

Estimación de la manutención infantil para hogares monoparentales en las ciudades capitales de Bolivia

Estimation of Child Support for Single-headed Households in Capital Cities of Bolivia

*Edison Choque**

*Carla Salamanca***

*Isabel Quehui****

Resumen****

El estudio ofrece una metodología que combina el enfoque marginal y per cápita-promedio para la estimación de la manutención infantil. Se utiliza la encuesta de presupuestos familiares 2015-2016 para los hogares que están por encima de la línea de pobreza moderada de cinco ciudades capitales y la metrópoli de La Paz, en Bolivia. Según los resultados, la manutención infantil mensual se encuentra entre Bs. 1,045 (Sucre) y Bs. 1,509 (Trinidad) en hogares con un niño en educación pública. Si la educación es privada, este cálculo asciende a Bs 1,570

* Investigador junior (Fundación INESAD).
Contacto: edison.choque.sanchez@gmail.com

** Investigadora junior (Fundación INESAD).
Contacto: salamancamaquedacm@gmail.com

*** Investigadora junior (Fundación INESAD).
Contacto: mariaisabelquehuimartinez@gmail.com

**** El estudio forma parte del "Primer Concurso Universitario en Investigación", organizado por el Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo (INESAD) y el Centro de Estudiantes de la Carrera de Economía de la Universidad Mayor de San Andrés (UMSA). Agradecemos a Osvaldo Nina, Investigador Sénior de la Fundación INESAD, por la acertada orientación y comentarios para la culminación del estudio.

(La Paz-metrópolis) y Bs 1,959 (Trinidad). En la metrópoli de La Paz, la manutención infantil representa el 67% y 87% del salario mínimo nacional cuando el niño estudia en una escuela fiscal y privada, respectivamente. Se evidencia que estos porcentajes son superiores al mínimo del 20% que establece el Código de las Familias y del Proceso Familiar (Ley N°603, 2014).

Palabras clave: matching; manutención infantil; hogar monoparental y rango común.

Abstract

The study offers a methodology that combines the marginal and per capita-average approach for estimating child support. The 2015-2016 family budget survey is used for households above the moderate poverty line in 5 capital cities and the metropolis of La Paz, in Bolivia. According to the results, monthly child support lies between Bs. 1,045 (Sucre) and Bs. 1,509 (Trinidad) in households with a child enrolled in public education. If education is private, this calculation rises to Bs. 1,570 (La Paz-metropolis) and Bs. 1,959 (Trinidad). In the metropolis of La Paz, child support represents 67% and 87% of the national minimum wage when children study in public and private schools respectively. It is evident that these percentages are higher than the minimum of 20% established by the Family and Family Process Code (Law N° 603, 2014).

Keywords: matching; child support; single-headed household and common range.

Clasificación/Classification JEL: D1, D11, D12

1. Introducción

Existe un consenso generalizado de que la infancia es la etapa más vulnerable y determinante en la vida de un ser humano, debido a que los efectos en el desarrollo personal durante la edad temprana son difíciles de revertir (Echeverría *et al.*, 2019). Por ello, el bienestar de los infantes debe ser una prioridad no solamente para los padres, sino para la sociedad en general. Invertir en el desarrollo de la infancia tiene retornos positivos para la economía, pues se incrementan la productividad y los ingresos de las generaciones futuras. Además, disminuye el riesgo de pobreza futura, por lo cual reduce también el costo elevado de los programas sociales para el Estado (Heckman, 2017).

El bienestar de los niños también depende críticamente de lo que suceda en el hogar: si los hogares tienen bajos ingresos, entonces invierten menos recursos en el desarrollo de los niños. La literatura económica ha mostrado también que la asignación de recursos a los niños depende del nivel de ingresos, del número de hijos, de la educación y de las preferencias de los padres (Becker, 1993). Esta asignación puede complicarse a causa del divorcio, ya que éste constituye un proceso de ruptura y transformación familiar. Consecuentemente, los hogares monoparentales son los más propensos a vivir en la pobreza y los hijos tienen menos probabilidades de ir a la escuela secundaria (Calder, 2018).

