

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2019

26.417

- Sergio Argüelles Catare
- Víctor Andrés Carranza Meneses
- Sebastián Dueñas Roldán
- Gonzalo Fernández Salgado
- Alonso Guerrero Castañeda
- Ariana Gutiérrez Beltrán
- María Pía López Lazo
- Edicson Luna Román
- Carlos Monteagudo Guzmán
- Ariel Rubén Pajuelo Muñoz
- Gonzalo Torres Miró Quesada
- Renato Juan Trujillo Galindo
- Lucía Valdivieso Mendoza
- Gonzalo Alejandro Vidalón Véliz

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

60
AÑOS

Economía aplicada

Ensayos de investigación
económica 2019

Sergio Argüelles Catare
Víctor Andrés Carranza Meneses
Sebastián Dueñas Roldán
Gonzalo Fernández Salgado
Alonso Guerrero Castañeda
Ariana Gutiérrez Beltrán
María Pía López Lazo
Edicson Luna Román
Carlos Monteagudo Guzmán
Ariel Rubén Pajuelo Muñoz
Gonzalo Torres Miró Quesada
Renato Juan Trujillo Galindo
Lucía Valdivieso Mendoza
Gonzalo Alejandro Vidalón Véliz

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza



¿Con un pan bajo el brazo? El efecto del número de hijos sobre la nutrición infantil temprana en el Perú³⁹

Alonso Guerrero Castañeda
Lucía Valdivieso Mendoza

Introducción

Desde hace varias décadas, los economistas se han interesado por la relación entre el número de hijos en una familia y su adecuado desarrollo. El artículo fundacional de Becker y Lewis (1973) plantea el «modelo Q-Q» (Quantity-Quality), que predice la existencia de un *trade-off* entre la cantidad y la calidad de los hijos. Pero empíricamente es difícil identificar una relación causal, dadas la endogeneidad por variables omitidas, como las preferencias de los padres, y la determinación conjunta de la cantidad y la calidad de los hijos.

En esta investigación, identificamos el efecto causal de la cantidad de hijos sobre la nutrición infantil, una medida de calidad relativamente poco estudiada con el modelo Q-Q. Para ello, utilizamos la ocurrencia de nacimientos múltiples (mellizos, etc.) como variable instrumental, porque representa una expansión exógena del tamaño de la familia.

La nutrición es una medida importante de calidad porque la desnutrición a una edad temprana tiene efectos irreversibles e intergeneracionales en el desarrollo cognitivo y físico (Banco Mundial, 2006). En comparación con un niño adecuadamente alimentado, un niño desnutrido tiene menor probabilidad de asistir a la escuela (Beasley, Hall, & Tomkins, 2000) y menor rendimiento

³⁹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue aprobado en junio de 2019. Sus autores agradecen el apoyo y la guía de su asesor, el profesor Juan F. Castro, así como a su jurado, conformado por los profesores Pablo Lavado y Gustavo Yamada, cuyos consejos de fondo y forma fueron de gran utilidad para mejorar la calidad de dicho trabajo.

estudiantil (Ivanovic *et al.*, 2004; Brito & Onis, 2004). Así, la nutrición no es solo fundamental para el bienestar físico, sino que también tiene efectos duraderos sobre otras medidas de desarrollo como el logro educativo y los ingresos laborales (Fink *et al.*, 2016; Horton & Steckel, 2014).

El Perú es un caso de estudio interesante para entender la relación entre tamaño de la familia y nutrición infantil temprana. La fecundidad ha sufrido una fuerte caída durante los últimos 30 años: mientras que en 1986 la tasa global de fecundidad era de 4,3 hijos por mujer, en 2017 fue solo de 2,4 (Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI], 2017, 2018a); y la caída fue más pronunciada en zonas rurales, pasando de 6,3 en 1986 a 3,2 en 2017.

La desnutrición también ha caído considerablemente. Mientras que en 1991 la desnutrición crónica en niños menores de cinco era del 36,5%, en 2017 fue del 12,9%; aunque, en zonas rurales, uno de cada cuatro niños menores de cinco años todavía sufría de desnutrición crónica en 2017 (INEI, 2018c). Esta combinación, de reducción en la fecundidad y mejora en la nutrición infantil, despierta interés sobre el efecto causal que podría tener el tamaño de la familia en el desarrollo infantil.

Nuestra investigación aporta a la literatura especializada, pues el efecto del número de hijos sobre su nutrición ha sido menos explorado que las variables educativas en evaluaciones basadas en el modelo Q-Q. Además, existen muy pocos estudios Q-Q para el caso peruano, el cual resulta interesante por sus disparidades en fecundidad y desnutrición según ámbito de residencia.

Nuestros resultados indican que el número de hijos tiene un efecto negativo y significativo en los niveles de hemoglobina y nutrición a corto y largo plazo en zonas urbanas; mientras que para zonas rurales no hallamos efectos significativos. Entre los posibles mecanismos explicativos de esta heterogeneidad encontramos que, si bien el gasto mensual en alimentos aumenta en ambas zonas conforme crece la familia, este aumento es menor y menos que proporcional en zonas urbanas. Es decir, el efecto «dilución de recursos» prima en zonas urbanas, pero no hallamos evidencia concluyente respecto al ámbito rural.

Este ensayo está organizado de la siguiente manera. La sección 2 presenta nuestra revisión de la literatura teórica y empírica más relevante sobre nutrición y el *trade-off* Q-Q. Luego, exponemos el modelo Q-Q en la sección 3; la metodología de nuestra estrategia empírica en la sección 4; y describimos las fuentes de información utilizadas en la sección 5. La sección 6 presenta nuestros resultados y analiza sus posibles mecanismos. Concluimos resumiendo los principales resultados y limitaciones de nuestra investigación.

Revisión de la literatura

El modelo Q-Q de Becker y Lewis (1973) es el hito fundacional del análisis académico sobre el efecto del número de hijos en alguna medida de calidad. Este modelo parte de la decisión de una familia unitaria en la que los padres reciben utilidad de su consumo, del número de hijos que tienen y de la calidad de estos. Y como asume que la inversión en calidad es uniforme entre todos los hijos, el precio de la calidad aumenta con la cantidad de hijos. Así, el modelo concluye que existe un *trade-off* entre el número y la calidad de los hijos.

La demostración empírica de ese modelo es desafiante, pues presenta endogeneidad por doble causalidad y variable omitida. La primera se origina en la decisión simultánea de los padres sobre cuántos hijos tener y cuánto invertir en ellos. La segunda se da por características de los padres no observables pero influyentes en sus decisiones de fertilidad e inversión en sus hijos. Por ejemplo, padres con preferencias por familias pequeñas podrían enfatizar la importancia de un mejor capital humano, o madres más conocedoras de métodos anticonceptivos pueden tener mejores prácticas de alimentación con sus hijos (Åslund & Grönqvist, 2010; Glick, Marini, & Sahn, 2007).

