos de los cuidados prenatales sobre la salud neonatal, indagamos sobre los determinantes de la demanda por cuidados prenatales usando también desviaciones ortogonales. Los resultados, que se presentan en la Tabla 6, muestran que las adolescentes, las mujeres mayores de 40 años, las mujeres solteras y

las que han tenido varios hijos tienen menor probabilidad de cumplir con estándares adecuados de uso de los cuidados prenatales. En lo que refiere a condiciones de morbilidad de la madre, la obesidad y la hipertensión aumentan la probabilidad de realizar controles en forma adecuada. Un mayor nivel educativo, antecedentes de algún hijo nacido muerto o el hecho de ser el primer embarazo aumentan también la probabilidad de una utilización adecuada de los controles.

Finalmente, en todos los modelos estudiados los resultados son poco sensibles a la inclusión o exclusión de indicadores de morbilidad de la madre (hipertensión, pre-eclampsia y eclampsia) entre las variables de control.

6. Conclusiones

El presente artículo estima el efecto de los cuidados prenatales en la salud del neonato explotando las variaciones que una misma madre enfrenta en sus distintos embarazos. Nuestra aproximación metodológica se basa en el análisis de datos longitudinales con identificadores a nivel de madre, lo que es poco frecuente en la literatura con tamaños de muestra como la que se utiliza en esta investigación. La metodología de efectos fijos que utilizamos evita sesgos de estimación generados a partir de la incapacidad del analista de observar características de las madres invariantes en el tiempo y asociadas tanto a la inversión en insumos de producción como a los resultados del embarazo (por ejemplo, un estado de salud pobre). Nuestro enfoque incorpora, además, la posibilidad de efectos de retroalimentación de los resultados de partos pasados en el embarazo actual (a través del uso de desviaciones ortogonales prospectivas), aunque no encontramos que estos efectos sean importantes. Asimismo, el utilizar datos que surgen de las historias clínicas perinatales, reduce el potencial de sesgos de estimación derivados del auto-reporte.

Los resultados muestran que el uso adecuado de los cuidados prenatales, tanto en lo que se refiere a iniciación durante el primer trimestre como al mantenimiento de un número de controles mínimo, repercute significativamente en una mejora de los resultados neonatales. La probabilidad de bajo peso al nacer cae entre 37% y 50% según el número de controles mínimos que comprenda la definición de “cuidados adecuados” (6 o 9 controles al momento del parto respectivamente) y la probabilidad de prematuridad se reduce entre un 30% y un 70% respectivamente. Estos efectos son mayores que muchos de los encontrados en investigaciones internacionales usando MC2E y explotando cambios en la cobertura de salud como instrumentos. En este sentido, nuestros resultados confirman la crítica de que los efectos promedio locales

identificados por MC2E no consideran la amplia heterogeneidad de la distribución del embarazo.

Si bien el efecto de pasar de controles inadecuados a adecuados es de una magnitud importante, es preciso tener en cuenta que solo el 17% de la población bajo estudio (madres que tuvieron dos hijos o más en la principal maternidad pública del Uruguay entre 1995 y 2008) cumple con los controles en forma adecuada cuando se consideran las metas del SNIS y solo un 11% muestra controles adecuados según la definición de Kessner. Estas cifras de partida tan bajas, junto con la importancia de los efectos encontrados, destacan la urgencia de implementar políticas de estímulo al uso de cuidados prenatales en poblaciones vulnerables. Como fue mencionado, los proveedores de servicios del SNIS reciben incentivos financieros por alcanzar las metas de cuidados fijadas por el Ministerio de Salud Pública. Sin embargo, estos incentivos no se extienden a los proveedores públicos que asisten a las poblaciones en situación socioeconómica más comprometida, y que no son elegibles para participar del SNIS.