Según ONU Mujeres (2020), América Latina y el Caribe tienen la tasa más alta de hogares monoparentales del mundo (11%), de los cuales la gran mayoría son dirigidos por madres solteras, que a menudo hacen malabares con el trabajo remunerado y la crianza de los hijos. Esta realidad no cambia en Bolivia, ya que los hogares monoparentales están altamente representados por mujeres: las madres solteras representan el 80% de los hogares monoparentales de forma permanente entre 2011 y 2019, según datos del Instituto Nacional de Estadística (INE, 2020).

La situación empeora porque el índice de divorcios crece considerablemente desde hace más de una década en Bolivia. Según el Órgano Electoral Plurinacional (2020), entre 2011 y 2019 se registraron un total de 129 mil disoluciones matrimoniales, lo que significa aproximadamente 16,500 divorcios o anulaciones matrimoniales en promedio por año desde 2015: un promedio anual superior al registrado entre 2011 y 2014 (9,600 disoluciones). En este contexto, la determinación de la manutención infantil toma relevancia.

Desde 2014, el Código de las Familias y el Proceso Familiar (Ley N° 603, 2014) regula el pago de la manutención infantil en Bolivia. Según esta ley, la manutención infantil mensual no debe ser inferior al 20% del salario mínimo nacional (SMN) por niño. Este porcentaje era equivalente a de Bs. 288 en 2014 y llegó a Bs. 424 para 2020 (INE, 2020).

En un contexto en el que los divorcios van en aumento y existen más mujeres solteras criando niños, la necesidad de contar con un parámetro técnico alternativo para la manutención infantil es importante. Además, esto permitiría evaluar si la legislación vigente se adecua o no a la realidad de los hogares monoparentales bolivianos.

De este modo, el estudio ofrece una perspectiva técnica para el cálculo de la manutención infantil para cinco ciudades capitales y la metrópoli de La Paz, en Bolivia. Esta metodología combina los enfoques del costo marginal y costo per cápita-promedio. A través de métodos estadísticos de pareamiento, el primer enfoque compara hogares con un niño (0 y 13 años) y hogares sin niños, para aproximar el gasto colectivo (por ejemplo, el gasto en alimentación) en un niño. El segundo enfoque calcula el promedio del gasto exclusivo (por ejemplo, el gasto en ropa y vestimenta) del niño; y además calcula el gasto per cápita o promedio de gastos colectivos necesarios para garantizar el bienestar integral del niño.

La estimación de la manutención infantil fue obtenida utilizando la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016 publicada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) para Bolivia. El estudio puede ser aplicado en casos ajenos a la realidad boliviana, porque solamente se requiere información sobre el gasto/consumo que incluya variables sociodemográficas de los hogares y una ley sobre la asistencia familiar para seleccionar los gastos prioritarios del niño.

Una vez desarrollada la introducción, el documento se divide en cinco secciones adicionales. La segunda sección describe los métodos de estimación de la manutención infantil. En la tercera sección se presenta la metodología. La cuarta sección desarrolla los datos y su descripción. En la quinta sección se presentan los resultados y, finalmente, en la sexta sección se discuten las conclusiones y algunas reflexiones.

2. Métodos para la estimación de la manutención infantil

Los métodos de estimación del costo de manutención de un niño tienen bases teóricas en modelos de consumo de los hogares unitarios y colectivos. Por un lado, como señalan Echeverría *et al.* (2019), el modelo de consumo unitario postula que el jefe del hogar es la única unidad de decisión que tiene una función de utilidad, que se maximiza bajo una restricción presupuestaria con recursos del hogar. Por otro lado, el modelo de consumo colectivo, como una extensión del modelo unitario, reconoce explícitamente la existencia de varias unidades de decisión, con potenciales diferencias entre las preferencias de los miembros del hogar (Chiappori, 1988 y 1992).

