

---

# Fecundidad e Ingresos en Uruguay

José María Cabrera\*

---

## RESUMEN

En este artículo trato de identificar y estimar el efecto de la fecundidad en los ingresos familiares. La endogeneidad de la decisión de tener un segundo hijo la analizo con una muestra de mellizos en el primer nacimiento (como en Rosenzweig y Wolpin, 1980). La decisión de tener más de 2 hijos la estudio mediante una variable instrumental: la composición por sexos de los 2 primeros hijos es aleatoria y si ambos son del mismo sexo aumenta exógenamente la probabilidad de tener un tercer hijo (como en Angrist y Evans, 1998). Los resultados sugieren que el segundo hijo aumentaría los ingresos totales del hogar, mientras que el ingreso per cápita permanece constante. En el caso del tercer hijo, el efecto parece ser negativo, aunque la estimación no resulta precisa.

## ABSTRACT

In this paper I seek to identify and estimate the causal effect of fertility on family income. I analyze the endogeneity of the decision to have a second child with a sample of twins at first birth (as in Rosenzweig and Wolpin, 1980). And the decision to have a third child is addressed with an instrumental variables technique: the sex composition of the first two children is a random event and if both children are of the same sex, it exogenously increases the likelihood of parents having a third child (as in Angrist and Evans, 1998). The results suggest that the second child would increase total household income, while income per capita remains constant. For the third child, the effect appears to be negative, though the estimation is not precise.

**JEL:** I3, J13, O12.

**Palabras clave:** Fecundidad, ingresos, variables instrumentales, mellizos en el primer nacimiento, composición por sexos de los hijos.

---

\* Universidad de Montevideo - [jm Cabrera@um.edu.uy](mailto:jm Cabrera@um.edu.uy).

Artículo basado en el trabajo de tesis para obtener el título de Master en Economía de la Universidad de Montevideo. Agradezco especialmente a Ana Balsa por su excelente guía, aportes y la lectura atenta de las distintas versiones de este trabajo. También me fueron de mucha utilidad los comentarios de Verónica Amarante, Alejandro Cid, Juan Dubra y Néstor Gandelman. Me beneficié con los aportes de los participantes de las XXVI Jornadas de Economía del Banco Central del Uruguay y de un seminario en Universidad ORT. Los errores y omisiones que puedan existir son de mi exclusiva responsabilidad.

## 1. Introducción

En este trabajo procuro analizar la relación causal que existe entre la cantidad de hijos de una pareja y los ingresos del hogar. Esta relación es ambigua y difícil de identificar. En el estudio de la relación entre cantidad de hijos de un hogar (X) y los ingresos (Y) intervienen muchos factores simultáneos, y los efectos pueden ser ambiguos.

Por un lado, *la cantidad de hijos influye ( $\rightarrow$ ) en los ingresos del hogar*. Con un nuevo hijo, los ingresos per cápita del hogar disminuyen, simplemente por un efecto mecánico (mayor denominador). Además, un hijo más puede hacer que disminuya la participación laboral femenina (entre muchos otros ver: Angrist y Evans (1998) para Estados Unidos, o Cruces y Galiani (2005) para Argentina y México) y por este canal disminuyen los ingresos del hogar. Pero también se podría pensar en un efecto de signo opuesto: la existencia de un hijo en el hogar puede ser un factor que cause un aumento de los ingresos. Este aumento se puede dar, por ejemplo, a través de un cambio en la actitud o responsabilidad del padre, que al tener un hijo es probable que se esfuerce más por conservar su trabajo, progresar en él, disminuir conductas riesgosas, etc<sup>1</sup>. Lundberg y Rose (2002) encuentran que la paternidad aumenta significativamente el salario por hora y las horas trabajadas anuales para los hombres. Asimismo, Lundberg y Rose (2000) muestran que en aquellos hogares en que la esposa experimentó una interrupción en su empleo debido a un nuevo hijo, el padre aumenta tanto las horas trabajadas como su salario. Gronau (1977) reporta resultados que sugieren que el marido aumenta el esfuerzo laboral como respuesta a un aumento en el tamaño de la familia. Por referencias sociológicas ver Harrington et. al. (2010), Augustine, Nelson y Edin (2009).

Por otra parte, *los ingresos influyen en la cantidad de hijos ( $\leftarrow$ )*. Se podría pensar que una familia tiene un hijo más si sus ingresos lo permiten, *ceteris paribus*. Si se considera que los hijos son un “bien normal”, mayor será la probabilidad de tener un hijo si los ingresos son mayores (Becker 1960; Cohen, Dehejia, Romanov 2007; Black et. al. 2009). Otro argumento en esta línea es que en Estados Unidos existió, durante las décadas de los 90 y la actual, una tendencia a que mujeres con alta educación (y por tanto, con mayores ingresos) abandonen la vida laboral para dedicarse a formar una familia, aumentando la fecundidad (Shang y Weinberg 2009). En Uruguay, Amarante y Perazzo (2011) muestran que a mayores ingresos no laborales del jefe de hogar, mayor es la cantidad de hijos en el hogar. En el sentido opuesto, se puede postular que mayores ingresos están asociados a menos hijos: podemos considerar que el costo de oportunidad del tiempo es mayor para mujeres con mayores ingresos, por lo que fecundidad y los ingresos estarían negativamente correlacionados (Jones, Schoonbroodt and Tertilt 2008).

Además de la indeterminación a priori del signo del efecto, la relación Ingresos  $\rightarrow$  Cantidad de hijos implica la presencia de causalidad reversa en la regresión de la fecundidad sobre los ingresos, lo que es una fuente de endogeneidad en las estimaciones.

En tercer lugar, el investigador que analiza esta relación no cuenta con toda la información sobre las personas. Existen factores no observados, como la responsabilidad (o irresponsabilidad) de los padres, que pueden incidir al mismo tiempo en los ingresos del hogar y en la decisión de tener un nuevo hijo. Cuando se omiten estos factores inobservables, los coeficientes estimados en una regresión son inconsistentes.

Por los motivos antes expuestos, las relaciones causales son en general difíciles de establecer. Para analizar la relación de causalidad entre cantidad de hijos e ingresos, se podría pensar en un hipotético experimento: asignarle a cada hogar un hijo más de forma aleatoria (no correlacionada con otros determinantes del ingreso del hogar). Pero un experimento de este tipo obviamente no es viable. Sin embargo, en algunos casos la naturaleza brinda una asignación aleatoria de un hijo más al hogar: el nacimiento de mellizos<sup>2</sup>. En este trabajo, siguiendo a Rosenzweig y Wolpin (1980a,b), utilizaré la

1. Para referencias anecdóticas, ver el artículo del diario El País: “Ser padre suma al CV de los trabajadores hombres” 13 de agosto de 2010 [http://www.elpais.com.uy/Suple/Empresario/10/08/13/elempre\\_507700.asp](http://www.elpais.com.uy/Suple/Empresario/10/08/13/elempre_507700.asp)

2. En la literatura se habla en general de mellizos (“twins”), sin entrar en precisiones sobre si son gemelos (“monozygotic twins” o “identical twins”) o mellizos (“dizygotic twins” o “fraternal twins”). A los efectos de este estudio, es indistinto el uso de unos y otros ya que ambos implican el mismo salto exógeno en la cantidad de hijos.

presencia de mellizos en el primer nacimiento como un shock exógeno (y en este caso no-anticipado) para pasar de 1 a 2 hijos en el hogar<sup>3</sup>.

El resultado de este análisis sugiere que el segundo hijo está asociado a un aumento en los ingresos totales del hogar promedio (estimado en torno al 15-20%). Pero este aumento en los ingresos totales no es suficiente para mejorar el bienestar económico del hogar, ya que no existe un efecto sobre los ingresos per cápita. Por tanto, el segundo hijo parece causar un aumento de los ingresos suficiente como para mantener el nivel per cápita de ingresos del hogar incambiado.

También estimo el efecto de pasar de 2 a 3 o más hijos en el hogar. Para esto, utilizo una metodología distinta, ya que en la base de datos sólo es posible identificar mellizos en el primer nacimiento. Para estimar el salto de 2 a 3 o más hijos, empleo la composición por sexos de los primeros 2 hijos de la pareja, como variable instrumental (Angrist y Evans 1998). La estimación por variables instrumentales para determinar la relación de causalidad entre la "cantidad de hijos" (X) y los "ingresos del hogar" (Y) consiste en encontrar una tercer variable, el instrumento (Z), que esté correlacionada con la variable endógena "cantidad de hijos" (X) y que no esté relacionada directamente con los ingresos (variable dependiente Y), salvo a través de su relación con la cantidad de hijos. El instrumento en este caso consiste en la composición por sexos de los 2 primeros hijos. Dado que el sexo de un hijo es básicamente aleatorio, se puede argumentar que la composición por sexos de los primeros dos hijos no está correlacionada directamente con el ingreso del hogar. Por otra parte, esta variable instrumental -que llamaremos "mismo sexo"- tiene una relación directa con la cantidad de hijos: si los dos primeros hijos son del mismo sexo (dos varones o dos mujeres) aumenta la probabilidad de tener un tercer hijo. De esta forma, la variable "mismo sexo" puede ser un instrumento para estimar la relación causal entre la fecundidad (tamaño de la familia) y el ingreso del hogar.

En esta investigación encuentro que si los 2 primeros hijos son del mismo sexo, aumenta la probabilidad de tener un tercer hijo en un 3.7% para toda la muestra, y en un 5.2% para las mujeres casadas. El efecto de este aumento en el tamaño de la familia sobre los ingresos es negativo, aunque no se puede estimar con precisión (el coeficiente estimado no es estadísticamente distinto de cero).

Una literatura relacionada con este trabajo, que en general emplea esta metodología, es aquella que postula que puede existir una relación entre cantidad y calidad de los hijos, medida la calidad de diversas maneras (principalmente como años de educación). Al menos desde Becker (1960)<sup>4</sup> se ha establecido que podría existir un trade-off entre la cantidad de hijos y su calidad. Sin embargo, la evidencia en cuanto al efecto de la cantidad de hijos sobre diversas variables no es concluyente. Black, Devereux y Salvanes (2005), Angrist, Lavy y Schlosser (2010), Aslund y Grönqvist (2010), Qian (2009) no encuentran en general efectos negativos significativos del tamaño de la familia en los logros académicos de largo plazo o en el mercado de trabajo (trabajando con datos de Noruega, Israel, Suecia y China, respectivamente), como sugeriría la teoría de la cantidad vs. calidad. En cambio, Rosenzweig y Wolpin (1980a), Lee (2008) o Rosenzweig y Zhang (2009), entre otros, encuentran efectos negativos de la cantidad de hijos sobre el progreso escolar (para India, Corea del Sur y China, respectivamente). Mogstad y Wiswall (2011), levantan los supuestos de linealidad en las estimaciones anteriores, y plantean que la relación entre cantidad de hijos y su calidad (educación) presentan la forma de una U invertida: existe un trade-off entre cantidad de hijos y su calidad para las familias grandes, pero complementariedades entre cantidad y calidad para las familias chicas, donde un hijo adicional tiene un (fuerte) efecto positivo.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección 2 presento la base de datos y estadísticas descriptivas. El análisis del efecto de pasar de 1 a 2 hijos lo realizo en la sección 3.a y el efecto de pasar de 2 a 3 o más en la sección 3.b. En cada una de esas secciones analizo también los canales por los que se pueden producir los efectos. En la sección 4 realizo variaciones y controles, para concluir en la sección 5.

3. Haré referencia a mellizos en primer embarazo, aunque más propiamente debería ser mellizos en el primer parto, o mellizos en el primer nacimiento vivo.

4. Y especialmente en Becker y Lewis (1973) y Becker y Tomes (1976).

## 2. Datos y estadísticas descriptivas

La información que utilizo para esta investigación surge de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada 2006 (del Instituto Nacional de Estadísticas de Uruguay), que permite identificar exactamente cada madre con sus hijos, detectar algunos casos de mellizos en el primer nacimiento, así como contar con información sobre ingresos de los hogares, que no está disponible en información de censos. Esta encuesta muestrea aproximadamente 257.000 personas en 85.317 hogares y cuenta con una tasa de respuesta del 98.6%.