Nuestro análisis muestra que, cualquier política que persiga el objetivo de mejorar los cuidados prenatales, sea a través de incentivos sobre la oferta o a directamente a través de políticas sociales educativas o de subsidios, debe enfocar los esfuerzos en determinados segmentos de la población: mujeres adolescentes o mayores de 35 años, mujeres solteras, mujeres que no han acabado el ciclo básico de educación media y aquellas con muchos hijos. En este sentido, los centros CAIF en Uruguay, que atienden a niños de entre 0 y 3 años provenientes de familias vulnerables, pueden ser un buen canal para implementar programas educativos y de estímulo a mujeres en estos grupos. También se debería incentivar el mejor uso de estos servicios condicionando subsidios públicos al cumplimiento exitoso de las metas asistenciales.

La efectividad de los controles prenatales es atribuida a diversos factores: la influencia del profesional en las conductas de la embarazada, como ser la suplementación energética equilibrada de proteínas o la abstinencia de tabaco, alcohol y otras drogas; la detección y tratamiento de enfermedades asociadas con bajo peso (anemia, sífilis, hipertensión, infecciones urinarias, etc.) ; y la preparación para el parto. También se han encontrado consecuencias positivas de las visitas prenatales sobre las propias madres, al aumentar la probabilidad de mantener un peso saludable después del parto y reducir los días de internación de la mujer en el post parto. De todos modos, es importante considerar la advertencia de Lu et al. (2003), quienes consideran que ni el parto prematuro ni el retardo del crecimiento intrauterino puede prevenirse eficazmente mediante la atención prenatal en su forma actual, requiriéndose una atención longitudinal y contextualmente integrada para promover el desarrollo óptimo de la salud reproductiva de la mujer no sólo durante el embarazo, sino en el transcurso de su vida.

Nuestro trabajo solo se basa en los efectos de los controles sobre la salud del recién nacido medida a través del BPN y la probabilidad de prematurez. Es preciso tener en cuenta, además, que el análisis en este trabajo se circunscribe a mujeres en condiciones de pobreza en un país en desarrollo que han tenido al menos dos hijos, y que por lo tanto, las conclusiones solo pueden extrapolarse a mujeres con este perfil.

En futuros trabajos esperamos profundizar en la determinación del impacto en el embarazo de los hábitos no saludables, como lo es el consumo de tabaco, y la medida en que esta y otras conductas son afectadas por las visitas prenatales. Asimismo, estamos incursionando en la estimación de efectos heterogéneos a través de regresiones cuantílicas con desviaciones ortogonales.

Referencias

Abel E.L., Kruger M., Burd L. 2002. Effects of Maternal and Paternal Age on Caucasian and Native American Preterm Births and Birthweights. *American Journal of Perinatology* 19:49-54.

Alexander G.R., Korenbrot C.C. 1995. The role of prenatal care in preventing low birth weight. *Future Child*. 5(1):103-20.

Barros F.C., Bhutta Z.A., Batra M., Hansen T.N., Victora C.G., Rubens C.E. 2010. Global report on preterm birth and stillbirth (3 of 7): evidence for effectiveness of interventions. *BMC Pregnancy Childbirth* 10 Suppl 1:S3.

Behrman J.R., Rosenzweig M.R. 2005. Returns to Birthweight. *Review of Economic and Statistics*. May 2004, Vol. 86, No. 2, Pages 586-601

Black S., Devereux P., Salvanes K. 2007. From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Birth Weight on Adult Outcomes. *Quarterly Journal of Economics*, 122 (1): 409-439.

Bortman M. 1998. Factores de Riesgo de Bajo Peso al Nacer (Risk Factors for Low Birthweight). *Revista Panamericana de Salud Publica* 3:314-321.

Briozzo L. 2003. Aborto provocado: un problema humano. Perspectivas para su análisis-estrategias para su reducción. *Revista Médica del Uruguay*, Vol. 19, N°3: 188-200.

Capurro A., Recchi V. 1994. Bajo peso al nacer. Factores determinantes. *Archivos de Ginecología y Obstetricia* 33(1):35-42.