Ante ello, los especialistas han optado principalmente por el uso de instrumentos como estrategia de identificación empírica. Rosenzweig y Wolpin (1980) fueron los primeros en instrumentalizar el número de hijos, lo cual motivó un renovado interés por el modelo. Desde entonces, diversas variables instrumentales han sido propuestas. La ocurrencia de un nacimiento múltiple es de las más utilizadas, así como el sexo de los primeros hijos. El uso de la infertilidad secundaria es menos común, debido a escasa información disponible. Pero el uso de instrumentos no ha llevado a un consenso respecto a la existencia del *trade-off*, pues los efectos encontrados por los estudios han sido en su mayoría negativos o nulos (el anexo 1 contiene una síntesis al respecto).

Otra cuestión abierta es la especificación de calidad en un modelo Q-Q. Aunque esta no fue precisada cuando el modelo fue planteado por Becker y Lewis (1973), en una publicación anterior Becker (1960) define su noción de «calidad superior»:

Una familia debe decidir no solamente cuántos hijos tener, sino también cuánto invertir en ellos –si les dan cuartos separados, si los mandan a un nido o a universidades privadas, si les dan clases de danza o música, y así. Llamaré a los niños más caros «de calidad superior», así como los Cadillacs son carros de calidad superior que los Chevrolets. (p. 211; traducción propia)

Así, la calidad aparece claramente vinculada con la inversión en capital humano, y la discusión sobre el *trade-off* depende del tipo de esa inversión al que se haga referencia. En su mayoría, la literatura empírica se ha ocupado de la calidad en términos de inversión en educación; por ende, las variables dependientes más estudiadas han sido las habilidades cognitivas y la inteligencia (Åslund & Grönqvist, 2010; Black, Devereux, & Salvanes, 2010), el nivel de estudios y la asistencia escolar (Black, Devereux, & Salvanes, 2005; Li, Dow, & Rosero-Bixby, 2014, 2017).

Pero el capital humano no se desarrolla únicamente por inversiones en educación, pues la salud también es un componente clave (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OCDE], 2001). Estudiar la inversión en nutrición es importante debido a los irreversibles e intergeneracionales efectos perjudiciales de la desnutrición en el desarrollo físico y cognitivo del capital humano (Banco Mundial, 2006). En comparación con un niño adecuadamente alimentado, uno desnutrido tiene una menor probabilidad de asistir a la escuela (Beasley *et al.*, 2000) y un menor rendimiento en sus estudios (Brito & Onis, 2004; Ivanovic *et al.*, 2004). Este impacto es mayor durante el embarazo y los dos primeros años de vida, por lo que asegurar una adecuada nutrición infantil es especialmente importante durante este período (Banco Mundial, 2017).

Con respecto a los estudios que utilizan el modelo para indicadores nutricionales, Glick *et al.* (2007) encuentran un efecto negativo en la altura según edad de los niños en Rumania durante la transición del comunismo al libre mercado; mientras que Hatton y Martin (2010) también encuentran un efecto negativo en la altura según edad en la Gran Bretaña de la primera mitad del siglo XX. Ambos estudios utilizan los nacimientos múltiples como variable instrumental. Agüero y Marks (2008) encuentran un efecto negativo en el peso según edad y el estado de lactancia en siete países latinoamericanos, incluido el Perú, utilizando la infertilidad como variable instrumental.

Millimet y Wang (2011) no encuentran efectos en la altura y el índice de masa corporal según edad en Indonesia, con la composición de sexo de los hijos como instrumento. Para la India, Jensen (2012) encuentra efectos negativos y significativos del tamaño de la familia en el peso y la altura solo para niñas, utilizando la infertilidad secundaria como instrumento. Hatton *et al.* (2018) encuentran un efecto negativo sobre la altura en Indonesia, utilizando el acceso a anticonceptivos y a la televisión como instrumentos; y hallan que este efecto es más fuerte entre familias con madres menos educadas y se presenta tanto en ámbitos urbanos como rurales.

Marco analítico

Con base en el modelo original de Becker y Lewis (1973), consideramos un hogar con una familia unitaria donde los padres eligen su consumo, número de hijos y gasto en bienes específicos para los hijos, a fin de maximizar su función de utilidad. Así, los padres obtienen la utilidad del consumo (C), el número (N) y la calidad (Q) de sus hijos.

En nuestra versión, la calidad es definida en términos de calidad nutricional, cuyos indicadores más utilizados son el nivel de hemoglobina, la talla para la edad, y el peso para la edad (Banco Mundial, 2017). La baja concentración de hemoglobina en la sangre se denomina anemia, cuyo tipo más común es la anemia por deficiencia de hierro. El bajo peso para la edad es un indicador de desnutrición aguda, resultante de una alimentación inadecuada o enfermedad reciente, como diarrea. En cambio, la baja talla para la edad es un indicador de desnutrición crónica, que resulta de tener una dieta inadecuada o una enfermedad por un período prolongado.

En nuestro modelo, los padres enfrentan dos restricciones. Primero, cuentan con un ingreso (I) constante para financiar su propio consumo y la compra de productos específicos para los niños de su familia; los cuales son, para nuestros fines, los insumos nutricionales. Siguiendo a Mogstad y Wiswall (2016), ignoramos el diferencial en precios entre los bienes para los niños y los bienes para los padres. Segundo, asumimos una función de producción homogénea que relaciona el gasto en bienes nutricionales con la nutrición del niño. El modelo Q-Q asume que la calidad y cantidad de hijos son simultáneamente determinados, por lo que para un número dado de hijos N , el gasto óptimo por niño en bienes de nutrición puede ser definido de la siguiente manera:

$$e^*(N) = \arg \max U(N, Q, C) \text{ s.a. } I = Ne + C; Q = q(e)$$

De esta manera, el nivel de nutrición de cada niño en una familia con un total de N niños está dado por $q(e^*(N))$. De acuerdo con Mogstad y Wiswall (2016), la diferencia en la calidad proveniente de un incremento marginal exógeno en el tamaño de la familia de $N - 1$ a N niños está dada por $\Delta(N, N - 1) = q(e^*(N)) - q(e^*(N - 1))$ ⁴⁰. Las condiciones de primer orden que derivan de la maximización de utilidad son las siguientes:

$$\frac{\partial U}{\partial C} = \lambda \quad , \quad \frac{\partial U}{\partial Q} = \lambda \frac{N}{\partial q / \partial e} \quad , \quad \frac{\partial U}{\partial N} = \lambda(e + 1)$$

⁴⁰ Por ejemplo, $\Delta(5, 4) = q(e^*(5)) - q(e^*(4))$ sería el efecto marginal en la calidad de todos los hijos producto del nacimiento de un quinto niño en una familia que actualmente cuenta con cuatro hijos.

Donde λ es la utilidad marginal del ingreso, la cual multiplica al precio sombra del consumo, la calidad y la cantidad, respectivamente. Nótese que el precio sombra de la calidad depende positivamente del número de hijos, por lo que un aumento exógeno en la fertilidad incrementa el precio sombra de la calidad infantil, lo que reduce la cantidad demandada de calidad por niño. Así, mientras mayor sea el número de hijos, más costoso es dar una nutrición de calidad a todos. Este efecto es conocido como «dilución de recursos».