Construyo 2 categorías de ingresos del hogar: laborales y totales. En los ingresos laborales incluyo los ingresos de la ocupación principal y secundaria de los trabajadores dependientes, y los ingresos de los trabajadores por cuenta propia. Los ingresos laborales están compuestos por dos componentes: la participación laboral y el salario por hora. En los ingresos totales incluyo los laborales, las jubilaciones y pensiones que recibe algún integrante del hogar, ingresos por asignaciones familiares, hogar constituido, ingreso ciudadano del Panes y otras ayudas del Estado. También incluyo remesas, alquileres que reciben los hogares y valor locativo, entre otros. No incluye ingresos extraordinarios ni aguinaldos ni pagos atrasados. Para ambas variables, "ingresos laborales" e "ingresos totales" construyo la sumatoria para los integrantes del hogar. No incluyo los eventuales ingresos de los hijos. Los valores están expresados en pesos de enero de 2006<sup>5</sup>. El objetivo al utilizar la variable "ingresos laborales" es ver únicamente el posible cambio en la remuneración y en el esfuerzo laboral que se puede atribuir a la presencia de un nuevo hijo. La variable "ingresos totales", por otra parte, es más apropiada para analizar la relación entre cantidad de hijos y pobreza.

Las variables de ingreso las considero en términos del total del hogar y en términos per cápita<sup>6</sup>. Para expresar en términos per cápita considero en primera instancia la metodología habitual de la OECD (2009), que consiste en utilizar como denominador la raíz cuadrada del número de integrantes del hogar (sin servicio doméstico), para considerar la existencia de economías de escala en la producción de servicios del hogar<sup>7</sup>.

Trabajo sólo con mujeres que sean jefas de hogar, esposas o compañeras. Elimino por tanto las madres que viven con sus padres (p.ej, madres adolescentes). También elimino madres cuyo hijo mayor que viva con ella tenga más de 25 años de edad (porque a partir de esta edad, al terminar los estudios universitarios, es más probable que construyan otro hogar<sup>8</sup>). Realizo otros ajustes menores a la base<sup>9</sup>.

A cada madre le asigno exclusivamente los hijos propios (hijos de ella con su pareja actual y otros hijos propios) y no le asigno aquellos niños que viven en el hogar que son hijos sólo de su pareja. Esto constituye una mejora frente a Angrist y Evans (1998) porque tengo la posibilidad de identificar exactamente cada hijo y asignarlo a su madre. De esta forma, elimino aquellos hogares en los que los hijos que viven allí corresponden únicamente al padre. Otro dato relevante es que cuento con información retrospectiva sobre cuántos hijos nacidos vivos tuvo cada madre, cuántos de ellos viven en el hogar, cuántos fallecieron y cuántos viven en otros hogares<sup>10</sup>.

Por último, en el caso de la metodología de composición por sexos, para poder asignar las características de cada hijo (principalmente el sexo) a cada madre, mantengo sólo aquellas madres que viven con todos sus hijos en el hogar (madres con hijos fallecidos, viviendo en el extranjero o en otro hogar

5. Elimino luego una pocas observaciones con ingresos totales negativos en el mes.

6. En general, al hacer referencia a valores per cápita las metodologías implican considerar escalas de adulto equivalente.

7. Es plausible suponer que la tecnología para transformar los ingresos en consumo y bienestar no exhiba rendimientos constantes a escala, sino decrecientes: un hogar de tres personas no necesita tres veces más metros cuadrados, electrodomésticos, electricidad, etc., que un hogar de una persona. En la sección 4 se analizan variaciones con la escala de equivalencia.

8. De no hacer un corte por edad, aumenta el riesgo de generar una muestra sesgada con madres que todavía viven con sus hijos mayores de 25 años, que a su vez pueden ser ellos generadores de ingresos del hogar (aunque incluí los eventuales ingresos de los hijos en la variable dependiente). En la sección 5 se realizarán otros cortes por edad, como mecanismo de control.

9. Elimino posibles inconsistencias, como por ejemplo más hijos propios viviendo en el hogar que hijos nacidos vivos o edad de primer embarazo menor a 9 años. También elimino observaciones atípicas (outliers); a estos efectos considero hasta siete hijos viviendo en el hogar (elimino 0.1% de las observaciones luego de las anteriores modificaciones).

10. Angrist y Evans restringen la muestra a mujeres entre 21 y 35 años de edad, con hijos menores a 18 años porque a partir de esa edad es más probable que abandonen el hogar (al menos en EEUU). Nosotros utilizaremos como corte la edad de 25 años. En la muestra el 80% de los jóvenes entre 18 y 25 años no han formado un nuevo hogar (jefes de hogar o esposo/compañero).

fueron descartadas).

En el caso de la estimación con mellizos, trabajo con mujeres entre 14 y 49 años de edad, porque es para quienes está formulada la pregunta que permite identificar los mellizos en el primer (y único) nacimiento<sup>11</sup>. A través de la encuesta ENHA2006 es posible identificar 174 nacimientos múltiples en el primer nacimiento. De esos, 6 son trillizos, por lo que los elimino. Con los criterios de armado de la muestra (únicamente madres que sean jefes de hogar o esposas/compañeras, hijos hasta 25 años, etc.) elimino otros 39 pares de mellizos; tampoco utilizo 3 observaciones en que falleció alguno de los mellizos (no conozco cuándo falleció, si en el parto o después, por lo que puede no haber sido un aumento real en el tamaño del hogar). Si bien 126 podrían parecer pocos casos, resultaron suficientes para realizar estimaciones consistentes<sup>12</sup>.

Estimaré el pasaje de 1 a 2 hijos y el pasaje de 2 a 3 o más hijos. Si bien estas metodologías (“mellizos en el primer nacimiento” y “composición por sexos” respectivamente) permiten estimar sólo en dos puntos de la distribución de la cantidad de hijos, son intervalos relevantes, dado que la mayoría de las mujeres tienen al menos un hijo durante su vida. Considerando las mujeres de más de 14 años que son jefas de hogar, esposas o compañeras, el 12% no tiene hijos, el 19% tiene 1 hijo, el 30% tiene 2 hijos, el 18% 3 hijos y el 20% tiene 4 o más, siendo el promedio 2.5 hijos.

La Tabla 1 presenta una visión general de las principales variables a analizar, según la cantidad de hijos en el hogar.

**Tabla 1 - Estadísticas Descriptivas - variable dependiente**

	A	B	C	D
	Mujeres con 1 hijo	Mujeres con 2 hijos	Mujeres con 3 o más hijos	Mujeres con 2 o más hijos
Ingresos totales del hogar	14,616 (13,111)	17,342 (17,049)	16,062 (18,622)	16,819 (17,720)
Ingresos totales del hogar per cápita	8,477 (7,524)	8,661 (8,375)	6,898 (8,065)	7,940 (8,295)
Ingresos laborales del hogar	11,444 (12,093)	13,595 (15,257)	11,687 (16,291)	12,815 (15,715)
Ingresos laborales per cápita	6,606 (6,926)	6,770 (7,484)	5,024 (7,031)	6,056 (7,352)

Notas: Ingresos expresados en pesos uruguayos de enero de 2006 (1 peso = 24.2 usd). Sólo considero mujeres con todos sus hijos nacidos vivos viviendo actualmente en el hogar. Hijo mayor debe ser menor a 25 años de edad. Considero mujeres que sean jefas de hogar, esposas o compañeras del jefe de hogar (ej. madres adolescentes viviendo con sus padres no están consideradas). Ajustes menores a la base están documentados en el texto.

Desvíos estándar entre paréntesis.

El ingreso medio de los hogares de la muestra es de \$14.616 para mujeres con 1 hijo (columna A), \$17.342 para mujeres con 2 hijos (columna B) y \$16.062 para mujeres con 3 o más hijos (columna C). Los ingresos exclusivamente laborales siguen el mismo patrón: son mayores para las mujeres con 2 hijos, siguen las que tienen 3 o más y por último las que tienen sólo 1 hijo presentan los menores ingresos del grupo. Los ingresos laborales representan aproximadamente el 77% de los ingresos to-

11. Madres cuyo primer y último hijo tengan el mismo mes y año de nacimiento. Otra opción hubiera sido como en Ponczek y Portela (2011) en que denominan mellizos a los hijos que tienen la misma edad (aunque no tienen el día ni mes de nacimiento). De esta forma podría haber obtenido “mellizos” que en realidad fueran hermanos con intervalo de nacimiento entre 9 y 12 meses que serían mal clasificados como mellizos, lo que es más probable en familias que espacian menos sus hijos, en general de menos ingresos. De haber optado por esta posibilidad para identificar “mellizos”, podría haber utilizado nacimientos múltiples en el segundo o tercer embarazo, y también no tener que restringir los mellizos en el primer embarazo a mujeres que no tuvieron más hijos.

12. No es necesario contar con un número muy grande de mellizos para poder extraer conclusiones interesantes. A modo de ejemplo, Rosenzweig y Wolpin (1980a) usan 25 pares de mellizos (25 madres) en India para estimar la relación entre el tamaño de la familia y el progreso escolar; y Rosenzweig y Wolpin (1980b) usa 87 pares de mellizos en el primer embarazo para estimar el efecto de la fecundidad sobre la oferta laboral. En el famoso estudio sobre la estimación de retornos a la educación, Ashenfelter y Krueger (1994) utilizan 149 parejas de gemelos (“identical twins”) y 46 parejas de mellizos (“fraternal twins”).

tales. En términos per cápita, los hogares con 3 o más hijos son los que presentan menores ingresos totales, con un promedio de \$6.898 per cápita; esto es un 19% menos que los hogares con 1 hijo y un 20% menos que los hogares con 2 hijos.

Las variables explicativas serán analizadas con detalle cuando explique cada una de las metodologías a emplear, en los apartados que siguen.

### 3. Fecundidad e Ingresos: Resultados

#### a. Mellizos en el Primer Nacimiento (MPN): 1 vs. 2 hijos

El nacimiento de mellizos permite evaluar el efecto marginal de un hijo adicional en el hogar. La variable “mellizos en el primer nacimiento” (MPN) se aproxima a un experimento en el cual algunas mujeres son seleccionadas para recibir el “tratamiento” de un hijo extra y otras no, con independencia de características que puedan estar correlacionadas con la variable de estudio. Una limitación de esta metodología es que no permite comparar el cambio de 0 a 1 hijo.

Un procedimiento de estimación similar al que utilizo en este trabajo, basado en la presencia de mellizos en el primer nacimiento (y no en ordenes de paridad mayores), es empleado por ejemplo en Rosenzweig y Wolpin (1980b) para ver el impacto de fecundidad en la oferta laboral femenina, en Bronars y Grogger (1994) para ver el efecto de la fecundidad no planeada de madres solteras en la participación laboral y pobreza, o en Jacobsen, Wishart y Rosenbloom (1999) para ver el efecto causal de un hijo no planificado en la oferta laboral y los ingresos.

El grupo de “tratamiento” son mujeres que tuvieron mellizos en el primer nacimiento (y después no tuvieron más hijos); mientras que el grupo de control son mujeres que tuvieron un solo hijo en su primer nacimiento (y después no tuvieron más hijos)<sup>13</sup>. La estrategia por tanto está caracterizada por comparar mujeres que solo tuvieron 1 hijo con mujeres que tuvieron mellizos en el primer nacimiento. La estrategia más usual para construir las muestras es no limitar el tamaño final de la familia (en este caso a 1 hijo, salvo que sean mellizos), y comparar mujeres con mellizos con mujeres que no tuvieron mellizos, sin importar el tamaño final de la familia, bajo el argumento de que la presencia de mellizos aumentará exógenamente el número óptimo de hijos que la mujer tiene frente a lo que hubiera deseado tener ex-ante. Sin embargo, esta hipótesis puede no verificarse y por tanto la presencia de mellizos alteraría el espaciamiento temporal de los nacimientos pero no el tamaño final de la familia, principalmente si los mellizos son el primer nacimiento (ya que si son en un orden mayor es más probable que altere el tamaño final de la familia). Por este motivo, el uso de mellizos con tamaño final variable de la familia tal vez identifique el efecto del espaciamiento temporal de los nacimientos, y no un efecto auténtico de la mayor fecundidad. La estrategia que empleo no está afectada por la crítica de que la presencia de mellizos afecta el timing del nacimiento de los hijos, pero no constituye una variación realmente exógena en el tamaño de la familia, sino en su evolución temporal (*birth spacing*). Rosenzweig y Wolpin (2000) señalan que una vez que se considera todo el período fértil, y principalmente para el caso de madres que tuvieron su primer hijo antes de los 34 años, el tamaño final de la familia es similar entre madres con mellizos en el primer nacimiento y el resto<sup>14</sup>. La estrategia que empleo implica comparar directamente la presencia (exógena) de un hijo adicional en el hogar, y sirve para evaluar directamente el pasaje de 1 a 2 hijos<sup>15</sup>.