Existen dos enfoques para la estimación del costo de manutención infantil, que son el costo marginal y el costo per cápita-promedio. El primero parte del modelo colectivo del consumo y el segundo del modelo unitario del consumo. Por un lado, el enfoque marginal intenta aproximar el costo a través de un ingreso equivalente que compensa la reducción del bienestar del hogar por la presencia de niños. Por otro lado, el enfoque per cápita-promedio aproxima el costo en términos monetarios. A continuación, se describen ambos enfoques y sus variantes.

El enfoque del costo marginal usa el modelo colectivo del consumo para calcular las equivalencias de escala o ingresos equivalentes (Pollak y Wales, 1981; Betson, 2006). Como señalan Alonzo y Mancero (2011), “estos ingresos equivalentes son calculados para determinar la escala de equivalencia, que indica el costo de satisfacer necesidades de un hogar particular expresado en términos de un hogar de referencia”.

En síntesis, el enfoque del costo marginal compara hogares con niños y sin niños, a partir de lo cual se calcula la diferencia de los patrones de consumo entre ambos hogares. Este enfoque compara hogares con el mismo nivel de bienestar o estándar de vida, donde las características sociales y económicas del hogar determinan las bases de dicha comparación. Existen dos métodos para aproximar los cambios en el bienestar del hogar por la presencia de niños: el método de Engel y el de Rothbarth.

El método de Engel considera que la proporción de gasto en alimentos es un buen indicador del nivel de bienestar del hogar. De este modo, los hogares con similar nivel de ingresos (similar proporción de gasto en alimentos) muestran una relación creciente entre el gasto en alimentos y el número de niños en el hogar (Deaton, 1986). Entonces, el método de Engel obtiene equivalencias de escala que permiten comparar el bienestar de hogares con diferente composición demográfica, donde el costo de un niño es igual al porcentaje del gasto en un adulto equivalente. Un caso práctico para México muestra que el consumo de dos adultos y cuatro niños es equivalente al consumo de 4.8 adultos; entonces, por deducción, el costo marginal de un niño es igual al 70% del costo de un adulto (Alonzo y Mancero, 2011).

En cambio, el método de Rothbarth considera al gasto en bienes adultos como una alternativa para aproximar el bienestar del hogar. Los bienes adultos están relacionados al consumo de alcohol, tabaco, bienes de lujo, y además a los ahorros en el hogar. Una condición

necesaria para la validación de este método es la separabilidad demográfica del consumo de bienes en el hogar. Es decir, debe existir información desagregada sobre el gasto exclusivo en bienes adultos (Deaton *et al.*, 1989). Según los resultados de este método, el costo del niño es equivalente al ingreso que compensa la reducción del consumo en bienes de adultos. Para el caso de Bolivia, el costo del primer niño representa el 38% del costo de un adulto equivalente en un hogar con dos adultos (Alonzo y Mancero, 2011).

No obstante, existen críticas a los métodos de Engel y Rothbarth. Por un lado, se entiende que el niño consume más alimentos en los primeros años, por lo cual la proporción de gasto en alimentos es mayor que antes de la llegada del niño. Por ende, el método de Engel sobreestima el nivel de ingreso requerido para mantener al hogar en la situación inicial (sin niños) (Nicholson, 1976). Por otro lado, considerando que la separabilidad de preferencias entre padres e hijos no se cumple en la práctica, ya que los padres también pueden obtener utilidad del consumo realizado por los hijos, el ingreso que compensa la reducción del consumo en bienes adultos previo a la llegada de los niños es mayor; entonces, el método de Rothbarth subestima las escalas de equivalencia (Gronau, 1991).

Comanor *et al.* (2015) proponen una alternativa para la estimación del costo de un niño, basada en el enfoque del costo marginal con resultados monetarios. Este método consiste en diferenciar hogares biparentales y monoparentales, que son clasificados por el nivel de ingresos. Se considera al gasto de los hogares bajo un criterio denominado “dinero que efectivamente sale del bolsillo”. Un sistema de ecuaciones lineales para seis ítems de gasto estima el efecto de la presencia del niño sobre el gasto del hogar. En concreto, la variable de interés es categórica y corresponde al número de niños. Con esto se captura el gasto adicional en bienes colectivos y exclusivos por la presencia de niños en el hogar.