Cabe recalcar que el modelo asume un ingreso constante no dependiente del número de hijos, por lo que sus predicciones podrían invalidarse si el ingreso aumentase con la llegada de cada nuevo hijo, cancelando el efecto dilución de recursos; en otras palabras, recurriendo al refrán popular, los hijos podrían venir «con un pan bajo el brazo». El mecanismo por el cual se daría este aumento en ingreso podría ser más horas trabajadas por los adultos del hogar o a través de transferencias informales –en efectivo o especie– por parte de la familia extendida. Por ejemplo, en Burkina Faso, se encontró que las transferencias anulan el *trade-off* en las familias que viven en los suburbios, pero no logran compensar el efecto negativo de un mayor número de hijos en el caso de las familias más pobres (Bougma *et al.*, 2014).

El modelo teórico propuesto por Harpham (2002) resulta relevante en este contexto, porque considera el capital social, en forma de redes de apoyo o normas de reciprocidad, el cual puede aumentar los recursos disponibles para invertir en los hijos. Esto impacta positivamente en varias medidas de bienestar infantil, como las habilidades desarrolladas, la salud mental y la salud física, relacionadas con el estado nutricional del niño.

En el Perú, Cueto *et al.* (2012) estudian la relación entre el capital social e indicadores educativos. No encuentran una relación con la calidad educativa, pero sí entre el capital social cognitivo –cohesión social, confianza en la comunidad– y mayor correspondencia entre edad y nivel escolar. Además, identifican que la participación en organizaciones sociales suele ser más común en zonas rurales, principalmente en comunidades campesinas. Por ello, nosotros analizamos la heterogeneidad de efectos según el ámbito de residencia urbano o rural⁴¹.

⁴¹ En resultados no reportados aquí, también realizamos la distinción según el sexo del primer hijo siguiendo a Li *et al.* (2017); pero no encontramos evidencia de heterogeneidad de este tipo.

Metodología

En línea con la literatura, encaramos el problema de endogeneidad con el uso de la ocurrencia de nacimientos múltiples como variable instrumental⁴², por ser una expansión del tamaño de la familia exógena a las decisiones parentales. La variable binaria de nacimiento múltiple se activa si algún hijo de la familia distinto al hijo mayor fue parte de un nacimiento múltiple.

Como mencionan Angrist, Lavy y Schlosser (2010), una particularidad del instrumento de nacimiento múltiple es que no existe un subgrupo que reciba el tratamiento y no siga la intuición del instrumento. Es decir, a menos que exista infanticidio, la conformidad de este instrumento es perfecta en el grupo tratado: en todas las familias con un nacimiento múltiple se cumplirá necesariamente que aumentará el tamaño de la familia. Entonces, el efecto local de tratamiento promedio es el efecto promedio de todos los casos tratados sobre los no tratados.

Utilizamos un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en dos etapas, en línea con la literatura reciente del modelo Q-Q. El modelo utilizado es el siguiente:

$$\text{Primera etapa: } H = \delta_0 + X\delta_1 + D\gamma + \varepsilon_1$$

$$\text{Segunda etapa: } Y = \alpha_0 + X\alpha_1 + \hat{H}\beta + \varepsilon_2$$

Donde Y es la variable dependiente, que, en la especificación principal, es el nivel de hemoglobina en la sangre, el percentil de talla para la edad y el percentil de peso para edad⁴³. H es el número de hermanos del sujeto de estudio, que se instrumentaliza en la primera etapa con la variable binaria de ocurrencia de un nacimiento múltiple en el nacimiento de alguno de los hermanos, D .

Sin embargo, pese a que la concepción de embarazos múltiples es exógena, los nacimientos múltiples pueden no serlo (Kahn *et al.*, 2003). Según Shinagawa *et al.* (2005), la demanda metabólica de madres en el tercer trimestre de un embarazo múltiple es un 10% más alta que la de madres con embarazos no

⁴² Existen otros dos instrumentos comunes en la literatura: (i) composición según sexo de los primeros dos hijos e (ii) infertilidad secundaria. El primero, propuesto inicialmente por Angrist y Evans (1998), se basa en la preferencia generalizada por balancear la composición de sexo de los hijos. El segundo, introducido por Agüero y Marks (2008), representa una reducción exógena al número de hijos deseados. No los incluimos en nuestra investigación por falta de relevancia en la primera etapa y por poca variabilidad, respectivamente.

⁴³ Se utilizan percentiles y no variables dicotómicas, pues nuestra muestra contiene muy pocos niños con talla para la edad o peso para la edad debajo de los cortes establecidos por la Organización Mundial de la Salud para definir retraso en el crecimiento y malnutrición, respectivamente.

múltiples. Philipson (2008) señala que la supervivencia de hijos y madre en un nacimiento múltiple depende de la disponibilidad de tecnología y profesionales de salud en mayor medida que en un nacimiento unitario.

Así, Bhalotra y Clarke (2016, 2018) critican el uso de este instrumento en países en desarrollo, pues la probabilidad de que se concrete un nacimiento múltiple es mayor cuando la madre tiene mayor peso, es más alta y está más educada. Por lo tanto, nuestra matriz incluye controles por características observables de la madre recomendados por la literatura: educación, edad al tener el primer parto, peso, altura y talla según edad.

Adicionalmente, incluimos efectos fijos por año, agrupamos los errores en *clusters* a nivel de conglomerado y, para explorar la heterogeneidad del efecto por ámbito de residencia, separamos la muestra en ámbito urbano y rural.

Datos

La fuente de información principal es la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (Endes), que recoge información demográfica y de salud materno-infantil en el Perú representativa a nivel nacional, departamental y según ámbito de residencia (INEI, 2014, 2018b). El período de estudio es el comprendido entre los años 2009 y 2019, que coincide con el nuevo diseño muestral consolidado en 2009 y con el marco muestral trianual de la Endes.

El estado nutricional de los niños del hogar se obtiene solo para los menores de cinco años, lo que es comprobado mediante mediciones de antropometría y del nivel de hemoglobina. Para las mujeres en edad fértil, de entre 15 y 49 años, se tienen medidas antropométricas y la cantidad de hijos, reportadas en el «cuestionario individual» de dicha encuesta, la cual también reporta cuando un niño fue parte de un nacimiento múltiple.

Nuestro estudio consideró como sujetos elegibles a los primeros hijos menores de cinco años con al menos un hermano menor y para los cuales se cuenta con información de antropometría, cuyas madres se encuentran en edad fértil y respondieron las preguntas del cuestionario individual. Para el período analizado, se contó con información antropométrica de 52.547 hijos mayores con menos de cinco años de edad, que residen en el hogar y no fueron parte de un nacimiento múltiple. Entre ellos, los sujetos elegibles fueron los 8.728 que tienen al menos un hermano, 45 de los cuales (14 en el ámbito rural y 31 en el ámbito urbano) tienen al menos un hermano que fue parte de un nacimiento múltiple.

La tabla 1 presenta las características de la muestra. En promedio, los niños se encuentran en el percentil 29 de talla según edad, en el 41 de peso para edad, y tienen un nivel de hemoglobina ajustada por altura de 11,7. La

edad promedio es de 3,23 años y el 52% son varones. Asimismo, el tamaño de familia oscila entre 2 y 4 hijos por madre, por lo que los sujetos de estudio tienen en promedio un hermano. En promedio, las madres culminaron 10 años de estudio, el equivalente a secundaria incompleta, y se encuentran en el percentil 8 de talla según la edad. El 7% de los hogares está liderado por una mujer y el 66% se ubica en el ámbito urbano.