13. Por la forma en que están redactadas las preguntas en ENHA2006 sólo es posible detectar exactamente la presencia de mellizos en el primer embarazo y no en otros intervalos de la distribución. Más aún, puedo detectar mellizos en el primer y único nacimiento (mujeres que no han tenido un tercer hijo).

14. Rosenzweig y Wolpin (2000) continúan señalando que “this rather small difference in completed family size leads to two important conclusions: (i) that contraceptive adjustment costs are small and (ii) That the twins first experiment would seem to correspond mainly to a difference in the timing of births, i.e., having one additional child at an earlier age offset by having one less child over the remaining fecund period. Bronars and Grogger (1994) and Jacobsen, Pearce, and Rosenbloom (1999) use 1970 and 1980 Census data and thus have larger first-birth twins samples. Using true cohorts, they find a similar attenuation in total births over the ten year period subsequent to the birth.” Asimismo, Rosenzweig y Wolpin (1980b) indican que “the incidence of twins in the first birth substantially alters the life-cycle pattern of fertility but has only negligible impact on completed family size”.

15. Como quiero observar el aumento exógeno de 1 a 2 hijos en el hogar, había eliminado también aquellas observaciones en que en el hogar viven hijos que no son de la mujer (sino de su pareja).

Si la presencia de mellizos en el hogar fuera un evento totalmente aleatorio, entonces la relación de causalidad entre cantidad de hijos e ingresos podría ser estimada mediante un test de medias entre el grupo “tratado” con un hijo más (mellizos) y el grupo de “control”. Sin embargo, existen factores que hacen que aumente la probabilidad de tener mellizos, principalmente la raza y la edad en el primer nacimiento<sup>16</sup>. También dependen de la utilización de tratamientos de fertilidad<sup>17</sup>.

La probabilidad de tener mellizos también aumenta con el número de hijos nacidos vivos (Rosenzweig y Wolpin 1980a), pero en este trabajo no es relevante porque analizo exclusivamente el primer nacimiento.

Para esas variables demográficas, en la Tabla 2 realizo un test de medias (con una regresión MCO con errores robustos) comparando aquellas mujeres que tuvieron mellizos en el primer nacimiento frente a las que no lo tuvieron. Las mujeres con MPN en la muestra tienen, en promedio, 3 años más de edad y la diferencia es estadísticamente significativa al 99%. También son mujeres de mayor edad en el primer nacimiento. La raza, sin embargo, no tiene un papel significativo en la muestra.

**Tabla 2 - Diferencia en medias para Variables Demográficas (para mellizos en primer nacimiento)**

Variable	Sin mellizos en primer nacimiento	Con mellizos en primer nacimiento	Diferencia
Edad	33.34 (0.09)	36.47 (0.61)	-3.13 (0.61) ***
Edad en primer nacimiento	25.13 (0.06)	27.02 (0.48)	-1.89 (0.48) ***
Raza negra	0.07 (0.00)	0.07 (0.02)	0.00 (0.02)
	9.71 (0.04)	10.50 (0.34)	-0.79 (0.35)

Para mujeres con 1 hijo, o con mellizos en primer nacimiento. Edad [14,49].

Tamaño de muestra: 8,112 observaciones. Datos de ENHA2006.

Errores estándar entre paréntesis.

\*, \*\*, y \*\*\* denotan diferencias estadísticamente distintas de cero al 90, 95 y 99%.

Incluiré como controles en las estimaciones la edad y la edad del primer nacimiento<sup>18</sup> (y no la raza, ya que no existen diferencias significativas en la probabilidad de tener mellizos de acuerdo a esta variable). Por tanto, puedo suponer que la presencia de mellizos, neta de estas variables de control, está incorrelacionada con el término de error, y por tanto una regresión MCO será consistente. Procederé a estimar la relación entre cantidad de hijos y los ingresos del hogar con la siguiente ecuación:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta Mellizo1erNac_i + Edad_i' \delta + \gamma_1 Edad1erNac_i + \gamma_2 Edad1erNac_i^2 + \varepsilon_i \quad [1.0]$$

Donde  $Y_i$  son los ingresos totales del hogar  $i$  (en términos absolutos o per cápita), en logaritmos para permitir efectos no lineales;  $Mellizo1erNac_i$  es un indicador que toma el valor de 1 si la mujer tuvo mellizos en su primer parto;  $Edad_i$  es un vector que contiene un set completo de variables dummy por edad<sup>19</sup>,  $Edad1erNac_i$  es la del primer nacimiento, y  $\varepsilon_i$  es el término de error cumple las propiedades clásicas.

16. Ver Rosen y Wolpin (1980b), Angrist y Evans (1998) y Jacobsen et. al. (2001).

17. Este punto se tratará detalladamente en una sección específica.

18. La edad en el primer nacimiento se calcula como edad de la madre – edad del hijo. Como utilizo también algunas observaciones en que la madre ya no vive con alguno de sus hijos, en estos casos no tengo la edad del hijo mayor. Por esto, imputo ese valor con la fórmula “edad de la madre – año encuesta + año en que nació el primer hijo” (no la utilizo en el caso general ya que tiene más ruido porque hay más sumandos en los que la fecha está en años y no en meses).

19. Incluyo un set de variables dummy para la edad, en lugar de la edad en años y su cuadrado, para permitir una forma funcional más flexible. También para poder capturar en cierta medida las tendencias del número de mellizos y de los ingresos a lo largo de los años de la muestra. Los resultados con variables dummy por cohorte son similares

La comparación se realiza entre 7.986 mujeres que en su primer nacimiento tuvieron 1 hijo y 126 mujeres que en su primer nacimiento tuvieron 2 hijos.

**Tabla 3- Estimación del efecto del segundo hijo en los ingresos  
(metodología de mellizos en primer nacimiento)**

Variable dependiente: Ingresos en logaritmos						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ingresos Totales			Ingresos Totales per cápita		
Mellizos1erNac	0.336*** [0.064]	0.228*** [0.060]	0.193*** [0.050]	0.217*** [0.062]	0.104* [0.059]	0.069 [0.050]
Educación			0.086*** [0.002]			0.088*** [0.002]
Controles	NO	SI	SI	NO	SI	SI
Observaciones	8,112	8,112	8,112	8,110	8,110	8,110
R2	0.004	0.152	0.323	0.002	0.159	0.345

Controles: un set completo de variables dummy por edad, edad en el primer nacimiento y su cuadrado.

\*, \*\*, y \*\*\* coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Errores estándar robustos entre paréntesis.

El impacto del segundo hijo sobre los ingresos agregados del hogar es positivo y significativo. En las columnas 1 y 4 de la Tabla 3 muestro las regresiones sin controles, simplemente como referencia. Los coeficientes disminuyen al incluir controles. En el caso de los ingresos totales del hogar, el aumento causado por ese segundo hijo es de un 26%<sup>20</sup> (columna 1 de la Tabla 3), incluyendo controles aunque sin considerar todavía el efecto de los años de educación. Sin embargo, cuando considero las variables en términos per cápita, con controles, puedo decir que si bien el signo es positivo (y del entorno de un 8-11%), el efecto no es significativamente distinto de cero al 5%.

Una nota de preocupación surge al detectar que en la muestra las madres con mellizos tienen 0.79 años más de educación que de las madres sin mellizos (e.e 0.35,  $t=2.29$ ). Si bien los 2 grupos de madres son distintos en este aspecto, la diferencia en educación entre madres con y sin mellizos no es atribuible únicamente a posibles tratamientos de fertilización (analizados más adelante). En efecto, ocurre que las mujeres con mayor educación tienen sus hijos más tarde, y por tanto tienen mayor probabilidad de tener mellizos (porque, biológicamente, existe mayor probabilidad de mellizos a mayor edad<sup>21</sup>).

En este sentido, Angrist y Evans (1998) muestran que las madres con más años de educación tienen más probabilidad de mellizos (incluso antes que existieran tratamientos generalizados de fertilización ya que utilizan nacimientos hasta 1980). La explicación que brindan a este fenómeno es que, probablemente, las madres de mayor educación tienen hijos a mayor edad, lo que también puede estar ocurriendo en la muestra, y este hecho puede explicar parte de la relación positiva entre mellizos y educación.

Al estar correlacionada la presencia de mellizos con la educación de las madres, incluiré la educación entre las variables explicativas, para que los mellizos sean ortogonales al término de error. No había incluido la educación entre los regresores originales porque también puede ser endógena con relación a los ingresos. Podemos suponer que si el canal por el que se produce el efecto del tamaño de la familia en los ingresos es por la variable omitida "tratamientos de fertilización" (o sesgo de selección de las madres en el tratamiento), al incluir esa variable debería disminuir o desaparecer el efecto de los mellizos en el ingreso, encontrado en la sección anterior. En efecto, si las mujeres con más ingresos son las que acceden a tratamientos de fertilización que están asociados a mayor probabilidad de mellizos, entonces parte del efecto positivo de los mellizos sobre los ingresos en realidad se debe a que son mujeres con mayores recursos económicos las que tuvieron mellizos. Pero aun controlando por la educación, que es un fuerte predictor de los ingresos, los mellizos en primer nacimiento están asociados a un 21% más de ingresos totales en el hogar (coeficiente de 0.193 en la columna 3 de la Tabla 3). Los valores per cápita, si bien tienen coeficiente positivo, no son significativamente distintos

20. Como la variable dependiente está en logaritmos, hay que hacer una pequeña transformación para interpretar el coeficiente. La diferencia entre la aproximación logarítmica y lineal es menor cuanto menor el coeficiente.

21. Waterhouse, John A. H. "Twinning in Twin Pedigrees." *British Journal of Social Medicine*, October 1950, citado en Angrist y Evans (1998).

de cero, como ocurría antes. Al incluir la educación, la estimación se hace más precisa, y los errores estándar de la variable Mellizos en el primer Nacimiento se reducen. Por su parte, cada año más de educación está asociado a un 9% más de ingresos totales del hogar, tanto en términos agregados como per cápita.

### Tratamientos de fertilización

Cuando se trabaja con muestras de mellizos, sobre todo con nacimientos en las últimas décadas, un desafío que se presenta es el posible efecto que puedan tener los tratamientos de reproducción asistida, que hacen que aumente el número de nacimientos de mellizos y por tanto no estén distribuidos aleatoriamente en la población (sujeto a diferencias biológicas de las madres como la edad). En el presente contexto, puede representar un problema si los hogares que tienen mellizos son los que tienen más ingresos, y por tanto pueden financiar con más facilidad estos tratamientos. Si este fuera el caso, existe esa variable inobservada que está asociada a una mayor probabilidad de mellizos y también a mayores ingresos, y estaría confundiendo el efecto causal del tamaño de la familia sobre los ingresos. Si bien la tendencia de la tasa de mellizos en la muestra que utilizo no es creciente, como podría esperarse, la ECH puede no tener el poder estadístico necesario para detectar significativamente cambios en la cantidad de mellizos (no está diseñada para esto)<sup>22</sup>.