Case A., Fertig A., Paxson C. 2004. The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance. Center for Health and Well Being, Woodrow Wilson School, Princeton University.

Centro Latinoamericano de Perinatología y Desarrollo Humano (CLAP-OPS/OMS). <http://www.clap.hc.edu.uy>.

Conde-Agudelo A., Belizán J.M. 2000. Maternal Morbidity and Mortality Associated with Interpregnancy Interval: A Cross Sectional Study. *British Medical Journal* 321:1255-1259.

Cramer J.C. 1995. Racial Differences in Birthweight: The Role of Income and Financial Assistance. *Demography* 32:231-247.

Clement, S., et al., 1999. Does reducing the frequency of routine antenatal visits have long term effects? Follow up of participants in a randomized controlled trial. *British Journal of Obstetrics and Gynecology* 106 (4), 367-370.

- Conway K.S., Deb P. 2005. Is prenatal care really ineffective? Or, is the 'devil' in the distribution? *Journal of Health Economics*, 24 (3): 489-513.
- Currie J., Madrian B. 1999. Health, Health Insurance, and the Labor Market. In Orley Ashenfelter and David Card (eds.) *Handbook of Labor Economics*, v3, 3309-3415.
- Currie J., Moretti E. 2005. Biology as destiny? Short and long-run determinants of intergenerational transmission of birth weight. *NBER WP* 11567.
- Currie J., Grogger J. 2002. Medicaid Expansions and Welfare Contractions: Offsetting Effects on Prenatal Care and Infant Health? *Journal of Health Economics* 21:313-336.
- Díaz A. G, Schwarcz R., Fescina R., Díaz Rossello J. L. 1985. El bajo peso al nacer en América Latina. *Clin. Ginecol. Obstet. Perinat* 2(1):3-9.
- Ehrenberg H.M., Dierker L., Milluzzi C., Mercer B.M. 2003. Low Maternal Weight, failure to Thrive in Pregnancy, and Adverse Pregnancy Outcomes. *American Journal of Obstetrics and Gynecology* 189:1726-1730.
- Figlio ^{a,b,c}, Sarah Hamersma ^c, Jeffrey Roth ^d
^aNorthwestern Does prenatal WIC participation improve birth outcomes? New evidence from Florida *Journal of Public Economics* 93 (2009) 235–245
- Frisbie W.P., Forbes D., Pullum S.G. 1996. Compromised Birth Outcomes, and Infant Mortality Among Racial and Ethnic Groups. *Demography* 33:469-481.
- Grossman M. The Human Capital Model. 2000. In *The Handbook of Health Economics*, Anthony Culyer and Joseph P. Newhouse (eds.).
- Grossman M. 1972. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy* 80:223-255.
- Grossman M., Joyce T.J. 1990. Unobservables, Pregnancy Resolutions, and Birthweight Production Functions in New York City. *Journal of Political Economy* 98:983-1007.
- Grossman, M. 2000. "The Human Capital Model." In *Handbook of Health Economics Vol. 1A*, edited by A. J. Culyer and J. P. Newhouse. Amsterdam: North-Holland, Elsevier Science, 347-408.
- Guilkey D.K., Popkin B.M., Akin J.S., Wong E.L. 1989. Prenatal Care and Pregnancy Outcome in Cebu, Philippines. *Journal of Development Economics* 30:241-272.
- Hobel C.J., Ross M.G., Bemis R.L., Bragonier J.R., Nessim S., Sandhu M., Bear M.B., Mori B. 1994. The West Los Angeles Preterm Birth Prevention Project. I. Program impact on high-risk women. *Am J Obstet Gynecol* 170(1 Pt 1): 54-62.
- Institute of Medicine. 1985. *Preventing Low Birthweight*. Washington, DC: National Academy.

Jewell R.T., Triunfo P. 2006. The Impact of Zero-Cost Prenatal Care on Birthweight: The Case of the Urban Poor in Uruguay. *Health Economics* 15: 1245-1250.