Tabla 1
Estadísticas descriptivas, selección de muestra Endes 2009-2019

Variable	Promedio	Desv. est.	Observaciones
De los niños estudiados			
Edad en años	3,231	0,009	8.728
Hombre	0,521	0,005	8.728
Número de hermanos	1,053	0,002	8.728
1 hermano	0,948	0,002	8.728
2 hermanos	0,051	0,002	8.728
3 hermanos	0,001	0,000	8.728
Al menos un hermano es de nacimiento múltiple	0,005	0,001	8.728
Talla por edad (percentil)	0,302	0,003	8.703
Peso por edad (percentil)	0,405	0,003	8.558
Hemoglobina ajustada por altura	11,659	0,011	8.600
De las madres			
Años de educación	10,263	0,039	8.724
Edad al primer nacimiento	21,567	0,055	8.728
Peso en kilogramos	60,207	0,120	8.714
Altura en metros	1,522	0,001	8.714
Talla por edad (percentil)	0,080	0,001	8.713
Meses entre el primer y el segundo hijo	29,384	0,113	8.728
Del hogar			
La madre es jefa del hogar	0,069	0,003	8.728
Ámbito urbano	0,659	0,005	8.728

Notas. Estadísticas para la muestra seleccionada de niños menores de cinco años que: son los primeros hijos nacidos, residen en el hogar, tienen medidas antropométricas reportadas, su madre se encuentra en edad fértil y respondió las preguntas del cuestionario individual, no fueron parte de un nacimiento múltiple y tienen al menos un hermano menor.

Fuente: elaboración propia con datos de la Endes 2009-2019 (INEI).

Para explorar los mecanismos que puedan explicar nuestros resultados, necesitamos información sobre gastos familiares e ingresos laborales. Como la Endes no cuenta con esa información, empleamos la Encuesta Nacional de Hogares (Enaho), cuya limitación como fuente de información para nuestra estrategia empírica reside en que solo permite observar a los hijos que viven en el hogar, independientemente de si son en efecto los primeros hijos nacidos. Además, no se puede determinar con exactitud quiénes fueron parte de un nacimiento múltiple, sino solo aproximativamente, según la cercanía de la fecha de nacimiento de los niños de cada núcleo familiar dentro del hogar.

A pesar de ello, consideramos que es una buena aproximación, pues estudiamos a los hijos mayores de cada núcleo familiar que han tenido un *shock* exógeno por el nacimiento de alguno de sus hermanos. Es decir, si bien no necesariamente son los primeros hijos nacidos, sí son los de mayor edad en el hogar en el momento de la encuesta. Además, dado que en este caso se tiene información para los habitantes del hogar sin restricción de edad, incluimos a niños de hasta 10 años.

Así, para la muestra de la Enaho, contamos con información de 256.655 hijos mayores que viven con alguno de sus padres en el hogar y no son parte de un nacimiento múltiple. De estos, 32.540 tienen 10 años o menos y por lo menos un hermano, entre los cuales 294 tienen por lo menos un hermano que fue parte de un nacimiento múltiple, 127 en el ámbito rural y 167 en el urbano.

Como se observa en la tabla 2, en este caso la edad promedio de los niños estudiados es de siete años. En promedio, los hogares tienen ingresos laborales por parte de la madre y el padre de 731 y 1.221 soles respectivamente; ingresos por transferencias privadas y públicas de 61 y 62 soles respectivamente; y un gasto mensual de 1.274 soles.

Tabla 2
Estadísticas descriptivas, selección de muestra Enaho 2009-2019

Variable	Promedio	Desv. est.	Observaciones
De los niños estudiados			
Edad en años	7,087	0,013	32.540
Hombre	0,513	0,003	32.540
Número de hermanos	1,317	0,003	32.540
1 hermano	0,747	0,002	32.540
2 hermanos	0,200	0,002	32.540
3 o más hermanos	0,053	0,001	32.540
Al menos un hermano es de nacimiento múltiple	0,009	0,001	32.540
De las madres			
Años de educación	9,399	0,024	31.493
Edad al primer nacimiento	22,458	0,030	32.540
Del hogar, trabajo y gasto			
La madre es jefa del hogar	0,083	0,002	32.540
La madre es jefa del núcleo familiar	0,237	0,002	32.540
Ámbito urbano	0,607	0,003	32.540
Ingreso mensual de la madre en ocupación principal	730,665	9,364	13.488
Ingreso mensual del padre en ocupación principal	1.221,133	10,207	23.423
Gasto mensual del hogar en alimentos	551,462	2,189	32.540
Gasto mensual del hogar excluyendo alimentos	722,846	4,662	32.540
Gasto mensual total del hogar	1.274,308	6,206	32.540
Ingreso mensual del hogar por transferencias privadas	61,168	1,183	32.540
Ingreso mensual del hogar por transferencias públicas	61,516	1,421	32.540

Notas. Estadísticas para la muestra seleccionada de niños de 10 o menos años de edad, que: son los hijos mayores del núcleo familiar en el hogar, viven con alguno de sus padres, no fueron parte de un nacimiento múltiple y tienen al menos un hermano menor.

Fuente: elaboración propia con datos de Enaho 2009-2019 (INEI).

Análisis de resultados

Resultados principales

En la tabla 3, reportamos los resultados principales de nuestra estrategia empírica para la muestra seleccionada. Encontramos un efecto significativo y negativo del número de hermanos sobre talla por edad (nutrición de largo plazo) para el período analizado (2009-2019) en su conjunto. Tener un hermano adicional disminuye la talla por edad del hermano mayor en 6,3 percentiles, lo que representa una disminución del 20% respecto al promedio del grupo sin nacimiento múltiple, que se ubica en el percentil 30.

Tabla 3
Efecto del número de hermanos sobre medidas de nutrición

	Talla por edad (percentil)	Peso por edad (percentil)	Hemoglobina ajustada por altura
2SLS, Número de hermanos	-0,063** (0,029)	-0,058 (0,045)	-0,198 (0,149)
Primera etapa, nacimiento múltiple	0,956*** (0,032)	0,955*** (0,033)	0,955*** (0,033)
OLS, Número de hermanos	-0,025*** (0,009)	-0,016 (0,012)	0,024 (0,047)
Promedio, grupo sin nacimiento múltiple	0,302	0,405	11,660
Observaciones	8.684	8.539	8.585

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. La primera fila muestra los estimados de la segunda etapa de MCO (2SLS) para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo mayor. La segunda fila muestra los estimados de la primera etapa. La tercera fila muestra estimados simples de MCO del número de hermanos. Los errores estándar, clusterizados a nivel de conglomerado, son mostrados en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Endes 2009-2019 (INEI).