Un test que puedo hacer es considerar que si los nacimientos de mellizos en la muestra están determinados por los tratamientos de fertilidad, entonces esperaríamos que las mujeres casadas presenten una mayor probabilidad de tratamientos de fertilidad, y por consiguiente de mellizos, que las madres solteras. Sin embargo, no hay diferencias estadísticamente significativas al comparar la probabilidad de mellizos entre las mujeres casadas y solteras (en una regresión controlando por edad).

Aun sin poder descartar completamente el posible sesgo de los tratamientos de fertilización, trataré de minimizar este efecto con otra técnica de estimación. La técnica MCO empleada en la Tabla 3 considera el efecto promedio de los hijos sobre los ingresos. Parte de los resultados sobre la media pueden estar determinados por la población de nivel socioeconómico más alto (que es la que tiene mayor capacidad para financiar eventuales tratamientos de fertilización, o presentar mayor probabilidad de mellizos por tener los hijos a una edad más avanzada). Por esta razón, como control adicional, presento los resultados sobre la **mediana** que es una medida más robusta que la media a los valores extremos de los ingresos<sup>23</sup>. A estos efectos, utilizo como comparación regresiones cuantílicas, y me focalizo en el cuantil 0.5 (la mediana) de la distribución de los ingresos<sup>24</sup>. Los resultados (columna 2 de Tabla 4), muestran que el efecto del segundo hijo sobre los ingresos presentado anteriormente permanece significativo, aunque de menor magnitud. En el caso de los ingresos totales, el efecto es de un 15% frente a un 21% reportado anteriormente, y en el caso de los ingresos per cápita, el coeficiente positivo no es estadísticamente distinto de cero. Al considerar otros puntos de la distribución de los ingresos, en particular el cuantil 0.25 y 0.75, el efecto es un 24% y un 20%, respectivamente, aunque no puedo rechazar la igualdad de los coeficientes. De todas formas, estos resultados muestran que el efecto positivo del segundo hijo es mayor para los hogares de menores ingresos (aquellos con una menor capacidad de financiar tratamientos de fertilización). Este último resultado se puede explicar si los hogares de menores ingresos (algunos de los cuales serán parejas jóvenes) tienen una mayor capacidad relativa de aumentar sus ingresos, frente a aquellos hogares que ya tienen ingresos altos.

22. No conozco estadísticas publicadas para Uruguay de fertilización asistida y de nacimientos de mellizos por estas técnicas. Un ejercicio con los datos del Sistema de Información Perinatal del Pereira Rosell muestra que en esa población la presencia de mellizos aumentó de 2% a 3%, entre 1995 y 2008. Dado que constituyen un grupo de madres de menores ingresos, y que es poco probable que accedan a tratamientos de fertilización, es de esperar que el aumento de los mellizos en el total de la población sea mayor y no lo esté detectando con la ECH.

23. En la sección 5 se presentará también el análisis con un índice de riqueza relativa, que también puede ser más robusto a valores extremos de los ingresos (donde puede haber mayor sub-declaración).

24. La regresión cuantílica, además de permitir estimar el efecto de los regresores en distintos puntos de la distribución de los ingresos y por tanto tener una visión más completa de los datos, tiene el atractivo de ser más robusta que la regresión de la media a los outliers, como hemos dicho, y también que es un modelo semiparamétrico en el sentido que no impone supuestos paramétricos sobre la distribución de los errores

**Tabla 4 - Estimación por regresión cuantílica  
del efecto del segundo hijo en los ingresos**

	Variable dependiente: Ingresos en logaritmos					
	(1) (2) (3)			(4) (5) (6)		
	Ingresos Totales			Ingresos Totales per cápita		
	q25	q50	q75	q25	q50	q75
Mellizos1erNac	0.218*** (0.065)	0.138** (0.063)	0.181*** (0.069)	0.084 (0.063)	0.014 (0.061)	0.054 (0.070)
Observaciones	8,112	8,112	8,112	8,110	8,110	8,110
R2	0.004	0.152	0.323	0.002	0.159	0.345

CONTROLES: un set completo de variables dummy por edad, edad en el primer nacimiento y su cuadrado y educación.

\*, \*\*, y \*\*\* coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Errores estándar por bootstrap con 400 replicaciones, entre paréntesis.

El panorama general que brinda el análisis de las secciones precedentes es que el segundo hijo conlleva un aumento de los ingresos del hogar. Este incremento está estimado en torno al 15-20% para los ingresos totales en un hogar promedio, y es mayor para los hogares de menores ingresos. Pero los aumentos en el ingreso total no son suficientes para mejorar el bienestar económico del hogar, ya que no existe un efecto sobre los ingresos per cápita<sup>25</sup>. Por tanto, el segundo hijo parece causar un aumento de los ingresos suficiente como para mantener el nivel per cápita de ingresos del hogar incambiado.

### Posibles canales

En esta sección investigo a través de qué canales se producen los efectos descritos en la sección anterior. Los canales que analizaré son: participación laboral femenina<sup>26</sup>, ingresos laborales, otros ingresos del hogar, horas trabajadas (para las que trabajan) y salario por hora. Analizo los ingresos, horas y salario tanto de la mujer como eventualmente de su pareja. En todos los casos, son regresiones de la forma:

$$Canal_i = \alpha + \beta Mellizo1erNac_i + Edad_i \delta + \gamma_1 Edad1erNac_i + \gamma_2 Edad1erNac_i^2 + \gamma_3 Educación_i + \varepsilon_i$$

La Tabla 5 muestra los resultados para cada uno de los 8 canales.

**Tabla 5 - Canales - 1 vs 2 hijos  
Mellizos en Primer Nacimiento**

	coef [se]
<b>Efecto de Mellizos en 1er Nacimiento sobre:</b>	
Participación laboral femenina	0.023 (0.039)
ln(ingresos laborales propios)	0.241*** (0.081)
ln(ingresos laborales pareja)	0.143** (0.072)
ln(otros ingresos)	0.243*** (0.079)
Horas trabajadas propias	0.458 (1.591)
Horas trabajadas pareja	0.121 (1.882)
ln(Salario por hora propio)	0.149** (0.075)
ln(Salario por hora pareja)	0.146** (0.062)

Controles: un set completo de variables dummy por edad, edad en el primer nacimiento y su cuadrado y educación.

Errores estándar robustos entre paréntesis.

\*, \*\*, y \*\*\* coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

25. Sin realizar ajustes por economías de escala, al pasar de un hogar de 3 a 4 integrantes, los ingresos deberían aumentar un 33% para que el valor per cápita de los ingresos permanezca constante. Esto es lo que denominé *caída de los ingresos por un efecto mecánico* en la introducción del artículo. Al considerar como denominador la raíz cuadrada del número de integrantes del hogar, el aumento de los ingresos necesario para mantener constante el nivel per cápita es 15.5%.

26. Definida con el criterio de "ocupado" de la Metodología de la ENHA 2006 del INE.

La historia que muestran estos datos es que el aumento de los ingresos de aquellas mujeres con un segundo hijo (por nacimiento de mellizos) se produce a través de un aumento de los ingresos laborales, tanto de la mujer como de su pareja, y de los otros ingresos del hogar. Este aumento de los ingresos laborales se da por mayores salarios, y no por diferencias en la oferta laboral, considerada tanto en su margen extensivo (participación laboral) como en su margen intensivo (horas trabajadas). Es decir, las mujeres de la muestra con 2 hijos no se diferencian de las mujeres con 1 hijo en cuanto a su participación laboral ni la intensidad de la misma, sino en cuanto al salario que reciben por hora, que es también mayor para sus parejas<sup>27</sup>. El aumento de los otros ingresos del hogar se puede dar, por ejemplo, porque las familias traigan a vivir consigo a otros parientes (p. ej. abuelos) para que los ayuden en el cuidado de los hijos. Este sería un punto a explorar en futuras investigaciones, ya que es un mecanismo diferente que el aumento de los ingresos personales.

### b. Composición por sexos: 2 vs. 3 o más hijos

Pasaré ahora a analizar el paso de 2 a 3 o más hijos. Las variables explicadas (ingresos) fueron descritas en la Tabla 1. Entre las variables explicativas, la de mayor interés es “más de 2 hijos”, es decir, una medida de la fecundidad. Esta variable endógena la instrumentaré con “mismo sexo”, que tiene 2 componentes: “dos niños” y “dos niñas”. En la columna C de la Tabla 6 vemos que, entre las mujeres con 2 o más hijos, el 41% tiene más de 2 hijos. En el primer nacimiento, poco más de la mitad de las veces nace un varón (aproximadamente el 52%). Algo similar ocurre en el segundo nacimiento donde también hay mayor presencia de varones. Por tanto, la probabilidad de que los 2 primeros hijos sean varones es ligeramente mayor que la probabilidad de que los 2 primeros sean mujeres, como se aprecia en la tabla. Es interesante apreciar la diferencia en las edades de primer nacimiento de los distintos grupos<sup>28</sup>. Las mujeres con más hijos son las que fueron madres más jóvenes (en promedio a los 21,7 años de edad); las mujeres con 2 hijos fueron madres en promedio a los 24.3 años (y las madres con sólo 1 hijo lo tuvieron en promedio a los 26.7 años de edad). Se incluye la variable “años de educación” de manera ilustrativa.

La columna C es comparable con los datos presentados en Angrist y Evans (1998) y en Galiani y Cruces (2005). El valor de “más de 2 hijos” de 0.41 se asemeja más a lo reportado por Angrist y Evans para los EEUU en 1980 y 1990, que a lo reportado por Galiani y Cruces para Argentina en 1991 (0.60) y México en 2000 (0.59). Esta diferencia entre países desarrollados y en vías de desarrollo, asociada a la transición demográfica, no se registra en la proporción de hijos varones, ni por tanto en el valor de la variable “mismo sexo” (0.506).

Tabla 6 - Estadísticas Descriptivas (medias) - pasaje de 2 a 3 o más hijos

	B		C
	A	Mujeres con 3 o más hijos	
	Mujeres con 2 hijos	Mujeres con 2 o más hijos	Mujeres con 2 o más hijos
Hijos nacidos vivos	2.000 (0.000)	3.555 (0.899)	2.636 (0.957)
Más de 2 hijos (=1 si la mujer tuvo más de 2 hijos, 0 en caso contrario)	0.000 (0.000)	1.000 (0.000)	0.409 (0.492)
Varón primero (=1 si el primer hijo fue varón, 0 en caso contrario)	0.525 (0.499)	0.519 (0.500)	0.523 (0.500)
Varón segundo (=1 si el segundo hijo fue varón, 0 en caso contrario)	0.513 (. . .)	0.509 (. . .)	0.511 (. . .)
Dos varones (=1 si los primeros 2 hijos fueron varones, 0 en caso contrario)	0.265 (. . .)	0.277 (. . .)	0.270 (. . .)
Dos mujeres (=1 si los primeros 2 hijos fueron mujeres, 0 en caso contrario)	0.227 (. . .)	0.248 (. . .)	0.236 (. . .)
Mismo sexo (=1 si los primeros 2 hijos fueron del mismo sexo, 0 en caso contrario)	0.492 (. . .)	0.525 (. . .)	0.505 (. . .)
Edad	37.046 (8.265)	36.452 (6.885)	36.803 (7.736)
Edad en el primer nacimiento	24.287 (5.151)	21.649 (4.315)	23.208 (4.998)
Años de educación	9.645 (3.632)	8.612 (3.406)	9.222 (3.578)
Observaciones	10,016	6,929	16,945

Notas: Ingresos expresados en pesos uruguayos de enero de 2006 (1 peso = 24.2 usd). Sólo considero mujeres con todos sus hijos nacidos vivos viviendo actualmente en el hogar. Hijo mayor debe ser menor a 25 años de edad. Considero mujeres que sean jefas de hogar, esposas o compañeras del jefe de hogar (ej. madres adolescentes viviendo con sus padres no están consideradas). Ajustes menores a la base están documentados en el texto.  
Desvíos estándar entre paréntesis.

27. Esto es consistente con la evidencia anecdótica de la introducción (“ser padre suma al CV de los hombres”) y está en la línea con lo reportado por Lundberg y Rose (2002) para Estados Unidos, que la paternidad aumenta el salario por hora para los hombres.