Jewell R.T., Triunfo P., Aguirre R. 2007. El peso al nacer de los niños en la principal maternidad del Uruguay: 1995 a 2004. *Revista Desarrollo y Sociedad* 59:1-20, Universidad de los Andes, Colombia.

Joyce T.J., Grossman M. 1990. Pregnancy Wantedness and the Early Initiation of Prenatal Care. *Demography* 27:1-17.

Kaestner R., Lee W.C. 2003. The Effect of Welfare Reform on Prenatal Care and Birthweight. *NBER WP* 9769.

Kaestner R. 1999. Health insurance, the quantity and quality of prenatal care, and infant health. *Inquiry*. 1999 Summer;36(2):162-75.

Khong T.Y., Adema E.D., Erwich J.J.H.M.. 2003. On an Anatomical Basis for the Increase in Birthweight in Second and Subsequent Born Children. *Placenta* 24:348-353.

Kleinman J.C., Kessel S.S. 1987. Racial Differences in Low Birthweight: Trends and Risk Factors. *New England Journal of Medicine* 317:749-753.

Kotelchuck M. 1994. An Evaluation of the Kessner Adequacy of Prenatal Care Index and a Proposed Adequacy of Prenatal Care Utilization Index. *American Journal of Public Health* 84:1414-1420.

Li K., Poirier D.J. 2003a. An Econometric Model of Birth Inputs and Outputs for Native Americans. *Journal of Econometrics* 113:337-361.

Li K., Poirier D.J. 2003b. Bayesian Analysis of an Econometric Model of Birth Inputs and Outputs. *Journal of Population Economics* 16:597-625.

Liu G.G. 1998. Birth Outcomes and the Effectiveness of Prenatal Care. *Health Services Research* 32:805-823.

Lu M.C., Tache V., Alexander G.R., Kotelchuck M., Halfon N. 2003. Preventing low birth weight: is prenatal care the answer? *J Matern Fetal Neonatal Med* 13(6): 362-80.

Matijasevich A, Barros F, Díaz Rossello JL, Forteza C, Bergel E. 2002. Maternal risk factors associated with very low birth weight (<1500 g. VLBW) and birthweight between 1500 - 2499g. *Pediatric Research* 52(9)466.

Misra, D., Guyer, B., 1998. Benefits and limitations of prenatal care: from counting visits to measuring content. *The Journal of the American Medical Association* 279, 1661–1662.

McCormick M.C. 1985. The Contribution of Low Birthweights to Infant Mortality and Childhood Morbidity. *New England Journal of Medicine* 312:82-90.

- McDuffie, R., et al., 1996. Effect of frequency of prenatal care visits on perinatal outcome among low-risk women. *The Journal of the American Medical Association* 275, 847–851
- Minsiterio de Salud Pública (MSP). 2010. Ver Instructivo de metas asistencialesateas JUNASA_MSp, en *www.msp.gub.uy*.
- Murray J., Bernfield M. 1988. The Differential Effect of Prenatal Care on the Incidence of Low Birth Weight among Blacks and Whites in a Prepaid Health Care Plan. *N Engl J Med* 319:1385-1391.
- Permutt T., Hebel J.R. 1989. Simultaneous-Equation Estimation in a Clinical Trial of the Effect of Smoking on Birthweight. *Biometrics* 45:619-622.
- Poirier D.J. 1998. Modeling Birthweight: US Stylized Facts and a Window for Viewing Them. Unpublished manuscript, University of Toronto.
- Reichman N.E., Corman H., Noonan K., Dave D. 2009. Infant health production functions: What a difference the data make? *Health Economics* 18(7): 761-782.
- Rosenzweig M.R., Schultz T.P. 1982. The Behavior of Mothers as Inputs to Child Health: The Determinants of Birthweight, Gestation, and Rate of Fetal Growth. In *Economic Aspects of Health*, edited by V.R. Fuchs. Chicago, Illinois: University of Chicago Press.
- Rosenzweig M.R., Schultz T.P. 1983. Estimating a Household Production Function: Heterogeneity, the Demand for Health Inputs, and Their Effects on Birthweight. *Journal of Political Economy* 91:723-746.
- Rosenzweig M.R., Schultz T.P. 1988. The Stability of Household Production Technology: A Replication. *Journal of Human Resources* 23:535-549.
- Roodman D. 2006. How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata. Working Paper 103. Center for Global Development, Washington.
- Rous J.J., Jewell R.T, Brown R.W. 2003. The Effect of Prenatal Care on Birthweight: A Full-Information Maximum Likelihood Approach. *Health Economics* 13:251-264.
- Sosa C G, Sotero, GA, Domínguez A, Cuadro C, Martínez J. 2001. Perinatal outcomes in the largest maternity of Uruguay. *Journal Perinatal Medicine* 29 (suppl.1): p. 29.
- Thomas P., Peabody J., Turnier V., Clark R.H. 2000. A New Look at Intrauterine Growth and the Impact of Race, Altitude, and Gender. *Pediatrics* 106:E21.
- Veloso da Veiga P., Wilder R. 2008. Maternal Smoking During Pregnancy and Birthweight: A Propensity Score Matching Approach. *Matern Child Health Journal* 12:194–203.