Dado que la literatura sugiere la existencia de efectos heterogéneos según ámbito de residencia, dividimos la muestra analizada en ámbito urbano y rural. La tabla 4 muestra que en zonas urbanas existe evidencia de *trade-off* entre el número de hijos y la nutrición del hijo mayor, como se observa en los efectos negativos y significativos en las tres medidas de nutrición. En el caso del peso por edad (nutrición de corto plazo), el efecto llega incluso a ser de una magnitud del 28% respecto al nivel promedio para el grupo sin el choque exógeno de fertilidad expresado en un nacimiento múltiple.

En el ámbito rural, no hay efectos significativos para ninguna medida de nutrición, pero esta comparación debe tomar en cuenta que en todas las medidas de nutrición los niveles promedio son más altos en zonas urbanas. Aun así, la falta de evidencia de un efecto de *trade-off* en zonas rurales contrasta con lo hallado en zonas urbanas y amerita explorar los posibles mecanismos que expliquen esta diferencia.

Tabla 4
Efecto del número de hermanos sobre medidas de nutrición,
según ámbito de residencia

	Talla por edad (percentil)		Peso por edad (percentil)		Hemoglobina ajustada por altura	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
2SLS, número de hermanos	-0,072* (0,041)	-0,040 (0,035)	-0,133*** (0,048)	0,098 (0,089)	-0,323** (0,131)	0,077 (0,386)
Primera etapa, nacimiento múltiple	0,962*** (0,047)	0,940*** (0,009)	0,963*** (0,050)	0,940*** (0,010)	0,962*** (0,048)	0,939*** (0,010)
OLS, número de hermanos	-0,019 (0,015)	-0,025** (0,010)	-0,005 (0,018)	-0,019 (0,015)	0,074 (0,057)	-0,025 (0,075)
Promedio, grupo sin nacimiento múltiple	0,368	0,175	0,469	0,285	11,744	11,498
Observaciones	5.716	2.968	5.583	2.956	5.649	2.936

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. La primera fila muestra los estimados de la segunda etapa de MCO para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo mayor. La segunda fila muestra los estimados de la primera etapa. La tercera fila muestra estimados simples de MCO del número de hermanos. Los errores estándar, clusterizados a nivel de conglomerado, son mostrados en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Endes 2009-2019 (INEI).

Mecanismos

Puesto que nuestro modelo teórico predice que el *trade-off* ocurre a través de un efecto de «dilución de recursos», primero evaluamos cómo un hermano adicional afecta el gasto del hogar. Como se muestra en la tabla 5, un hijo más en la familia aumenta su gasto total en alimentos en ambos ámbitos de residencia.

Sin embargo, en zonas urbanas este aumento, de 94,9 soles al mes, no es lo suficientemente alto para mantener el nivel de gasto per cápita, de 142,9 soles. Además, tampoco encontramos evidencia que apunte a un aumento del gasto

total del hogar. Así, en el ámbito urbano, si bien el gasto total en alimentos al mes aumenta, el gasto per cápita en esta categoría disminuye. En cambio, en zonas rurales, el aumento promedio del gasto en alimentos (116,1 soles) es mayor que el gasto per cápita en alimentos (64,7 soles), e incluso se observa un aumento del gasto total del hogar en 162,1 soles al mes.

Ahora bien, dado que un adulto consume más alimentos que un niño pequeño, la distribución óptima de los recursos del hogar no necesariamente implica que su gasto en alimentos por persona tenga que aumentar en una proporción de uno a uno cuando se agrega un niño pequeño. De cualquier forma, estos resultados revelan que en zonas rurales no hay evidencia del efecto «dilución de recursos», mientras que en zonas urbanas sí, al menos en términos de gasto en alimentos para el hogar.

Tabla 5
Efecto del número de hermanos sobre el gasto del hogar, por ámbito de residencia

	Gasto mensual del hogar en alimentos		Gasto mensual del hogar, sin alimentos		Gasto mensual total del hogar	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
2SLS, número de hermanos	94,896** (40,950)	116,061** (45,697)	68,817 (95,773)	46,033 (38,551)	163,713 (129,024)	162,094** (75,797)
Primera etapa, nacimiento múltiple	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)
OLS, número de hermanos	52,589*** (5,975)	-14,350*** (3,387)	20,848* (11,987)	-7,353* (3,801)	73,437*** (15,776)	-21,703*** (6,293)
Promedio, grupo sin nacimiento múltiple	709,208	305,480	967,844	342,802	1.677,053	648,281
Promedio per cápita, sin nacimiento múltiple	142,881	64,672	197,853	71,408	340,734	136,081
Observaciones	19.219	12.274	19.219	12.274	19.219	12.274

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. La primera fila muestra los estimados de la segunda etapa de MCO para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo de estudio. La segunda fila muestra los estimados de la primera etapa. La tercera fila muestra estimados simples de MCO del número de hermanos. Los errores estándar, clusterizados a nivel de conglomerado, se muestran en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Enaho 2009-2019 (INEI).

Para entender esta heterogeneidad respecto al efecto dilución de recursos, exploramos mecanismos de ingresos laborales o por transferencias que

podrían anular el *trade-off* al aumentar el ingreso del hogar. Reportamos estos resultados en la tabla 6 para el ingreso mensual en la ocupación principal del padre y de la madre, así como sobre los ingresos del hogar por transferencias privadas y públicas.

Al respecto, solo encontramos efectos significativos del número de hijos sobre los ingresos mensuales en la ocupación principal de la madre en el ámbito urbano, asociado a 446 soles adicionales, es decir, un aumento del 51,8% sobre el promedio, de 862 soles. Pero este aumento en zonas urbanas no sería suficiente para compensar el efecto de dilución de recursos que parece existir en esas zonas. Además, los resultados en la tabla 6 son insuficientes para explicar la aparente inexistencia de dicho efecto en zonas rurales, porque no muestran un aumento importante del ingreso en esas zonas. Todo lo cual deja para futuros estudios la tarea de investigar cómo en zonas rurales las familias parecen no estar sujetas al efecto de dilución de recursos, mientras que en zonas urbanas sí lo están.

Tabla 6
Mecanismos proveedores de ingresos, por ámbito de residencia

	Madre: ingreso mensual en ocupación principal		Padre: ingreso mensual en ocupación principal		Ingreso mensual del hogar por transferencias privadas		Ingreso mensual del hogar por transferencias públicas	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
2SLS, número de hermanos	446,241** (177,523)	78,122 (85,234)	33,735 (135,532)	177,965 (115,087)	-1,806 (17,335)	-1,170 (8,076)	88,161 (71,327)	0,936 (9,309)
Primera etapa, nacimiento múltiple	1,039*** (0,056)	1,105*** (0,099)	1,104*** (0,054)	1,191*** (0,081)	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)	1,107*** (0,045)	1,134*** (0,070)
OLS, número de hermanos	45,679** (22,410)	-8,207 (10,705)	33,557 (27,245)	-41,395*** (10,223)	0,332 (3,797)	-3,858*** (0,795)	-2,789 (3,976)	1,862 (1,342)
Promedio, grupo sin nacimiento múltiple	861,787	352,060	1.601,017	605,379	89,469	17,615	65,744	53,780
Observaciones	9.918	3.568	14.432	8.982	19.219	12.274	19.219	12.274

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. La primera fila muestra los estimados de la segunda etapa de MCO para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo de estudio. La segunda fila muestra los estimados de la primera etapa. La tercera fila muestra estimados simples de MCO del número de hermanos. Los errores estándar, clustringados a nivel de conglomerado, se muestran en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Enaho 2009-2019 (INEI).