28. La edad en el primer nacimiento se calcula como edad de la madre – edad del hijo.

Como señalé, la decisión de tener un hijo, y en particular un tercer hijo, es endógena. Por este motivo, utilizaré una técnica de variables instrumentales con la composición del sexos de los primeros 2 hijos para analizar el efecto de la fecundidad en los ingresos en este intervalo. El argumento para explicar la exogeneidad del instrumento para el aumento de 2 a 3 hijos es el siguiente: entre los padres que tienen dos hijos, aquellos con dos varones o dos mujeres presentan una mayor probabilidad de tener un tercer hijo, en busca de hijo varón o mujer si, respectivamente, los 2 primeros fueron mujeres o varones. Dado que podemos suponer que el sexo de los niños está determinado aleatoriamente, también lo está la composición por sexos de los primeros 2 hijos. Por tanto, una variable dummy asociada a los pares de hijos del mismo sexo proporciona una variable instrumental para identificar el efecto de la cantidad de hijos en una variedad de resultados económicos y familiares (Angrist, 2004). La metodología de la composición por sexos de los 2 primeros hijos es empleada para analizar el impacto del tercer hijo sobre, por ejemplo, la oferta laboral femenina (Angrist y Evans, 1998 y Galiani y Cruces, 2005), la oferta laboral, la pobreza, el estado civil y el uso del sistema de protección social (Angrist, 2004) o el efecto sobre la salud de los hijos (Millimet y Wang, 2011).

La Tabla 7 presenta la razón que lleva a señalar que en Uruguay (al igual que en otros países de tradición occidental) el aumento de dos a tres hijos puede ser considerado exógeno, dado el sexo de los dos primeros. Veremos que existe una preferencia por una familia “balanceada”. Si los 2 primeros hijos son del mismo sexo (dos varones o dos mujeres) el 42.5% de las mujeres tiene un tercer hijo, frente a un 39.3% que tiene un tercer hijo habiendo tenido un niño y una niña. La diferencia de 3.2% es estadísticamente distinta de cero al 99% ( $t=4.29$ ). En el caso de mujeres casadas es interesante notar que esta diferencia por lograr una familia “balanceada” es mayor. El 36.2% de las mujeres casadas que tuvieron un niño y una niña tienen un tercer hijo, mientras que el porcentaje aumenta a 41.0% en caso que los primeros 2 hijos sean del mismo sexo. Esta diferencia de 4.8% es estadísticamente significativa al 99% ( $t=5.19$ ).

**Tabla 7 - Fracción de madres con 2 hijos que tuvieron otro hijo  
(por sexo de los primeros 2 hijos)**

Sexo de los primeros 2 hijos para madres con 2 o más hijos	Todas las mujeres		Mujeres casadas	
	Fracción de la muestra	Fracción que tuvo otro hijo	Fracción de la muestra	Fracción que tuvo otro hijo
Un varón y una mujer	0.495	0.393 [0.005]	0.498	0.362 [0.007]
Dos varones	0.270	0.420 [0.007]	0.267	0.411 [0.009]
Dos mujeres	0.236	0.430 [0.008]	0.236	0.409 [0.010]
(1) un varón, una mujer	0.495	0.393 [0.005]	0.498	0.362 [0.007]
(2) los 2 del mismo sexo	0.505	0.425 [0.005]	0.502	0.410 [0.007]
<b>diferencia (1) - (2)</b>	-	<b>-0.032 ***</b> [0.008]	-	<b>-0.048 ***</b> [0.009]

Notas: tamaño de muestra de 16.945 observaciones (10.974 mujeres casadas). Es la misma muestra que se describe en las notas a la Tabla 1, salvo que considero madres con 1 o más hijos.

Errores estándar entre paréntesis.

\*, \*\*, y \*\*\* coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

Este argumento no se aplica en el caso del pasaje del primer hijo al segundo. La diferencia en la probabilidad de tener un segundo hijo dependiendo del sexo del primero no es estadísticamente distinta de cero (Tabla A1 del anexo). Si el primer hijo es varón, el 67.2% de las mujeres tiene un segundo hijo, mientras que si el primer hijo es mujer, el porcentaje que tiene otro hijo es de 66.7%. En el caso de mujeres casadas, estos valores son 71.0% y 70.8% respectivamente<sup>29</sup>.

Para estudiar el impacto de la cantidad de hijos sobre el ingreso del hogar, el modelo a estimar es de la forma:

$$\text{Más2Hijos}_i = \varphi + \phi \text{MismoSexo}_i + X_i' \theta + u_i \quad [1.1]$$

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \text{Más2Hijos}_i + X_i' \delta + \varepsilon_i \quad [1.2]$$

Donde  $Y_i$  son los ingresos totales del hogar (en términos absolutos o per cápita);  $\text{Más2Hijos}_i$  es un indicador de la variable endógena de fecundidad que toma el valor de 1 si la mujer tuvo más de dos hijos (en una muestra de mujeres con dos o más hijos);  $X_i$  es un vector de variables exógenas de control (un set completo de variables dummy por edad, edad en el primer nacimiento y su cuadrado, sexo del primer hijo y del segundo, y raza)<sup>30</sup>. La variable  $\text{MismoSexo}_i$  es el instrumento que consiste en una dummy que toma el valor de 1 en caso que los dos primeros hijos de la mujer sean del mismo sexo, y 0 en caso contrario. El instrumento y los regresores contenidos en  $X_i$  no están correlacionados con el término de error  $\varepsilon_i$ . La estimación se realiza en 2 etapas: en una primera etapa utilizo el instrumento  $\text{MismoSexo}_i$  y los regresores exógenos ( $X_i$ ) para predecir el valor de  $\text{Más2Hijos}_i$  que sustituirá a la variable endógena de fecundidad en la ecuación 1.2. La estimación se realiza por MCO<sup>31</sup>.

La Tabla 8 presenta los resultados. Una primera lectura de los datos la vemos con un estimación MCO de la ecuación 1.2 de los ingresos sobre la fecundidad (más de 2 hijos), utilizando como controles el sexo del primer y segundo hijo, un set completo de variables dummy por edad, la edad al primer nacimiento y su cuadrado y la raza. Encuentro que el efecto de la fecundidad (más de 2 hijos) sobre los ingresos totales del hogar presenta signo negativo, aunque no significativo en toda la muestra, pero al considerar sólo las mujeres casadas, el efecto es positivo (0.045) y estadísticamente significativo ( $p < 0.01$ ). Pero en el caso de los ingresos per cápita, el coeficiente presenta signo negativo y es significativamente distinto de cero al 99%<sup>32</sup>. En cuanto a las variables de control, no reportadas en la tabla por brevedad, el sexo de los primeros 2 hijos es una variable significativa en general al 10%, pero no en el intervalo del 5%. La edad y la edad al primer nacimiento son claramente significativas, y están asociadas a mayores ingresos. Las madres de raza negra presentan ingresos significativamente menores al resto (en el entorno de un 25-40% menos).

29. Estas probabilidades de tener un hijo más dependiendo del sexo de los anteriores incluyen motivos culturales: no se aplican de igual forma en distintos países. Así, por ejemplo, en Corea existe una preferencia por los varones (Lee, 2008; Chun y Oh, 2002). La probabilidad de tener un segundo hijo es mayor y estadísticamente significativa en caso que el primer hijo sea mujer. Esto le permite construir una variable instrumental para analizar el pasaje de 1 a 2 hijos, utilizando el sexo del primero.

30. La encuesta que utilizo permitiría incluir una infinidad de controles, tanto personales como del hogar, ya que es muy amplia. Sin embargo, prefiero incluir únicamente controles que sean exógenos o predeterminados, para evitar el problema de *bad controls* (Angrist y Pischke 2008).

31. Dado que el regresor endógeno es binario parece lógico pensar en plantear un modelo probit para estimar la primera etapa (ecuación 1.1). De esta forma se podrían lograr mayor precisión en las estimaciones al costo de imponer más estructura y la posibilidad de especificar mal el modelo, volviéndose inconsistente si existe heteroscedasticidad (Cameron y Trivedi, 2009). He preferido omitir estas regresiones por los riesgos ya comentados y porque el estimador 2SLS es consistente aunque la función de esperanzas condicional de la primera etapa no sea lineal (Angrist y Pischke, 2008).

Tampoco presentamos resultados de un modelo sobreidentificado (que se construye sustituyendo el instrumento "mismo sexo" por otros 2 instrumentos: "2 varones" que toma el valor de 1 cuando los dos primeros hijos fueron varones, y lo mismo con "2 mujeres"), ya que rechazamos la hipótesis de que sean válidas las restricciones de sobre-identificación. Además, Angrist y Pischke (2008) sugieren usar básicamente el 2SLS exactamente identificado, ya que es robusto a críticas sobre instrumentos débiles.

32. El ingreso total puede aumentar (coeficiente positivo) y el per cápita caer (coeficiente negativo) debido al efecto mecánico comentado anteriormente. En el caso que un hogar de 4 integrantes pase a tener 5, el "efecto mecánico" es de 25,0%. Al considerar economías de escala (raíz cuadrada) los ingresos deberían aumentar un 11,8% para mantener el nivel per cápita constante, todo lo demás dado. Vemos que, en el caso de las mujeres casadas, los ingresos aumentan un 4,3%, que no es suficiente para compensar el aumento del tamaño del hogar en las estimaciones per cápita, que por tanto presentan signo negativo.

## Primera etapa

En esta sección comienzo a realizar la estimación por mínimos cuadrados en 2 etapas<sup>33</sup>. Para que el instrumento *MismoSexo* sea válido, se debe cumplir que  $cov(Más2Hijos_i, MismoSexo_i) \neq 0$  y  $cov(MismoSexo_i, \varepsilon_i) = 0$ , en las ecuaciones 1.1 y 1.2. El instrumento *MismoSexo* está correlacionado con la variable endógena *Más2Hijos*. Los resultados de la primera etapa (la estimación de la ecuación 1.1 en la que se relaciona la variable endógena de fecundidad con el instrumento que es la composición por sexos de los primeros 2 nacimientos), muestran que el signo del instrumento *MismoSexo* es positivo, como se esperaba, y significativo ( $p < 0.01$ ), lo que implica que si los 2 primeros hijos son del mismo sexo, aumenta la probabilidad de tener un tercer hijo. Este aumento en la probabilidad está en el entorno del 3.7% para toda la muestra, y 5.2% en el caso de mujeres casadas. Por lo que el instrumento es relevante y el mecanismo de identificación parece funcionar (corroborando el análisis efectuado anteriormente en la Tabla 7, con valores ligeramente mayores en este caso, al incluir controles).

El segundo requisito para la validez del instrumento, como señalé, es el de independencia:  $cov(MismoSexo_i, \varepsilon_i) = 0$ . Es un supuesto que no se puede verificar. A este supuesto se lo denomina restricción de exclusión, ya que supongo que el instrumento puede ser excluido de la ecuación estructural (1.2). Rosenzweig y Wolpin (2000) señalan que la composición por sexos de los 2 primeros hijos genera economías de escala, que hacen que la variable instrumental *MismoSexo* no pueda ser excluida de la regresión<sup>34</sup>. Si bien no puedo ver cómo varía la asignación de recursos y gastos al interior del hogar según la composición por sexos de los hijos, puedo hacer un tests informal para mostrar que el instrumento no impacta directamente en los ingresos potenciales y por tanto puedo excluirlo de la primer etapa. El coeficiente del instrumento *MismoSexo* en una regresión de los ingresos sobre el instrumento, la variable explicativa principal (*Más2Hijos*) y los controles, en ningún caso es significativo ( $p > 0.1$ ).

Además de no existir este efecto directo, el instrumento no debería impactar en los ingresos a través de otros canales. Es decir, no deberían existir otras vías a través de las cuales *MismoSexo* influya en los ingresos, más allá de su efecto sobre la cantidad de hijos (*Más2Hijos*). La Tabla A2 del Anexo muestra que el instrumento no está correlacionado con ninguna de las siguientes variables demográficas: edad, edad en el primer nacimiento, raza y educación. Esto no me permite concluir que el instrumento no está correlacionado con variables inobservables (contenidas en  $\varepsilon_i$ ), pero hace pensar que el supuesto de independencia puede ser razonable.