Villar, J., et al., 2001. Who antenatal care randomized trial for the evaluation of a new model of routine antenatal care. *Lancet* 357 (9268), 1551–1564.

Warner G. 1998. Birthweight Productivity of Prenatal Care. *Southern Economic Journal* 65(1): 42-63, July.

Wehby G. L., Murray, J.C., Castilla, E.E., Lopez-Camelo, J.S., Ohsfeldt, R.L. Quantile effects of prenatal care utilization on birth weight in Argentina. *Health Economics*, 2009, vol. 18, issue 11, pages 1307-1321.

Versión Preliminar

Tabla 1. Estadísticas descriptivas

Variable	Media	Desvío Estándar
Bajo peso al nacer	0.099	0.299
Peso recién nacido en grs (min=0.6, max=6.3)	3148.684	566.183
Prematuro	0.144	0.351
CP adecuados MSP	0.173	0.378
- Inician primer trimestre	0.206	0.405
- Al menos 6 controles	0.486	0.500
CP inadecuados Kessner	0.459	0.498
CP intermedios Kessner	0.434	0.496
CP adecuados Kessner	0.107	0.309
Edad madre: menos de 16	0.048	0.214
Edad madre: entre 35 y 39	0.066	0.248
Edad madre: 40 o más	0.017	0.130
Edad madre: entre 20 y 34	0.699	0.459
Estado civil: unión libre	0.588	0.492
Estado civil: soltera	0.197	0.398
Estado civil: otro	0.019	0.137
Estado civil: casada	0.196	0.397
Educación: no completó primaria	0.158	0.364
Educación: completó primaria	0.622	0.485
Educación: completó ciclo básico	0.191	0.393
Educación: completó secundaria	0.029	0.169
Madre fumó durante el embarazo	0.392	0.488
Cantidad cigarros al día (max=85)	3.677	6.547
Madre con bajo peso	0.056	0.230
Madre con sobrepeso	0.075	0.263
Madre con obesidad	0.032	0.177
Falta info. Peso y talla	0.508	0.500
Número de partos previos (max=16)	2.192	2.143
Nacidos muertos previos	0.031	0.172
Abortos previos	0.174	0.379
Hipertensión previa	0.022	0.138
Hipertensión n/d	0.083	0.276
Preclampsia	0.020	0.133
Preeclampsia n/d	0.083	0.276
Eclampsia	0.001	0.030
Eclampsia n/d	0.084	0.277
Sexo del bebe: varón	0.514	0.500
Trimestre nacim: ene-mar	0.241	0.428
Trimestre nacim: abr-jun	0.252	0.434
Trimestre nacim: jul-set	0.263	0.440
N	34506	

Versión Preliminar

Tabla 2. Efecto de las metas del MSP sobre cuidados prenatales en la salud neonatal.