Pruebas de robustez

Para evaluar la robustez de nuestros resultados principales, utilizamos distintas especificaciones, que reportamos en el anexo 2. Primero, estimamos los efectos en regresiones sin controles, donde vemos que se mantiene el signo negativo, pero con menor magnitud. Esta reducción se explica porque los controles utilizados (a la luz de la literatura especializada) consideran características observables de la madre que influyen en la probabilidad de ocurrencia de un nacimiento múltiple.

Segundo, a los controles estándar agregamos el intervalo entre el nacimiento del primer y el segundo hijo como prueba de robustez. Este ejercicio brinda luces sobre si el efecto de un nacimiento múltiple se da realmente por el corto intervalo entre nacimientos, o por el aumento del tamaño de la familia. Como aclaran Black *et al.* (2010), dado que el intervalo entre hijos es endógeno, no se puede inferir causalidad de estas estimaciones. A pesar de ello, observamos que se mantienen los resultados principales, lo que sugiere que el efecto observado proviene del aumento del tamaño de la familia y no de la cercanía entre los nacimientos.

Tercero, separamos la muestra en dos períodos, de 2009 a 2014, y de 2015 a 2019. Para el primero, ya no se encuentran efectos negativos, sino más bien un efecto positivo y significativo en la hemoglobina ajustada. Por el contrario, en el segundo período hallamos resultados negativos y significativos para las tres medidas de nutrición. Los cambios en políticas sociales de lucha contra la anemia podrían explicar el cambio en la relación entre el número de hijos y el *trade-off* nutricional. Por ejemplo, en 2008 se inició el programa de entrega de micronutrientes para niños de 6 a 36 meses, que fue efectivo para reducir la anemia, pero tuvo problemas de implementación desde 2012 (Alcázar, 2016). Si bien los cambios en políticas públicas pueden afectar la relación entre el número de hijos y la desnutrición, está fuera del alcance de la investigación examinar esta interacción.

Por último, estimamos una especificación cuadrática para explorar la existencia de efectos marginalmente crecientes o decrecientes. En este caso, las primeras etapas del término lineal y cuadrático no son significativas, lo que indica que no es una especificación adecuada. Esto era de esperarse, pues no hay suficiente variabilidad en el número de hermanos como para estudiar efectos marginales diferenciados, dado que los niños en la muestra tienen entre uno y tres hermanos.

Conclusiones

La presente investigación ha identificado el efecto del número de hijos en la nutrición del hijo mayor, sobre la base del modelo teórico Q-Q y de una

estrategia empírica con nacimientos múltiples como variable instrumental. Así, hemos verificado la existencia de una relación causal entre la cantidad de hijos y la desnutrición infantil a nivel de toda la muestra analizada, donde encontramos que el número de hijos tiene un efecto negativo y significativo sobre la talla por edad (nutrición de largo plazo) en todo el período analizado (2009-2019), así como también sobre las otras dos medidas de nutrición: el peso por edad (nutrición de corto plazo) y el nivel de hemoglobina (marcador de anemia), durante el subperíodo 2015-2019.

Sin embargo, al dividir la muestra por ámbito de residencia, para las zonas urbanas hallamos evidencia de un *trade-off* entre cantidad de hijos y nutrición del hijo mayor en las tres medidas de nutrición; mas no para las zonas rurales. Para entender la razón detrás de esta heterogeneidad, exploramos posibles mecanismos de distribución del gasto del hogar. Y encontramos que, si bien el número de hijos tiene un efecto positivo sobre el gasto total en alimentos del hogar en ambos ámbitos de residencia, el aumento en zonas urbanas es menor y puede no compensar la expansión del tamaño de la familia. Es decir, en zonas urbanas predomina el efecto de dilución de recursos (por el cual el gasto en alimentos por hijo baja conforme aumenta el número de hijos), pero no encontramos evidencia de que este sea el caso en zonas rurales. Por último, exploramos variaciones en las fuentes de ingresos laborales o por transferencias que expliquen esa diferencia en el gasto, pero no encontramos evidencia que contribuya a comprender las razones de la heterogeneidad respecto a la dilución de recursos.

Una limitación de nuestro estudio es que nos concentramos en hogares en los que el hijo mayor es menor de cinco años, lo cual reduce la proporción de familias con más de cuatro hijos. Esto impide estudiar apropiadamente efectos marginalmente crecientes o decrecientes conforme crece el número de hijos. Adicionalmente, cabe recalcar que los únicos hijos estudiados son los mayores, debido a que la estrategia de identificación no permite la comparabilidad de hijos de distinto orden. Es plausible que haya heterogeneidad de efectos dependiendo del orden de nacimiento y del ámbito de residencia, pendientes de exploración por futuras investigaciones.

Referencias

- Agüero, J., & Marks, M. (2008). Motherhood and female labor force participation: Evidence from infertility shocks. *American Economic Review*, 98(2), 500-504. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.98.2.500>

- Alcázar, L. (2016). Algunas reflexiones sobre los programas alimentarios y nutricionales: cambios y retos durante la última década. En Grade (Ed.), *Investigación para el desarrollo en el Perú: once balances* (pp. 251-296). Lima: Grupo de Análisis para el Desarrollo (Grade). https://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/programasalimentarios_LA_35.pdf
- Angrist, J., & Evans, N. (1998). Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size. *American Economic Review*, 88(3), 450-477. <http://www.jstor.org/stable/116844>
- Angrist, J., Lavy, V., & Schlosser, A. (2010). Multiple experiments for the causal link between the quantity and quality of children. *Journal of Labor Economics*, 28(4), 773-824. <https://www.jstor.org/stable/10.1086/653830>
- Åslund, O., & Grönqvist, H. (2010). Family size and child outcomes: Is there really no trade-off? *Labour Economics*, 17(1), 130-139. <https://www.sciencedirect.com/journal/labour-economics/vol/17/issue/1>
- Banco Mundial. (2006). *Repositioning nutrition as central to development: A strategy for large-scale action*. The World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/7409>
- Banco Mundial. (2017). *An investment framework for nutrition reaching the global targets for stunting, anemia, breastfeeding, and wasting*. The World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/26069>
- Beasley, N., Hall, A., & Tomkins, A. (2000). The health of enrolled and non-enrolled children of school age in Tanga, Tanzania. *Acta Tropica*, 76(3), 223-229. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/10974162>
- Becker, G. (1960). An economic analysis of fertility. En NBER (Ed.), *Demographic and economic change in developed countries* (pp. 209-240). Columbia University Press. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c2387.pdf>
- Becker, G., & Lewis, H. (1973). On the interaction between the quantity and quality of children. *Journal of Political Economy*, 81(2), S279-S288. <https://www.jstor.org/stable/1840425>
- Bhalotra, S., & Clarke, D. (2016). *The twin instrument*. IZA Discussion Paper N.º 10505. Institute of Labour Economics. <https://ftp.iza.org/dp10405.pdf>
- Bhalotra, S., & Clarke, D. (2018). *The twin instrument: Fertility and human capital investment*. IZA Discussion Paper N.º 11878. Institute of Labour Economics. <https://ftp.iza.org/dp11878.pdf>
- Black, S., Devereux, P., & Salvanes, K. (2005). The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 669-700. <https://www.jstor.org/stable/25098749>
- Black, S., Devereux, P., & Salvanes, K. (2010). Small family, smart family? Family size and the IQ scores of young men. *The Journal of Human Resources*, 45(1), 33-58. <https://www.jstor.org/stable/20648936>