## Segunda etapa

Luego de discutir la validez del instrumento, pasaré a analizar los resultados de la segunda etapa<sup>35</sup>. Encuentro que, en general, el impacto de más de 2 hijos en los ingresos del hogar es negativo, aunque no significativamente distinto de cero en los intervalos de confianza habituales. Si bien el impacto no es significativo, el efecto negativo de la fecundidad sobre los ingresos es menor en el caso de mujeres casadas.

33. La estimación por VI captura el efecto promedio del "tratamiento" (mismo sexo) en aquellos que tienen un tercer hijo debido a que los 2 primeros fueron del mismo sexo. Es decir, el efecto sobre los ingresos de tener otro hijo para aquellas mujeres que deciden tener un tercer hijo debido a que los 2 primeros fueron varones o mujeres. Esto es lo que se denomina Local Average Treatment Effect (LATE), y puede ser distinto al efecto promedio del tratamiento (ATE) para toda la población.

34. Aunque, como señalan Millimet y Wang (2011), la eventual existencia de esta relación no invalida la estrategia de variables instrumentales empleada, sino que implica que se necesitan imponer más restricciones sobre las preferencias de los hogares.

35. Una diferencia con el análisis OLS es que la estimación por 2SLS no estima el efecto para toda la población, sino para aquellos afectados por el instrumento.

**Tabla 8 - Estimación MCO del efecto del tercer hijo en los ingresos (metodología de composición por sexos)**

		ln(Ingresos Totales)		ln(Ingresos Totales per cápita)	
		(1)	(2)	(3)	(4)
		Toda la muestra	Mujeres casadas	Toda la muestra	Mujeres casadas
Efecto de <i>más de 2 hijos</i> sobre los ingresos:					
MODELO 0	MCO	-0.009	0.045***	-0.163***	-0.100***
		[0.011]	[0.014]	[0.011]	[0.014]
MODELO 1	MC2E - justidentified	-0.125	-0.019	-0.242	-0.177
		[0.274]	[0.246]	[0.246]	[0.246]
Controles: un set completo de variables dummy por edad, varón primero, varón segundo, edad en el primer nacimiento y su cuadrado, raza.					
<b>Primer Etapa de la regresión MC2E</b>					
		Instrumentado: <i>más de 2 hijos</i>			
		Instrumentos: <i>mismo sexo</i> y controles de la 2da etapa.			
Stock-Yogo <sup>b</sup>	F de la primer etapa <sup>a</sup>	27.43	34.82	27.40	34.75
	Minimum eigenvalue statistic	27.48	34.89	27.44	34.82
	Valor crítico del test	16.38	16.38	16.38	16.38
	Rechazo instrumentos débiles	SI	SI	SI	SI

Errores estándar robustos entre paréntesis.

\*, \*\*, y \*\*\* coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

a) De la significación conjunta del instrumento(s) en una regresión de *más de 2 hijos* sobre el instrumento(s) y los regresores exógenos.

b) Stock and Yogo (2005) test para debilidad de los instrumentos. Rechazo Ho si minimum eigenvalue > valor crítico del test.

Modelo 0: MCO; Modelo 1: MC2E exactamente identificado (*más de 2 hijos = mismo sexo*).

El hecho de no encontrar efectos negativos significativos en las regresiones con variables instrumentales se puede explicar porque o bien no existen efectos significativos en los datos, y/o por el aumento de los errores estándar cuando la variación explicada por el instrumento en la ecuación 1.1 es baja. Para analizar la debilidad de los instrumentos, utilizo el estadístico F y el test propuesto por Stock y Yogo (2005). El primer diagnóstico es con el estadístico F de la significación conjunta de los instrumentos excluidos de la ecuación estructural 1.2. Este estadístico se obtiene de la primer etapa: la regresión de la variable endógena *Más2Hijos* sobre el instrumento y los regresores exógenos, y lo reporto en la segunda mitad de la Tabla 8. Vemos que en todos los casos  $F > 10$  lo que es un síntoma que los instrumentos no parecen débiles (Staiger y Stock 1997). Por otra parte, presento el resultado del test de Stock y Yogo. Este test se basa en el estadístico F y presenta unos valores críticos de comparación (Tabla 8). En el caso del modelo que instrumenta *Más2Hijos* con *MismoSexo*, se rechaza la hipótesis de debilidad de los instrumentos en todos los casos.

Por tanto, podría afirmar que no existen diferencias significativas en los ingresos de los hogares debido al efecto del tercer hijo, una vez que se considera la endogeneidad de la fecundidad.

Por último, como sugieren Angrist y Pischke (2008), compararé los resultados del estimador 2SLS con el estimador LIML (*Limited Information Maximum Likelihood Estimator*). Este estimador es asintóticamente equivalente al 2SLS, pero presenta mejores propiedades en muestras chicas, sobre todo cuando puede haber debilidad en los instrumentos. LIML es menos preciso que el 2SLS pero también menos sesgado. Para el modelo exactamente identificado, los resultados con LIML son idénticos a los reportados utilizando 2SLS, por lo que me siento confiado en el instrumento<sup>36</sup>.

El resultado encontrado (que no existe un efecto significativo del tercer hijo sobre los ingresos) es consistente con un resultado similar reportado por Angrist y Evans (1998). El foco principal de ese artículo es la oferta laboral femenina. Sin embargo, también analizan el efecto sobre los

36. Estos resultados están disponibles a pedido.

ingresos laborales y sobre el  $\ln(\text{family income})$  y  $\ln(\text{non-wife income})$ . Señalan que “en contraste con las estimaciones para la oferta laboral femenina, hay poca evidencia de una relación entre tener un tercer hijo y el ingreso familiar.”

## Posibles canales

Si bien no encontré efectos significativos, la presencia de un 3er hijo puede alterar las decisiones al interior de las familias, y compensarse unos efectos con otros. Veré en esta sección los mecanismos que pueden estar en juego.

**Tabla 9- Canales - 2 vs. 3 hijos - composición por sexo**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	MCO		MC2E	
	Toda la muestra	Mujeres casadas	Toda la muestra	Mujeres casadas
<b>Efecto de Más de 2 Hijos sobre:</b>				
Participación laboral femenina	-0.110*** (0.008)	-0.088*** (0.010)	-0.037 (0.195)	-0.049 (0.175)
$\ln(\text{ingresos laborales propios})$	-0.128*** (0.023)	-0.056* (0.030)	-0.520 (0.459)	-0.326 (0.397)
$\ln(\text{ingresos laborales pareja})$	-0.065*** (0.021)	0.016 (0.025)	-0.568 (0.462)	-0.175 (0.449)
$\ln(\text{otros ingresos})$	0.233*** (0.016)	0.229*** (0.021)	0.607 (0.448)	0.359 (0.412)
Horas trabajadas propias	-2.132*** (0.421)	-2.001*** (0.512)	-18.762* (9.766)	-9.088 (7.522)
Horas trabajadas pareja	-0.227 (0.305)	0.188 (0.353)	10.227 (6.934)	4.645 (6.355)
$\ln(\text{Salario por hora propio})$	-0.013 (0.020)	0.048* (0.025)	0.026 (0.393)	-0.022 (0.337)
$\ln(\text{Salario por hora pareja})$	-0.040** (0.016)	0.029 (0.019)	-0.287 (0.346)	0.048 (0.328)

Controles: un set completo de variables dummy por edad, varón primero, varón segundo, edad en el primer nacimiento y su cuadrado, raza.

Columnas 3 y 4, *Más2Hijos* está instrumentada con *MismoSexo* y los controles anteriores.

Errores estándar robustos entre paréntesis.

\*, \*\*, y \*\*\* coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

En el caso de las regresiones por MCO vemos que, hay un efecto negativo del tercer hijo sobre la participación laboral de las mujeres. Por toda parte, hay un efecto de signo opuesto entre los ingresos laborales (que disminuyen) y los otros ingresos del hogar (que aumentan). En la Tabla 8 habíamos visto que ambos efectos se compensan. La oferta laboral de las mujeres disminuye en todos los casos, tanto en su margen extensivo (participación) como en su margen intensivo (horas).

Al instrumentar la cantidad de hijos con la composición por sexos de los primeros 2, los coeficientes en general se agrandan en magnitud (tanto los positivos como los negativos), pero los errores estándar aumentan aun más y con esta metodología no se puede determinar con confianza el efecto de la fecundidad sobre los distintos canales.

## 4. Variaciones y controles

### Escalas de equivalencia

La forma en que calculo los ingresos per cápita puede modificar los resultados presentados. No existe un consenso sobre cómo realizar la conversión de ingresos totales del hogar a ingresos per cápita, de forma de representar adecuadamente el bienestar de los hogares que tienen distinta composición demográfica. Lo más simple es dividir entre el número de integrantes del hogar. Pero parece fuera de

discusión que si un hogar duplica el número de sus integrantes, su bienestar no disminuirá a la mitad, ya que recursos disponibles en el hogar pueden exhibir una función de costos subaditiva. Por lo que el denominador debe ser menor que el número de integrantes del hogar, de forma de realizar una comparación realista. Además de las economías de escala, los gastos de los hogares difieren según la composición demográfica de los mismos (por ejemplo, un adulto consume más que un niño)

A lo largo del trabajo utilicé la medida usual propuesta por la OECD que consiste en emplear como denominador la raíz cuadrada de la cantidad de miembros del hogar. Para ver la sensibilidad de los resultados a otras medidas de equivalencia, siguiendo a Fernández Villaverde y Kruger (2007), utilizaré el promedio de distintas escalas de equivalencia. Sugieren elegir como punto de referencia la media de esos valores, dado que cada una de las estimaciones de la tabla presenta ventajas y desventajas; combina simplicidad con un estándar relativamente conservador del efecto del tamaño de la familia<sup>37</sup>. La Tabla A3.a del Anexo presenta las escalas utilizadas por estos autores, a la que modifiqué la columna 1, ya ellos utilizaban la escala de la OECD 1982 (que luego fue modificada a fines de los 90) y que a partir de fines de los 2000 sugiere utilizar la raíz cuadrada del número de integrantes del hogar. También empleo una escala de equivalencia calculada para Uruguay por Rodríguez y Vigorito (2003), mediante estimación econométrica basada en elecciones observadas de los hogares, generada con datos de gastos de consumo para 1994-1995 (Tabla A3.b).

La Tabla 10 presenta los resultados comparando la escala de la OECD que utilicé a lo largo del texto, con las otras escalas. En el caso del pasaje de 1 a 2 hijos, con la metodología de mellizos en el primer nacimiento, cuando considero el efecto de la fecundidad sobre los ingresos per cápita (adulto equivalente) veo que sigue siendo neutro (no distinto de cero), al utilizar las distintas escalas de equivalencia, salvo en el caso de la escala que muestra mayores economías de escala en los ingresos.

**Tabla 10- Diferentes escalas de equivalencia**

Metodología de Mellizos en primer nacimiento

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OECD	NAS	HHS	DOC	LM	Nelson	Media	R-V
<b>Efecto de Mellizos en Primer Nacimiento sobre el ingreso:</b>								
Ingreso total per cápita	0.069 [0.050]	0.053 [0.050]	0.039 [0.050]	-0.000 [0.050]	0.074 [0.049]	0.139*** [0.049]	0.057 [0.050]	-0.014 [0.050]
Ingreso laboral per cápita	0.044 [0.065]	0.029 [0.065]	0.014 [0.065]	-0.026 [0.065]	0.048 [0.065]	0.113* [0.065]	0.032 [0.065]	-0.036 [0.066]

Controles: un set completo de variables dummy por edad, edad en primer nacimiento y su cuadrado, educación.

Errores estándar robustos entre paréntesis

\*, \*\*, y \*\*\* coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

OECD = sqrt scale.

Escala media construida como en la tabla 8.a.