Estimaciones con desviaciones ortogonales a nivel de madre.

Coefficientes y errores estándar entre paréntesis

	Bajo peso DO	Peso en grs DO	Prematurez DO	Bajo peso DO	Peso en grs DO
CP adecuados (MSP)	-0.037*** (0.006)	80.385*** (9.690)	-0.044*** (0.007)	-0.026*** (0.005)	58.955*** (7.959)
Semanas gestacionales				-0.053*** (0.001)	103.274*** (1.850)
1 si tiene 16 años o menos	0.034** (0.014)	-69.685*** (22.412)	0.049*** (0.018)	0.010 (0.012)	-22.266 (18.204)
1 si tiene entre 17 y 19	0.018** (0.008)	-50.345*** (12.137)	0.023** (0.009)	0.005 (0.007)	-24.926** (10.024)
1 si tiene entre 35 y 39	-0.003 (0.012)	-4.144 (21.821)	0.027* (0.015)	-0.009 (0.011)	9.500 (18.609)
1 si tiene 40 años o más	-0.005 (0.023)	-26.360 (41.116)	0.047* (0.028)	-0.024 (0.020)	10.737 (35.845)
Unión libre	0.003 (0.009)	-14.718 (14.110)	0.013 (0.010)	-0.000 (0.008)	-8.667 (11.581)
Soltera	-0.001 (0.010)	-21.420 (16.271)	0.021* (0.012)	-0.005 (0.009)	-15.184 (13.256)
Otro estado civil	0.019 (0.018)	-3.352 (27.474)	0.011 (0.021)	0.024 (0.016)	-14.616 (23.463)
Finalizó primaria	-0.008 (0.010)	13.507 (15.541)	0.010 (0.013)	-0.012 (0.009)	21.101 (13.195)
Finalizó ciclo básico	-0.026** (0.012)	33.477* (19.573)	-0.010 (0.016)	-0.022** (0.011)	25.399 (16.445)
Finalizó secundaria	-0.011 (0.017)	14.016 (30.739)	-0.015 (0.022)	-0.007 (0.015)	7.881 (25.885)
Fuma	0.012 (0.008)	-21.847* (12.488)	0.004 (0.010)	0.009 (0.007)	-15.215 (10.034)
Cantidad cigarrillos x día	0.009 (0.006)	-25.093*** (9.088)	-0.002 (0.007)	0.008 (0.005)	-23.178*** (7.326)
Madre con bajo peso	-0.015 (0.012)	-1.057 (16.524)	-0.010 (0.014)	-0.011 (0.011)	-8.439 (13.386)
Madre con sobrepeso	0.002 (0.008)	4.206 (14.337)	0.022** (0.010)	-0.004 (0.007)	15.458 (12.713)
Madre con obesidad	0.027** (0.013)	17.716 (26.012)	0.036** (0.016)	0.013 (0.011)	45.261** (22.172)
No reporta peso y talla	0.022*** (0.005)	-34.150*** (8.007)	0.039*** (0.006)	0.007 (0.004)	-2.809 (6.732)
Cantidad nacidos muertos	-0.083*** (0.020)	167.647*** (35.093)	-0.086*** (0.021)	-0.040** (0.016)	83.061*** (25.438)
Número de abortos previos	0.002 (0.006)	1.736 (10.160)	-0.005 (0.007)	0.004 (0.005)	-1.068 (8.201)
Total nacidos previos	-0.000	-3.323	0.011**	-0.007*	8.657