El enfoque del costo per cápita-promedio divide el gasto de los hogares en colectivos y exclusivos. El gasto colectivo es aquel gasto compartido entre los miembros del hogar, como por ejemplo el gasto en servicios básicos (agua, luz y combustible). El gasto exclusivo es aquel gasto que pertenece a un miembro particular del hogar, como por ejemplo el gasto en ropa de adultos varones. Lino *et al.* (2017) presentan los pasos del enfoque del costo per cápita-promedio como sigue: i) asignación directa de gastos exclusivos para los niños (ropa, cuidado del niño y educación), ii) asignación de gastos a nivel del hogar en función a cuotas

de presupuesto determinadas en estudios autorizados que usan encuestas más detalladas (alimentación y atención médica) o basada en el gasto per cápita (transporte y artículos varios), iii) cálculo del gasto en vivienda bajo el costo promedio de una habitación adicional.

En concreto, el enfoque del costo per cápita-promedio abarca por separado el costo para hogares biparentales y monoparentales con niños. Además, considera aspectos como la edad de los niños, el nivel de ingreso del hogar, las proporciones de gasto sobre el presupuesto y la residencia. Un estudio para Estados Unidos muestra que el costo monetario para la crianza de un niño (desde que nace hasta los 17 años) se encuentra entre los 12,350 y 13,900 dólares anuales en hogares de ingresos medios, con dos hijos y una pareja casada (Lino *et al.*, 2017).

Desde el punto de vista legal, existen guías metodológicas que determinan la manutención infantil y que están sujetas a la legislación de cada país. Las mismas varían en su sustento técnico y muchas veces están sujetas al juzgado de familia asignado a cada caso. De este modo, Ellman (2004) advierte que la manutención infantil es un fenómeno problemático, y su tratamiento como un ejercicio técnico debe considerar aspectos sociales y legales al mismo tiempo.

3. Propuesta metodológica para la estimación de la manutención infantil

La metodología estima la manutención infantil combinando el enfoque marginal y per cápita-promedio; además, aplica la legislación correspondiente sobre asistencia familiar en cada país. Es una combinación de ambos enfoques, porque se busca comparar hogares con el mismo nivel de bienestar (noción teórica extraída de las equivalencias de escala) y calcular en términos monetarios el costo de manutención del niño (pragmatismo extraído de los costos per cápita y promedio). A conocimiento de los autores, esta metodología constituye la primera propuesta técnica sobre la manutención infantil en Bolivia.

La estimación de la manutención infantil consta de dos componentes que son resultado de la aplicación del enfoque marginal y per cápita-promedio. La ecuación (1) presenta el modelo que agrega ambos componentes:

$$CS = \sum_{i=1}^N ATT_i + PC_k + AC_j \quad (1)$$

Se define al gasto colectivo como aquel que es compartido en el hogar, como el gasto en alimentación, servicios básicos, vivienda, entre otros. En cuanto a los gastos exclusivos, éstos pueden ser el gasto en vestimenta, zapatos, matrícula educativa, entre otros.

Entonces, en la ecuación 1 se tiene que el CS (child support, manutención del niño) es el costo monetario del niño. Este costo es igual a la sumatoria de los distintos ATT (*Average Treatment Effect on the Treated*, Efecto Promedio del Tratamiento en los Tratados) donde N representa el total de gastos colectivos del hogar; luego se agrega el PC (*per cápita cost*, costo per cápita) y, finalmente, también se suma el AC (*average cost*, costo promedio).

De este modo, ATT es el primer componente, resultado del enfoque marginal y PC y AC representan al segundo componente, que se obtiene del enfoque per cápita-promedio. La agregación de los gastos puede ser mensual o anual, dependiendo de la información disponible.