En el caso del pasaje de 2 a 3 o más hijos, con la metodología de la composición por sexos de los primeros 2 nacimientos, el efecto de signo negativo de la fecundidad en los ingresos totales per cápita no es estadísticamente distinto de cero. La Tabla 11 muestra por brevedad el efecto con 3 escalas de equivalencia. Si bien los coeficientes estimados aumentan en magnitud al utilizar la media de las escalas de equivalencia o la de Rodríguez-Vigorito para Uruguay, como los intervalos de confianza siguen siendo grandes no puedo comparar de forma clara las estimaciones. Los resultados al utilizar las otras escalas de equivalencia no cambian el análisis anterior, y el coeficiente estimado en algunos

37. Escalas construidas respectivamente por OECD (OECD, 2009) y, siguiendo a Fernández Villaverde y Kruger (2007): "Panel on Poverty and Family Assistance of the National Academy of Sciences (Citro & Michael, 1995), el Department of Health and Human Services (Federal Register, 1991), el Department of Commerce (U.S. Department of Commerce, 1991), Lazear and Michael (1980), y Nelson (1993). Dado que el último estima escalas solo para familias de tamaño 2 o mayor, para completar la tabla tomamos 1.06 como el valor de entrada para hogares de tamaño 2 de Lazear y Michael (1980)".

Para las estimaciones imputé en todos los casos a los hogares de 6 o más integrantes (10% de la muestra) la escala de equivalencia de la OECD (raíz cuadrada).

Excede el propósito de este trabajo el análisis de escalas de equivalencia endógenas, o ver cómo varían cuando varía el nivel de ingresos del hogar.

casos es mayor y en otro menor que el modelo base, pero en ningún caso es estadísticamente distinto de cero, tanto para la muestra de todas las mujeres como de aquellas casadas. Sin embargo, en el caso de los ingresos laborales per cápita, hay efectos estadísticamente significativos, y con coeficientes de gran magnitud, que muestran una caída importante en los ingresos laborales per cápita para toda la muestra.

**Tabla 11 - Diferentes escalas de equivalencia**  
Metodología de composición por sexo

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ingreso total per cápita		Ingreso laboral per cápita	
	Toda la muestra	Mujeres casadas	Toda la muestra	Mujeres casadas
<b>Efecto más de 2 hijos en los ingresos:</b>				
Escala OECD	-0.242	-0.177	-0.682*	-0.285
	[0.272]	[0.246]	[0.376]	[0.311]
Escala Media	-0.273	-0.219	-0.714*	-0.328
	[0.272]	[0.247]	[0.377]	[0.311]
Escala Rodríguez-Vigorito	-0.319	-0.308	-0.739**	-0.412
	[0.269]	[0.244]	[0.375]	[0.311]

Controles: varón primero, varón segundo, edad primer nacimiento y su cuadrado, raza y un set completo de variables dummy por edad.

Estimado por MC2E. Instrumento: *mismo sexo*.

Errores estándar robustos entre paréntesis.

\*, \*\*, y \*\*\* coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

OECD = sqrt scale.

Escala media construida como en la tabla 8.a.

## Cortes por edad hijos

Considero ahora aquellas madres cuyo hijo menor tenga al menos 1 año de edad. El motivo es que si el hijo menor tiene menos de 1 año, disminuye la probabilidad de tener otro hijo, al menos porque ha pasado poco tiempo desde el nacimiento del anterior. Los resultados, disponibles a pedido, muestran que si se eliminan aquellas madres cuyo hijo menor tenga menos de 1 año de edad, el efecto del segundo hijo sobre los ingresos aumenta ligeramente, pasando por ejemplo de un aumento en los ingresos laborales del 18%, estimados originalmente, a aumentos del 21%. En el caso del efecto del tercer hijo sobre los ingresos, los resultados permanecen incambiables<sup>38</sup>.

Si por otra parte elimino los hijos mayores de 18 años (el corte original era 25 años), encuentro que en el caso del pasaje de 1 a 2 hijos, el aumento estimado en los ingresos totales de 21% pasa a ser del 23%. El efecto sobre las otras medidas de ingreso aumenta de forma similar. En el caso del pasaje de 2 a 3 hijos, en las estimaciones por MC2E el efecto no se estima con precisión, aunque en valor absoluto aumenta.

## Índice de Riqueza

En lugar de considerar los ingresos del hogar, veré el impacto de la fecundidad sobre un índice de riqueza, construido con los bienes que posee cada hogar, que es más robusto a sub-reportes en la declaración de ingresos (y en los ingresos altos es donde hay mayor probabilidad de acceso a servicios de fertilización asistida). Esta medida de riqueza es un promedio ponderado de la existencia de los siguientes bienes en el hogar: calefón, refrigerador, freezer, 1 televisor, 2 televisores, tv cable, dvd, lavarropas, secarropas, lavavajilla, microondas, 1 computadora, 2 computadoras, conexión a internet, 1 auto, 2 autos y servicio doméstico. Construyo el índice de riqueza de la siguiente forma: por cada uno de los  $i$  bienes ( $i = 1, 2 \dots 17$ ) construyo una variable dummy,  $d_i$ , que toma el valor 1 si existe ese bien en el hogar, y 0 en caso contrario. Luego, calculo la media de cada  $d_i$ . El índice de riqueza está definido como:

38. Resultados no presentados por brevedad, disponibles a pedido.

$$\text{Índice de riqueza relativa}_i = \frac{\sum_{i=1}^{i=17} [1 - \text{media}(d_i)] d_i}{\sum_{i=1}^{i=17} [1 - \text{media}(d_i)]}$$

De esta forma, el índice da más peso a aquellos bienes que están presentes en pocos hogares, y por tanto exhiben mayor riqueza relativa<sup>39</sup>. En la base de mellizos, el índice varía entre 0 y 0.914, con una media de 0.200 y desvío estándar de 0.163. En la base utilizada para el pasaje de 2 a 3 o más hijos, el índice varía entre 0 y 0.935, con una media de 0.212 y un desvío estándar de 0.178. La relación entre los ingresos del hogar (la variable dependiente original) y el índice de riqueza se presenta en las gráficas A1 y A2.

Los resultados de este ejercicio utilizando el índice de riqueza relativa (IRR)<sup>40</sup> se presentan en la siguiente tabla:

**Tabla 12 - Índice de Riqueza Relativa (IRR)**

	(1)	(2)
	Toda la muestra	Mujeres casadas
<b>Efecto de Mellizos1erNacimiento sobre ln(IRR):</b>		
MCO	0.195*** (0.072)	- -
Controles: un set completo de variables dummy por edad, edad en primer nacimiento y su cuadrado, educación.		
<b>Efecto de Más2Hijos sobre ln(IRR):</b>		
MCO	-0.291*** (0.019)	-0.163*** (0.021)
MC2E	0.005 (0.440)	-0.338 (0.362)
Controles: un set completo de variables dummy por edad, varón primero, varón segundo, edad en el primer nacimiento y su cuadrado, raza.		
Instrumentada: <i>Más2Hijos</i> .		
Instrumentos: <i>MismoSexo</i> + controles		
Errores estándar robustos entre paréntesis		
*, **, y *** coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.		

Este análisis nos muestra que el pasaje de 1 a 2 hijos está asociado a un aumento del índice de riqueza relativa en la línea de los resultados que consideraban ingresos monetarios. En particular, el aumento del índice es de 22%. En el caso del pasaje de 2 a 3 o más hijos, las estimaciones por MCO muestran una caída importante, mayor a la reportada anteriormente, de la riqueza relativa de los hogares con más integrantes. Al tratar de controlar por la endogeneidad del número de hijos, la estimación es imprecisa y el efecto no es distinto de cero.

39. Calculé 2 índices de riqueza relativa. Uno, utilizando toda la base ENHA2006, y por tanto muestra la riqueza relativa del hogar con relación a la todos los hogares del Uruguay. El segundo índice lo construyo con la posición relativa de cada hogar en la muestra final utilizada para este análisis. Los resultados son idénticos si se utiliza uno u otro. Los resultados que presento utilizan el índice de riqueza relativa correspondiente a la muestra final.

40. Al utilizar el logaritmo neperiano de IRR pierdo algo menos de un 3% de las observaciones, en cada base, y son aquellas que tiene IRR = 0 (por tanto no está definido el ln). Los resultados son equivalentes si utilizo todas las observaciones en la regresión de IRR en su escala original y no con la transformación logarítmica. Presento los resultados en logaritmos para que sean de lectura más fácil con relación al resto de las tablas en que los ingresos estaban expresados en logaritmos.

## 5. Conclusiones

Procuré realizar un análisis formal del efecto del tamaño de la familia sobre los ingresos de los hogares. Las variaciones exógenas del tamaño de la familia que utilicé son la presencia de mellizos en el primer nacimiento y la composición por sexo de los primeros 2 hijos. Creo que este análisis es original en Uruguay, y se enmarca en una discusión que se ha dado y se está dando en muchos países sobre el efecto del número de hijos sobre diversas características del hogar, de los padres, o de los propios hijos (cantidad vs. calidad). Estos análisis han dado resultados diversos, y parecen depender del contexto cultural de cada país, o incluso de los diversos grupos étnicos o etarios. El efecto de los hijos en el bienestar no se puede generalizar, por lo que estudios hechos para otros contextos socio-culturales no tienen por qué replicarse en Uruguay.

Encuentro que el aumento de 1 a 2 hijos, parece causar un aumento de los ingresos del hogar, tanto totales como los exclusivamente provenientes del trabajo. La estimación del aumento de los ingresos totales del hogar es del orden del 15-21%. Los efectos son mayores para los hogares de menores ingresos. Al considerar los valores per cápita, los coeficientes tienen signo positivo, aunque no son claramente distintos de cero. La lectura que hago de estos resultados es que el segundo hijo está asociado a un aumento en los ingresos del hogar, aunque no más que lo necesario para mantener el ingreso per cápita del hogar incambiado. Una potencial limitación, que analicé en el texto pero que queda abierta a un estudio más detallado en el futuro, es la incidencia de los tratamientos de fertilización en el nacimiento de mellizos que podría sesgar los resultados.

En cuanto al pasaje de 2 a 3 hijos, en Uruguay también se observa la tendencia a que las mujeres que tuvieron 2 hijos del mismo sexo (2 varones o 2 mujeres en los primeros nacimientos) buscan un tercer hijo para lograr una familia “balanceada”. Para las mujeres casadas, el aumento de la probabilidad de tener un tercer hijo dado que los 2 primeros fueron del mismo sexo es de 5%. Para las mujeres que deciden tener un tercer hijo por este motivo, el aumento del tamaño de la familia no tiene un efecto (estadísticamente significativo) sobre los ingresos. Esto puede deberse a que o bien no existen realmente efectos negativos (o positivos), o porque la técnica empleada y el instrumento utilizado no permiten detectar este efecto con precisión.

El aumento de los ingresos al pasar de 1 a 2 hijos se da por mayores ingresos laborales, tanto de las mujeres como de su pareja, y también por un aumento de otros ingresos. No se aprecian cambios en la oferta laboral. En el caso del pasaje de 2 a 3 o más hijos, parece que existen efectos negativos en la oferta laboral femenina (participación y horas trabajadas).