Versión Preliminar

	(0.004)	(6.774)	(0.005)	(0.003)	(5.667)
Primer hijo	0.031***	-84.280***	-0.003	0.033***	-86.703***
	(0.007)	(11.025)	(0.008)	(0.006)	(8.988)
Hipertensión	0.009	-4.122	-0.003	0.008	-1.421
	(0.018)	(33.146)	(0.021)	(0.016)	(28.992)
Sin info de hipertensión	0.024	100.912	-0.049	0.056	37.217
	(0.078)	(121.196)	(0.077)	(0.069)	(89.045)
Preeclampsia	0.094***	-194.406***	0.138***	0.047**	-100.971***
	(0.022)	(36.823)	(0.024)	(0.019)	(29.714)
Sin info de preeclampsia	-0.051	-15.703	0.090	-0.071	24.486
	(0.101)	(148.247)	(0.098)	(0.087)	(102.339)
Eclampsia	0.140	-332.738**	0.240**	0.032	-120.105
	(0.104)	(151.417)	(0.100)	(0.089)	(101.352)
Sin info de eclampsia	0.021	-74.738	-0.075	0.018	-69.224
	(0.117)	(174.197)	(0.102)	(0.099)	(112.543)
Sexo del RN: varón	-0.012***	111.867***	0.009*	-0.014***	115.196***
	(0.004)	(6.536)	(0.005)	(0.004)	(5.535)
Trimestre parto: Ene-Mar	-0.010*	8.790	0.012	-0.016***	19.435**
	(0.006)	(9.788)	(0.007)	(0.005)	(8.306)
Trimestre parto: Abr-Jun	-0.003	-2.874	0.018**	-0.011**	13.199*
	(0.006)	(9.326)	(0.007)	(0.005)	(7.903)
Trimestre parto: Jul-Set	-0.007	-2.734	0.005	-0.011**	4.427
	(0.006)	(9.351)	(0.007)	(0.005)	(7.934)
Efectos fijos de Año	si	si	si	si	si
N	17810	17810	17810	17810	17810

* p<0.1, ** p<.05, *** p<.01

Tabla 3. Comparación de coeficientes del control prenatal según método de estimación.

	Sin control por edad gestacional			Controlando por edad gestacional		N
	Bajo peso	Peso RN	Prematuro	Bajo peso	Peso RN	
MCO	-0.034*** (0.004)	66.955*** (8.206)	-0.048*** (0.005)	-0.020*** (0.004)	37.145*** (6.755)	31566
Efectos fijos	-0.038*** (0.006)	83.683*** (9.441)	-0.046*** (0.007)	-0.027*** (0.005)	62.437*** (7.714)	31566
Primeras diferencias	-0.036*** (0.006)	80.605*** (9.669)	-0.044*** (0.007)	-0.025*** (0.005)	59.003*** (8.017)	17808
Desviaciones ortogonales ^a	-0.037*** (0.006)	80.385*** (9.690)	-0.044*** (0.007)	-0.026*** (0.005)	58.955*** (7.959)	17808
Desviaciones ortogonales ^b	-0.034*** (0.010)	100.651*** (17.381)	-0.042*** (0.011)	-0.011 (0.009)	55.555*** (14.107)	4046

Coeficientes de la variable cuidados prenatales adecuados del MSP y errores estándares entre paréntesis

^a Toda la muestra

^b Solo mujeres con primer y segundo parto en el período

Tabla 4. Efectos del control adecuado del embarazo según el Índice de Kessner sobre la salud del neonato

Diferencias ortogonales

	Bajo peso DO	Peso en grs DO	Prematurez DO	Bajo peso DO	Peso en grs DO
Cuidados intermedios	-0.032*** (0.005)	70.299*** (7.890)	-0.068*** (0.006)	-0.012*** (0.005)	32.100*** (6.691)
Cuidados adecuados	-0.054*** (0.008)	141.595*** (13.362)	-0.099*** (0.009)	-0.025*** (0.007)	84.672*** (11.129)
Semanas gestacionales				-0.052*** (0.001)	102.889*** (1.863)

Tabla 5. Efectos de la captación durante el 1er trimestre sobre la salud del neonato