- Bougma, M., Pasquier-Dourmer, L., Legrand, T., & Kobiané, J. (2014). Fertility and schooling in Ouagadougou: The role of family networks. *Population*, 69(3), 391-418. doi:10.3917/popu.1403.0433
- Brito, G., & Onis, M. (2004). Growth status, behavior and neuropsychological performance: A study of Brazilian school age children. *Arquivos de Neuropsiquiatria*, 62(4), 949-954. doi:10.1590/s0004-282x2004000600004
- Cueto, S., Guerrero, G., Leon, J., De Silva, M., Huttly, S., Penny, M., Lanata, C. F., & Villar, E. (2012). *Social capital and education outcomes in urban and rural Peru*. Young Lives Working Paper N.º 28. <http://www.ninosdelmilenio.org/wp-content/uploads/2012/10/wp28.pdf>
- Fink, G., Peet, E., Danaei, G., Andrews, K., McCoy, D., Sudfeld, C., Smith, M., Ezzati, M., & Fawzi, W. (2016). Schooling and wage income losses due to early-childhood growth faltering in developing countries: National, regional, and global estimates. *American Journal of Clinical Nutrition*, 1(104), 104-112. doi:10.3945/ajcn.115.123968
- Glick, P., Marini, A., & Sahn, D. (2007). Estimating the consequences of unintended fertility for child health and education in Romania: An analysis using twins data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(5), 667-691. doi:10.1111/j.1468-0084.2007.00476.x
- Harpham, T. (2002). *Measuring the social capital of children*. Young Lives Working Paper 4. <https://www.younglives.org.uk/content/measuring-social-capital-children>
- Hatton, T., & Martin, R. (2010). Fertility decline and the heights of children in Britain, 1886-1938. *Explorations in Economic History*, 47(4), 505-519. doi:10.1016/j.eeh.2010.05.003
- Hatton, T., Sparrow, R., Suryadarma, D., & Van Der Eng, P. (2018). Fertility and the health of children in Indonesia. *Economics and Human Biology*, 28, 67-78. doi:10.1016/j.ehb.2017.12.002
- Horton, S., & Steckel, R. (2014). Malnutrition: Global economic losses attributable to malnutrition 1900-2000 and projections to 2050. En B. Lomborg (Ed.), *How much have global problems cost the world?* (pp. 247-272). Cambridge University Press. doi:<https://doi.org/10.1017/cbo9781139225793.010>
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2014). *Perú: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar – Endes*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1211/pdf/Libro.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2017). *Encuesta Demográfica y de Salud Familiar – Endes 2016*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1433/pdf/Libro.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2018a). *Encuesta Demográfica y de Salud Familiar – Endes 2017*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1525/index.html

- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2018b). *Encuesta Demográfica y de Salud Familiar – Endes 2017: series anuales de indicadores principales de la Endes*. Instituto Nacional de Estadística e Informática. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1643/libro.pdf
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2018c). *Perú: Perfil sociodemográfico – informe nacional*. Lima. https://www.inei.gov.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib1539/index.html
- Ivanovic, D., Perez, H., Olivares, M., Díaz, N., Leyton, B., & Ivanovic, R. (2004). Scholastic achievement: A multivariate analysis of nutritional, intellectual, socioeconomic, sociocultural, familial, and demographic variables in Chilean school-aged children. *Nutrition*, 20(10), 878-889. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15474876>
- Jensen, R. (2012). Another mouth to feed? The effects of (in)fertility on malnutrition. *CESifo Economic Studies*, 58(2), 322-347. doi:org/10.1093/cesifo/ifs014
- Kahn, B., Lumey, L., Zybert, P., Lorenz, J., Cleary-Goldman, J., D'Alton, M., & Robinson, J. (2003). Prospective risk of fetal death in singleton, twin, and triplet gestations: Implications for practice. *Obstetrics & Gynecology*, 102(4), 685-692. doi: 10.1016/s0029-7844(03)00616-1
- Li, J., Dow, W., & Rosero-Bixby, L. (2014). The declining effect of sibling size on children's education in Costa Rica. *Demographic Research*, 31(48), 1431-1454. doi:10.4054/DemRes.2014.31.48
- Li, J., Dow, W., & Rosero-Bixby, L. (2017). Education gains attributable to fertility decline: Patterns by gender, period, and country in Latin America and Asia. *Demography*, 54(4), 1353-1373. doi:10.1007/s13524-017-0585-z
- Millimet, D., & Wang, L. (2011). Is the quantity-quality trade-off a trade-off for all, none, or some? *Economic Development and Cultural Change*, 60(1), 155-195. doi:10.1086/661216
- Mogstad, M., & Wiswall, M. (2016). Testing the quantity-quality model of fertility: Estimation using unrestricted family size models. *Quantitative Economics*, 7(1), 157-192. doi:10.3982/QE322
- OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos). (2001). *The well-being of nations: The role of human and social capital*. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. <http://www.oecd.org/site/worldforum/33703702.pdf>
- Philpison, E. (2008). Nutrition in multifetal pregnancy. En C. Lammi-Keefe, S. Couch & E. Philpison (Eds.), *Handbook of nutrition and pregnancy* (pp. 93-100). Nueva Jersey: Humana Press. <https://www.springer.com/gp/book/9781617377983>
- Rosenzweig, M., & Wolpin, K. (1980). Testing the quantity-quality fertility model: The use of twins as a natural experiment. *Econometrica*, 48(1), 227-240. doi:10.2307/1912026
- Shinagawa, S., Suzuki, S., Chihara, H., Otsubo, Y., Takeshita, T., & Araki, T. (2005). Maternal basal metabolic rate in twin pregnancy. *Gynecologic and Obstetric Investigation*, 60(3), 145-148. doi: 101159/000086132

Anexos

Anexo 1: Resumen de la literatura relevante

Autores	Año	País	VARIABLES dependientes	Instrumento	Resultados
Rosenzweig, M.; Wolpin, K.	1980	India	Años de escuela Consumo de bienes durables	Nacimiento múltiple	Encuentran un efecto negativo sobre las medidas de calidad.
Black, S.; Devereux, P.; Salvanes, K.	2005	Noruega	Años de escuela Ingresos en la adultez Empleo en la adultez Embarazo adolescente	Nacimiento múltiple	Efecto del tamaño de la familia no es significativo.
Cáceres-Delpiano, J.	2006	Estados Unidos	Matrícula en escuela privada Participación laboral de la madre Divorcio de los padres Repetición de grado escolar	Nacimiento múltiple	Efecto negativo sobre probabilidad de atender una escuela privada y sobre la participación de la madre en la fuerza laboral, e incrementa la probabilidad de que los padres se divorcien.
Glick, P.; Marini, A.; Sahn, D.	2007	Rumania	Puntuación z de altura para la edad Matrícula escolar para niños entre 7 y 14 años	Nacimiento múltiple	Efecto negativo sobre las inversiones de capital humano en los hijos nacidos posteriormente.
Aslund, O.; Gronqvist, H.	2007	Suecia	Años de escuela Ingresos Notas escolares	Nacimiento múltiple	No encuentran efecto para años de escolaridad ni resultados en el mercado laboral. Sí hay efecto negativo sobre variables intermedias (notas en primaria y secundaria). El efecto es mayor en familias menos educadas, y el impacto aumenta con el tamaño de la familia y el orden de nacimiento.