Como comentarios finales, los resultados diferentes para el pasaje de 1 a 2 y de 2 a 3 o más hijos se deben en primer lugar a que son distintos intervalos de la distribución del número de hijos, a que estimó el efecto con dos metodologías también distintas, y que son distintas poblaciones (la variable instrumental identifica el efecto para las mujeres que deciden cambiar de estado debido al tratamiento). Por otra parte, la presencia de mellizos es un aumento inesperado en el tamaño de la familia, mientras que el tercer hijo en el caso que los 2 primeros sean del mismo sexo, es un aumento en gran medida esperado. Al estudiar el pasaje de 1 a 2 hijos (VI mellizos) y de 2 a 3 o más hijos (VI mismo sexo), la primera metodología tiene un componente de aumento inesperado (con estas 2 metodologías Black, Devereux y Salvanes (2010), muestran que aumentos inesperados en el tamaño de la familia tienen un efecto negativo sobre el IQ de los hijos mayores, mientras que un aumento esperado del tamaño de la familia no tiene efectos negativos). Otra posible diferencia en los resultados obtenidos entre ambas metodologías es que los mellizos tienen características propias que los hacen diferentes al resto de los hermanos (p.ej. menor peso al nacer), pero en este estudio no hemos visto el efecto sobre los hijos, sino sobre los ingresos de la familia, por lo que en este sentido no deberían existir diferencias en los resultados entre las 2 metodologías. La existencia de tratamientos de fertilidad (que están asociados a mayor probabilidad de mellizos y a mayores ingresos) constituye un desafío que traté de afrontar en la estimación del pasaje de 1 a 2 hijos, que no está presente en

la metodología que utilicé para el pasaje de 2 a 3 o más hijos. Por último, la presencia de mellizos aumenta exógenamente el tamaño de la familia, pero también el espaciamiento temporal de los nacimientos. Es distinto el efecto que puede tener un segundo hijo si este está separado en el tiempo del primero. La metodología de mellizos empleada, si bien brinda un aumento exógeno de la familia, no permite separar el efecto puro del aumento en el tamaño de la familia del efecto que produce la mayor proximidad entre los nacimientos, que en este caso son en el mismo momento del tiempo.

## 6. Referencias

Amarante, Verónica e Ivone Perazzo (2011). "Cantidad de niños en los hogares uruguayos: un análisis de los determinantes económicos, 1996-2006". *Estudios Económicos*, vol. 26, n°1, pp. 3-34.

Angrist, Joshua D. (2004). "Treatment Effects Heterogeneity in Theory and Practice". *Economic Journal*, 114, pp. C52-C83.

Angrist, Joshua D. and William N. Evans (1998). "Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size". *The American Economic Review*, Vol. 88, N° 3, pp. 450-477.

Angrist, Joshua D. and Jorn-Steffen Pischke (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.

Angrist, Joshua, Victor Lavy and Analía Schlosser (2010). "Multiple Experiments for the Causal Link between Quantity and Quality of Children". *Journal of Labor Economics*, vol. 28, no. 4, pp. 773-823.

Ashenfelter, Orely and Alan Kruger (1994). "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins". *The American Economic Review*, Vol 84, Issue 5, pp. 1157-1173.

Aslund, Olof and Hans Grönqvist (2010). "Family size and child outcomes: Is there really no trade-off?". *Labour Economics*, 17(1), pp. 130-139.

Augustine, Jennifer M., Timothy J. Nelson and Kathryn Edin (2009). "Why Do Poor Men Have Children? Fertility Intentions among Low-Income Unmarried U.S. Fathers". *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 624: 99-117.

Becker, Gary S. (1960). "An Economic Analysis of Fertility", *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton: NBER, pp. 209-231.

Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis (1973). "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children". *Journal of Political Economy*, Vol. 81 (2), pp. S279-S288.

Becker, Gary S. and Nigel Tomes (1976). "Child Endowments and the Quantity and Quality of Children". *Journal of Political Economy*, Vol. 84 (4,2), pp. S143-S162.

Black, Dan, Natalia Kolesnikova, Seth G. Sanders and Lowell J. Taylor (2009). "Are Children "Normal"?", Working Paper, Federal Reserve Bank of St. Louis.

Black, Sandra E., Paul J. Devereux y Kjell G. Salvanes (2005) "The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education". *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120 (2), 669-700.

Black, Sandra E., Paul J. Devereux, and Kjell G. Salvanes (2010). "Small Family, Smart Family? Family Size and the IQ Scores of Young Men." *Journal of Human Resources*, Vol. 45(1): 33-58.

Bronars, Stephen G. and Jeff Grogger (1994). "The Economic Consequences of Unwed Motherhood: Using Twin Births as a Natural Experiment". *American Economic Review*, Vol 84, N° 5, pp. 1141-1156.

Cameron, A. Colin and Pravin K. Trivedi (2005). *Microeconometrics. Methods and Applications*. Cambridge University Press, New York.

---

Cameron, A. Colin and Pravin K. Trivedi (2009). *Microeconometrics using Stata*. Stata Press.

Chun, Hyunbae and Jeungil Oh (2002). "An instrumental variable estimate of the effect of fertility on the labour force participation of married women". *Applied Economics Letters*, 9(10), pp. 631-634.

Cohen, Alma, Rajeev Dehejia and Dimitri Romanov (2007). "Do Financial Incentives Affect Fertility?", NBER Working Paper 13700.

Cruces, Guillermo y Sebastián Galiani (2005). "Fertility and Female Labor Supply in Latin America: New Causal Evidence". *Labour Economics*, 14(3), 565-573.

Fernández-Villaverde, Jesús and Dirk Krueger (2007), "Consumption over the Life Cycle: Facts from Consumer Expenditure Survey Data". *Review of Economics and Statistics*, August, 89(3): 552-565.

Gronau, Reuben (1997). "Leisure, Home Production, and Work-The Theory of the Allocation of Time Revisited". *Journal of Political Economy*, Vol. 85, N° 6, pp. 1099-1124.

Harrington, Brad, Fred Van Deusen and Jamie Ladge (2010). "The New Dad - Exploring Fatherhood within a Career Context". Report of the Boston College Center for Work & Family.

Jacobsen, Joyce P., James Wishart Pearce III, and Joshua L. Rosenbloom (1999). "The Effects of Childbearing on Married Women's Labor Supply and Earnings: Using Twin Births as a Natural Experiment". *Journal of Human Resources*, Vol 34, n° 3, pp. 449-474.

Jones, Larry E., Alice Schoonbroodt and Michèle Tertilt (2008). "Fertility Theories: Can They Explain The Negative Fertility-Income Relationship?". NBER Working Paper N° 14266.

Lee, Jungmin (2008). "Sibling size and investment in children's education: an asian instrument", *Journal of Population Economics*, Volume 21, Number 4, pp. 855-875.

Lundberg Shelly y Elaina Rose (2000). "Parenthood and the earnings of married men and women", *Labour Economics*, 7(6), pp. 689-710.

Lundberg Shelly y Elaina Rose (2002). "The Effects of Sons and Daughters on Men's Labor Supply and Wages". *Review of Economics and Statistics*, 84(2): 251-268.

Millimet, Daniel and Le Wang (2011). "Is the Quantity-Quality Trade-off a Trade-off for All, None, or Some?". *Economic Development & Cultural Change*, forthcoming.

OECD (2009). "What are equivalence scales?" Organisation for Economic Co-Operation and Development, *Social and Welfare Statistics Manuals, Sources and Methods*.

Ponczek, Vladimir and Andre Portela Souza (2011). "The Causal Effect of Family Size on Child Labor and School Progression". *Journal of Human Resources*, forthcoming.

Qian, Nancy (2009). "Quantity-Quality and the One Child Policy: The Only-Child Disadvantage in School Enrollment in Rural China". NBER Working Paper No. 1497.

Rodríguez, Silvia y Andrea Vigorito (2003). "Economías de escala y bienestar de los hogares. Nuevas estimaciones de escalas de equivalencia", documento preliminar presentado en las XVIII Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.

Rosenzweig, Mark R. and Kenneth I. Wolpin (1980a). "Testing the Quantity-Quality Fertility Model:

The Use of Twins as a Natural Experiment". *Econometrica*, Vol. 48 (1), pp. 227-240.

Rosenzweig, Mark R. and Kenneth I. Wolpin (1980b). "Life-Cycle Labor Supply and Fertility: Causal Inferences from Household Models". *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 2, pp. 328-348.

Rosenzweig, Mark R. and Kenneth I. Wolpin (2000). "Natural 'Natural Experiments' in Economics". *Journal of Economic Literature*, Vol. 38, pp. 827-874.

Rosenzweig, Mark R. and Junsen Zhang (2009). "Do Population Control Policies Induce More Human Capital Investment? Twins, Birthweight, and China's 'One Child' Policy". *Review of Economic Studies*, Vol. 76 (3), pp. 1149 – 1174.

Shang, Qingyan and Bruce A. Weinberg (2009). "Opting For Families: Recent Trends In The Fertility Of Highly Educated Women". NBER Working Paper 15074.

Staiger , D and J.H. Stock (1997). "Instrumental variables regression with weak instruments". *Econometrica* 65, pp 557-586.

Stock J. H. and M. Yogo (2005). "Testing for weak instruments in linear IV regression". In *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, ed. D. W. K. Andrews and J. H. Stock, 80-108. Cambridge: Cambridge University Press.

## 7. Anexos

**Tabla A1 - Fracción de madres con un hijo que tienen otro hijo  
(por sexo del primer hijo)**

Sexo del primer hijo para madres con un hijo o más	Todas las mujeres		Mujeres casadas	
	Fracción de la muestra	Fracción que tuvo otro hijo	Fracción de la muestra	Fracción que tuvo otro hijo
(1) Varón	0.520	0.672 [0.004]	0.523	0.710 [0.005]
(2) Mujer	0.480	0.667 [0.004]	0.477	0.708 [0.005]
Diferencia (1) - (2)	-	0.005 [0.006]	-	0.002 [0.007]

Notas: tamaño de muestra de 25.312 observaciones (15.484 mujeres casadas). Es la misma muestra que se describe en las notas a la Tabla 1, salvo que considero madres con 1 o más hijos.

Errores estándar entre paréntesis.

\*, \*\*, y \*\*\* coeficiente estadísticamente distinto de cero al nivel de 90, 95 y 99%.

**Tabla A2 - Independencia del instrumento *MismoSexo***

Variable dependiente: <i>MismoSexo</i>				
x	coef	ee	valor t	P> t
Edad	-7.47E-06	4.97E-04	-0.02	0.99
Edad^2	1.20E-06	6.53E-06	0.18	0.85
Edad1erNac	1.76E-04	7.69E-04	0.23	0.82
Edad1erNac^2	5.28E-07	1.52E-05	0.03	0.97
Raza	2.34E-03	1.35E-02	0.17	0.86
Educación	4.53E-05	1.07E-03	0.04	0.97

Cada línea es una regresión de la forma:  $MismoSexo_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$

Errores estandar robustos.

**Tabla A3.a**

Tamaño de la familia	OECD	NAS	HHS	DOC	LM	Nelson	Media
1	1	1	1	1	1	1	1.00
2	1.41	1.62	1.34	1.28	1.06	1.06	1.30
3	1.73	2.00	1.68	1.57	1.28	1.17	1.57
4	2.00	2.36	2.02	2.01	1.47	1.24	1.85
5	2.24	2.69	2.37	2.37	1.69	1.30	2.11

De Fernández Villaverde y Kruger (2007). Suponen que los primeros 2 miembros son adultos y el resto niños.

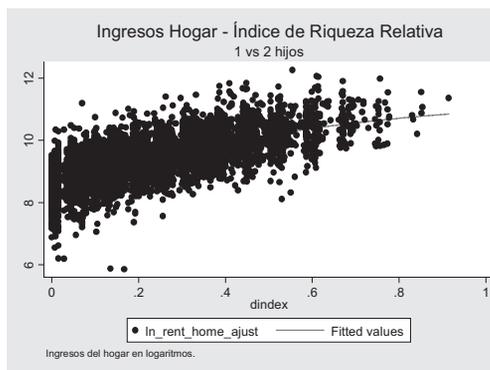
Las columnas 2 a 5 están basadas en valuaciones de expertos y las 2 últimas en estimaciones econométricas basadas en elecciones observadas de los hogares.

A diferencia de Fernández Villaverde y Kruger (2007), que utilizan la escala de la OECD 1982, presentamos en la columna 1 la escala de OECD 2009: utilizar la raíz cuadrada del número de integrantes del hogar. El significado de las siglas está en el texto del artículo.

**Tabla A3.b**

Rodríguez - Vigorito	Mvdeo	Interior
Primer adulto	1.00	1.00
Cónyugue	0.58	0.40
Niño de 0 a 4 años	0.47	0.40
Niño de 5 a 10 años	0.44	0.62
Niño de 11 a 17 años	0.74	0.45
Otros adultos	0.62	0.31

Gráfica A1



Gráfica A2