El ATT es el impacto de una intervención en un grupo de determinado. La diferencia de las medias del resultado potencial entre un grupo que recibe el tratamiento y otro grupo de control (sin tratamiento) calcula el impacto. El tratamiento es la intervención o acción que busca un resultado determinado y la variable que cambia a causa del tratamiento se denomina “resultado potencial”. Por ejemplo, una intervención podría definirse como un programa de entrenamiento (tratamiento) para empleados en una empresa. Esta medida busca mejorar el rendimiento promedio de la producción de zapatos por hora (resultado potencial) de los trabajadores.

Adicionalmente, el grupo de tratamiento y el grupo de control deben ser comparables, es decir, deben ser grupos con características similares para que sea posible calcular el ATT. Al procedimiento que permite obtener grupos comparables se denomina pareo estadístico.

El ATT se aplica en la ecuación 1 para estimar el gasto colectivo i en un niño. Entonces, a partir de la aplicación del pareamiento estadístico a hogares con un niño y sin niños, se

calcula el gasto i -ésimo colectivo (por ejemplo: el gasto en alimentos) en un niño. Los gastos colectivos estimados por el ATT van desde que $i=1$ hasta N .

Por otro lado, el PC es un procedimiento estadístico sencillo que consiste en dividir el promedio del gasto colectivo k entre el número de miembros en el hogar. Finalmente, el AC consiste en dividir el gasto exclusivo o colectivo j entre el total de observaciones.

Ahora, ¿cómo se asignan los i , k y j gastos en la ecuación (1)? La respuesta es variable porque depende de la legislación y la disponibilidad de información en cada país. Sin embargo, se destaca una regla importante a tomar en cuenta. Ésta establece que los gastos colectivos i que no son estadísticamente significativos a través de las estimaciones del ATT, deberán pasar a formar parte de los k gastos colectivos estimados simplemente por el PC.

Hasta ahora, la estimación del ATT es quizá lo más interesante e innovador, puesto que permite aproximar el gasto colectivo en un niño a partir de métodos de pareamiento que consideran variables socioeconómicas del hogar¹. De este modo, luego de exponer los componentes del modelo para la estimación de la manutención infantil, surge la siguiente interrogante: ¿cómo se estima el ATT de forma robusta? Para esto es necesario preparar en primer lugar la base de datos a través del pareo estadístico, para luego estimar el ATT de forma robusta.

El pareamiento es una técnica estadística que construye el mejor grupo de comparación posible sobre la base de características observables (Gertler *et al.*, 2017). Este método es utilizado generalmente en la evaluación de impacto. De acuerdo a la robustez de sus estimaciones, estos métodos estadísticos son útiles cuando se tienen estudios cuasi-experimentales o experimentales. De este modo, el fenómeno social de la maternidad podría ser abarcado como un estudio cuasi-experimental, donde la intervención consiste en asignar de forma aleatoria un niño a algunos hogares y otros no². Entonces, el grupo de tratamiento corresponde a hogares monoparentales con un niño y el grupo de control a hogares sin niños.

¹ Es importante aclarar que estos métodos de pareamiento no son un método de estimación, sino una forma de preparar la base de datos, para posteriormente calcular la diferencia o el impacto del tratamiento que se conoce como el ATT.

² Evidentemente, este supuesto no se cumple, ya que la asignación del tratamiento consiste en una autoselección en datos observacionales y, por tanto, no es aleatoria.

El procedimiento del pareamiento estadístico para la estimación del ATT está compuesto por dos pasos: Primero se aplica el método del CEM (*Coarsening Exact Matching*, en español pareamiento exacto aproximado) para equilibrar³ la varianza de características observables entre hogares con un niño y sin niños. Segundo se aplican los métodos de pareamiento tradicionales basados en el PSM (*Propensity Score Matching*, en español, pareamiento por puntaje de propensión). Finalmente, luego de los dos pasos anteriores se estiman los ATT del i-ésimo gasto colectivo seleccionado.