Diferencias ortogonales

	Bajo peso DO	Peso en grs DO	Prematurez DO	Bajo peso DO	Peso en grs DO
Captación 1er trim.	-0.011** (0.005)	28.007*** (8.734)	-0.004 (0.006)	-0.021*** (0.005)	48.629*** (7.194)
Semanas gestacionales				-0.053*** (0.001)	103.892*** (1.833)

Versión Preliminar

Tabla 6. Determinantes del uso de cuidados prenatales

	Cuidados adecuados MSP
	b/se
1 si tiene 16 años o menos	-0.043** (0.019)
1 si tiene entre 17 y 19	-0.020** (0.010)
1 si tiene entre 35 y 39	-0.012 (0.015)
1 si tiene 40 años o más	-0.090*** (0.028)
Unión libre	-0.006 (0.011)
Soltera	-0.038*** (0.013)
Otro estado civil	-0.031 (0.020)
Finalizó primaria	0.015 (0.012)
Finalizó ciclo básico	0.031** (0.015)
Finalizó secundaria	0.027 (0.022)
Fuma	-0.002 (0.009)
Cantidad cigarros x día	0.000 (0.006)
Madre con bajo peso	0.002 (0.013)
Madre con sobrepeso	-0.006 (0.012)
Madre con obesidad	0.032* (0.019)
No reporta peso y talla	-0.030*** (0.006)
Cantidad nacidos muertos	0.097*** (0.018)
Número de abortos previos	0.010 (0.007)
Total nacidos previos	-0.054*** (0.004)
Primer hijo	0.090*** (0.009)
Hipertensión	0.063*** (0.022)

Versión Preliminar

Sin info de hipertensión	0.015 (0.070)
Preeclampsia	-0.002 (0.023)
Sin info de preeclampsia	-0.029 (0.101)
Eclampsia	-0.087 (0.084)
Sin info de eclampsia	0.018 (0.094)

Versión Preliminar

Anexo

Tabla A1: Comparación del 1^{er} parto en mujeres con un solo hijo vs. mujeres con más de un hijo

Cada comparación ajusta por edad de la mujer y por año de nacimiento del niño

	Diferencia mujeres con 1 parto respecto a mujeres con más de 1 parto
Bajo peso al nacer	0.003 (0.005)
Peso recién nacido (en gramos)	11.028 (8.468)
Prematuro	0.002 (0.005)
Cuidados adecuados MSP	0.018*** (0.007)
Cuidados prenatales intermedios Kessner	0.014* (0.007)
Cuidados prenatales adecuados Kessner	0.020*** (0.006)
Estado civil: unión libre	-0.058*** (0.007)
Estado civil: soltera	0.022*** (0.007)
Estado civil: otro	0.002** (0.001)
Educación: no tiene primaria	-0.038*** (0.005)
Educación: completó primaria	-0.062*** (0.007)
Educación: completó ciclo básico	0.084*** (0.006)
Educación: finalizó secundaria	0.016*** (0.003)
Fuma	-0.072*** (0.007)
Cigarros por día	-0.077*** (0.008)
Madre con bajo peso	0.006 (0.004)
Madre con sobrepeso	0.002 (0.004)
Madre obesa	0.001 (0.002)
Sin datos de Ind. De Masa Corporal	-0.018** (0.007)
Número de abortos previos	-0.018***

Versión Preliminar

	(0.006)
Hipertensión	0.000
	(0.002)
Sin datos de hipertensión	0.004
	(0.004)
Preclampsia	0.004
	(0.003)
Sin datos de preclampsia	0.004
	(0.004)
Eclampsia	0.000
	(0.001)
Sin datos de eclampsia	0.004
	(0.004)
Varon	0.007
	(0.007)

* p<0.1, ** p<.05, *** p<.01

Versión Preliminar

Anexo Tabla A2:

Nº partos	Mujeres	Total partos (N FE)	N desviaciones ortogonales y primeras diferencias
2	10591	21,182	10591
3	2434	7,302	4868
4	601	2,404	1803
5	122	610	488
6	11	66	55
7	1	7	6
Total	13757	31571	17811