Autores	Año	País	Variables dependientes	Instrumento	Resultados
Agiiero J.; Marks, M.	2008	Bolivia, Brasil, Colombia, Guatemala, Perú y República Dominicana	Matrícula escolar y años de escuela estandarizados Peso para la edad, altura para la edad, estado de lactancia	Infertilidad	Efecto negativo del número de hijos sobre indicadores de salud (peso para la edad y práctica de lactancia), pero no para educación.
Angrist, J.; Lavoy, V.; Schlosser, A.	2010	Israel	Completar escolaridad Estado en el mercado laboral Ingresos adultos Estado marital Fertilidad	Nacimiento múltiple Composición de sexo	No encuentran evidencia de <i>male-off</i> para ninguna medida con ningún instrumento.
Black, S.; Devereux, P.; Salvanes, K.	2010	Noruega	Coeficiente intelectual	Nacimiento múltiple Composición de sexo	Composición de sexo: no muestran efectos significativos. Nacimiento múltiple: muestra que existe un efecto negativo significativo.
Hatton, T.; Martín, R.	2010	Reino Unido	Talla por edad	Nacimiento múltiple	Efecto negativo sobre la altura.
Agiiero J.; Marks, M.	2011	26 países en desarrollo, incluidos el Perú y otros seis países latinoamericanos	Participación laboral femenina en trabajo remunerado y no remunerado (mujer trabajó en los últimos 12 meses)	Infertilidad	No afecta ni la probabilidad de trabajar ni la intensidad del trabajo, pero sí impacta el tipo de trabajo que la mujer busca. Encuentran un efecto del tamaño de la familia sobre la participación laboral de mujeres jóvenes (35 años o menos) y encuentran un efecto negativo en la participación en la fuerza laboral remunerada.

Autores	Año	País	Variables dependientes	Instrumento	Resultados
Millimet, D.; Wáng, L.	2011	Indonesia	Altura para edad BMI para edad	Composición de sexo	No encuentran evidencia en promedio del <i>trade-off</i> . Existe evidencia significativa del <i>trade-off</i> en algunos percentiles de las colas de distribución de IMC.
Jensen, R.	2012	India	Altura para edad Peso para altura	Infertilidad	Efecto negativo sobre peso para altura de niñas, mas no para niños. Efecto no significativo en altura para edad.
Ponczek, V.; Andre, P.	2012	Brasil	Trabajo infantil Participación en las tareas del hogar Asistencia a la escuela	Nacimiento múltiple	Efecto positivo sobre participación en trabajo infantil para hombres y mujeres, en tareas del hogar para mujeres jóvenes. Efecto negativo en logro escolar.
Bougma, M.; LeGrand, T.; Kobiané, J.	2014	Burkina Faso	Años de escuela	Infertilidad	Efecto negativo del número de hermanos en todas las medidas (y mayor en términos absolutos que el estimador MCO)
Li, J.; Dow, W.; Rosero-Bixby, L.	2014	Costa Rica	Años de secundaria culminados	Composición de sexo	Entre los grupos nacidos antes de 1980, efecto negativo sobre probabilidad de culminar secundaria. Para el grupo nacido después de 1980, la relación desaparece.
Cools, S.; Hart, R.	2016	Noruega	Fertilidad en la adultez	Composición de sexo	Efecto positivo sobre la fertilidad masculina, pero efecto negativo sobre la fertilidad femenina.

Autores	Año	País	Variables dependientes	Instrumento	Resultados
Hatton, T.; Sparrow, R.; Suryadarma, D.; Van der Eng, P.	2017	Indonesia	Puntuación z de altura	Acceso a anticonceptivos Acceso a televisión	Una reducción de un tercio de una desviación estándar en la puntuación z de altura. El efecto es más fuerte entre familias con madres menos educadas y está presente tanto en un ambiente urbano como en uno rural.
Li, J.; Dow, W.; Rosero-Bixby, L.	2017	5 países de Asia y 12 de América Latina, incluido el Perú	Años de secundaria culminados	Composición de sexo	Un hermano más reduce la probabilidad de culminar la educación secundaria en 6 pp. para mujeres y en 4 pp. para hombres. Perú, 1993: 2 pp. para hombres y 4 pp. para mujeres. Perú, 2007: 3 pp. para hombres y 2 pp. para mujeres.

Elaboración propia.

Anexo 2: Pruebas de robustez

	Talla por edad (percentil)	Peso por edad (percentil)	Hemoglobina ajustada por altura
(1) Sin controles, efecto 2SLS	-0,020 (0,040)	-0,013 (0,044)	-0,212 (0,143)
(2) Intervalos de nacimiento, efecto 2SLS	-0,063** (0,029)	-0,058 (0,044)	-0,199 (0,145)
(3) 2009-2014, efecto 2SLS	0,006 (0,062)	0,058 (0,049)	0,743** (0,335)
(3) 2015-2019, efecto 2SLS	-0,084** (0,033)	-0,092* (0,054)	-0,418*** (0,146)
(4) Especificación cuadrática, efecto lineal 2SLS	1,839 (2,999)	-5,598 (6,818)	-14,209 (17,439)
(4) Especificación cuadrática, efecto cuadrático 2SLS	-0,624 (0,984)	1,817 (2,261)	4,596 (5,787)
Primera etapa para término lineal, coeficiente lineal	-3,887 (3,143)	-4,170 (3,292)	-4,288 (3,371)
Primera etapa para término lineal, coeficiente cuadrático	1,664 (1,079)	1,762 (1,131)	1,803 (1,158)
Primera etapa para término cuadrático, coeficiente lineal	-14,772 (11,512)	-15,728 (12,003)	-16,291 (12,399)
Primera etapa para término cuadrático, coeficiente cuadrático	6,077 (3,971)	6,408 (4,142)	6,602 (4,279)

Notas. Estimados para los niños de la muestra seleccionada. Las variables dependientes están en el encabezado de cada columna. Estimados de la segunda etapa de MCO para la variable independiente número de hermanos, instrumentalizada por la ocurrencia de un nacimiento múltiple en alguno de los nacimientos posteriores al del hijo de estudio. Los errores estándar, clusterizados a nivel de conglomerado, se muestran en paréntesis bajo cada estimado.

Fuente: elaboración propia con datos de Endes 2009-2019 (INEI).