3.1. Pareamiento exacto aproximado

El CEM es un algoritmo que limita el desequilibrio en algunas características de las distribuciones empíricas⁴ a través de una elección *ex ante*. Esta elección *ex ante* se refiere al aumento de observaciones similares a las covariables actuales para crear estratos y, luego, parrear las observaciones dentro de cada estrato. Luego se asigna cada estrato a los datos originales (Blackwell *et al.*, 2009).

En concreto, el procedimiento del algoritmo sigue los siguientes pasos:

- Se inicia identificando las covariables X y sus copias, denominadas X^* .
- Luego se incrementan las observaciones X^* acorde a los puntos de corte⁵ o el proceso automático del CEM.
- Se crea un estrato por cada observación X^* y se coloca cada observación en un estrato.
- Se asigna cada estrato a la base de datos original X y luego se eliminan todas las observaciones que no se encuentren en un estrato donde exista por lo menos una unidad de tratamiento o de control.
- Una vez completado este proceso, los estratos son base para calcular el ATT.

3 En otras palabras, reducir el desequilibrio de la distribución de las covariables (características socioeconómicas de los hogares) entre el grupo de tratamiento y el grupo de control.

4 Además, el CEM reduce el desequilibrio del histograma multivariado completo de unidades tratadas y de control, que incluye todas las interacciones y no linealidades.

5 Estos puntos de corte pueden ser creados por el investigador. Por ejemplo, en lugar de usar los años de educación (variable continua) se puede crear una variable categórica que identifique los niveles de educación (primaria, secundaria o superior).

Adicionalmente, el CEM ofrece una herramienta para evaluar la magnitud del desequilibrio a través del coeficiente L_1 como sigue:

$$L_1(f, g) = \frac{1}{2} \sum_{i_1, \dots, i_k} |f_{i_1, \dots, i_k} - g_{i_1, \dots, i_k}| \quad (2)$$

L_1 es una función de f y g , y ésta es igual a la sumatoria dividida entre dos del valor absoluto de una diferencia. Esta diferencia proviene de las k observaciones de f (grupo de tratamiento) y g (grupo de control). Si L_1 es cero, significa que existe un perfecto balanceo entre los grupos f y g ; de lo contrario, si L_1 se aproxima más a 1, significa que existe una completa separación. El algoritmo del CEM calcula la magnitud del desequilibrio de forma automática.

3.2. Pareamiento por puntaje de propensión y el efecto promedio del tratamiento en los tratados

El PSM es un método estadístico de pareamiento que calcula la probabilidad (denominada puntaje de propensión) de pertenecer al grupo de tratamiento sobre la base de características observables (variables explicativas). De acuerdo a la literatura de la evaluación de impacto, el ATT es el impacto de participar en un programa (recibir el tratamiento). Este impacto se estima comparando los resultados promedio de un grupo de tratamiento con el resultado promedio del subgrupo de unidades estadísticamente pareadas (Gertler *et al.*, 2017).

De este modo, para calcular el ATT es necesario comparar hogares que reciben el tratamiento con hogares de similares características que no lo reciben. Se recuerda que la asignación del tratamiento corresponde a la presencia del niño en el hogar.

Para lograr una estimación robusta del ATT, se usan datos observacionales para el pareo de la muestra (Rosenbaum y Rubin, 1983). Dado que el PSM no es un método de asignación aleatoria, pero intenta imitarlo, pertenece a la categoría de estudios cuasi-experimentales (Gertler *et al.*, 2017). Con este método se reduce el sesgo de los resultados cuando la comparación de las covariables entre el grupo de tratamiento y el de control tiene un puntaje de propensión similar. Sin embargo, los resultados del pareamiento por el PSM solo son tan buenos como las características que se usan para el pareamiento.

Una condición básica para encontrar un buen contrafactual es asumir que la asignación del tratamiento no afecta a las características del individuo. Esto porque esas mismas características son utilizadas para el pareo. De este modo, es recomendable usar características observables solo de la línea base (antes de la aplicación del programa) para cualquier puntaje de propensión⁶.

Matemáticamente, el modelo de probabilidad para encontrar los puntajes de propensión tienen la siguiente formulación: $p(x) = \text{prob}(x) = E(D | x)$, donde $D = 1$ representa a las observaciones tratadas, y $D = 0$ representa a las observaciones de control. En otras palabras, este modelo calcula la probabilidad de recibir el tratamiento (participar del programa o intervención) dadas las características del individuo. El vector x representa el conjunto de características que podrían estar relacionadas con una probabilidad positiva de participar en el programa. En consecuencia, el PSM es obtenido a través de un modelo probit o logit, considerando a D como la variable dependiente y a las variables del vector x como las independientes.

A continuación, se presentan los distintos métodos estadísticos para hallar el puntaje de propensión, y luego estimar el ATT:

- ♦ Estratificación: consiste en dividir el rango de variación del puntaje de propensión en intervalos, de tal forma que cada intervalo tenga el mismo promedio del puntaje de propensión entre el grupo tratado y el de control. Entonces, el algoritmo de estratificación genera automáticamente bloques en función de los puntajes de propensión. Luego, se calculan las diferencias del promedio de las salidas entre los dos grupos. De este modo, el ATT es calculado para cada bloque, con ponderaciones dadas por las distribuciones de las unidades de tratamiento a través de los bloques.
- ♦ Vecino más cercano y pareamiento de 2 a 1: esta técnica ordena aleatoriamente el grupo de tratamiento y el de control, y luego selecciona para cada tratamiento uno o dos pareos de control a través del puntaje de propensión más cercano. Finalmente, se computa la diferencia entre la salida del grupo de control y la salida del grupo de tratamiento para estimar el ATT.

⁶ Es evidente que el estudio no cuenta con información disponible para considerar la línea base de las características de los hogares y, por tanto, es una limitación del estudio.

- Kernel: Consiste en que todos los tratamientos son pareados con un promedio ponderado de todos los controles. Las ponderaciones son inversamente proporcionales al puntaje de propensión de los tratados y los controles.
- *Inverse probability weights*: este método estima el ATT a partir de la media del resultado potencial de la data observacional por probabilidad de ponderación inversa (IPW). Los estimadores de la IPW utilizan ponderaciones de probabilidad estimadas para corregir los datos faltantes en los potenciales resultados.
- *IPW regression adjustment*: esta técnica estima el ATT y la media del resultado potencial de los datos observacionales por ajuste de probabilidad de ponderación inversa (IPWRA). Con IPWRA se usan ponderaciones en los coeficientes de la regresión, para calcular promedios de resultados pronosticados a nivel de tratamiento. Los ponderadores provienen de las probabilidades inversas del tratamiento y los contrastes de estos promedios estiman los efectos del tratamiento. Entonces, los estimadores de la IPWRA tienen la propiedad doblemente robusta.
- Mahalanobis: es un pareamiento métrico que ordena los grupos de tratamiento y de control aleatoriamente. Luego calcula la distancia entre los primeros sujetos tratados y de control, la cual está dada por $d(i, j) = (u - v)^T C^{-1} (u - v)$, donde u y v son los valores de las variables pareadas (incluyendo los puntajes de propensión). C es la matriz de covarianza de las variables pareadas de los grupos de control.

El efecto del tratamiento para un hogar n , notado como δ_n se define como la diferencia entre el resultado potencial en caso de tratamiento (Y_{1n}) y resultado potencial en ausencia de tratamiento (Y_{0n}), donde n es la n -ésima observación (Heinrich *et al.*, 2010). Entonces se tiene la ecuación 3:

$$\delta_n = Y_{1n} - Y_{0n} \quad (3)$$

Ahora, el ATT puede expresarse como la esperanza de la diferencia de los resultados Y_1 y Y_0 , dado que reciben el tratamiento.

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 \mid D = 1) \quad (4)$$

Como el promedio de una diferencia es la diferencia de los promedios, el ATT puede reescribirse como:

$$ATT = E(Y_1 | D = 1) - E(Y_0 | D = 1) \quad (5)$$

El segundo término de la ecuación 5 es el resultado potencial promedio que podían haber obtenido los hogares tratados en ausencia del tratamiento, lo cual no es observable. Entonces, existe un problema con la ecuación 3, porque el parámetro δ_n no es observable debido a que depende de los resultados de los contrafácticos⁷. Por tanto, la diferencia observable es:

$$\Delta = E(Y_1 | D = 1) - E(Y_0 | D = 0) \quad (6)$$

En la ecuación 6 se muestra que $E(Y_0 | D = 0)$ es el resultado promedio de los individuos que no recibieron el tratamiento. Ahora, sumando y restando el término $E(Y_0 | D = 1)$ en la ecuación 6 se tiene:

$$\begin{aligned} \Delta &= E(Y_1 | D = 1) - E(Y_0 | D = 1) + E(Y_0 | D = 1) - E(Y_0 | D = 0) \\ \Delta &= ATT + E(Y_0 | D = 1) - E(Y_0 | D = 0) \\ \Delta &= ATT + SB \end{aligned} \quad (7)$$

De este modo, la ecuación 7 describe que en la práctica se tiene un sesgo (SB) que se reduce cuando se aplican los métodos de pareamiento. Dado que el CEM limita el desequilibrio de las covariables, se reduce el sesgo (SB), permitiendo una mejor estimación de los parámetros de interés. Por esta razón, el CEM se aplica antes de utilizar los métodos de pareamiento de puntaje de propensión (PSM) para estimar el ATT.

Existen dos supuestos principales para la estimación del ATT. El primero es el supuesto de “independencia condicional”, que restringe la dependencia entre el modelo de tratamiento

⁷ Es decir, depende de un hecho no observable que podría ser aproximado con un evento similar conocido como contrafáctico.

y el modelo de resultado⁸. Intuitivamente, este supuesto indica que solo las covariables observadas afectan al tratamiento, mientras que la variable de resultado no afecta a los estados del tratamiento. El segundo supuesto indica que cada individuo que recibe el tratamiento encuentre otro individuo con similar puntaje de propensión que no recibe el tratamiento; por lo tanto, logra cumplir con la “condición de solapamiento o rango común”. Si el gráfico de densidad de las probabilidades de recibir un nivel de tratamiento no se concentra en 0 o 1, entonces se comprueba el segundo supuesto.

El CEM resuelve parcialmente el primer supuesto⁹. En efecto, este algoritmo limita el grado de dependencia del modelo y el error de estimación del efecto causal. A su vez, establece un límite de desequilibrio monotónico que no requiere de un proceso separado para restringir los datos a un soporte común; entonces, equilibra todas las no linealidades e interacciones en la muestra (Blackwell *et al.*, 2009).

4. Datos

Las oficinas nacionales de estadística proveen la base de datos del presupuesto de los hogares que permite la actualización de la canasta de consumo¹⁰ en el tiempo. Esta base de datos contiene información acerca del gasto y el ingreso de los hogares, convirtiéndola en una fuente de información secundaria adecuada para la metodología.

De este modo, es preciso puntualizar sobre los criterios de selección de la muestra. Estos criterios tienen que ver con la selección de hogares y el tipo de gastos. En las subsecciones 4.2.1 y 4.2.2 se describen ambos criterios para obtener la muestra adecuada para el estudio. Además, se presentan los cuadros descriptivos para Bolivia.

8 Por un lado, el modelo de tratamiento es el modelo probit, que calcula el puntaje de propensión o la probabilidad de recibir tratamiento. Por otro lado, el modelo de resultado describe el impacto del tratamiento sobre una variable denominada resultado potencial.

9 CEM resuelve parcialmente el problema de la dependencia del modelo, porque crea estratos con pareos muy precisos, pero no controla el problema de endogeneidad del modelo de tratamiento, lo cual debilita el cumplimiento del supuesto de la independencia condicional.

10 Los patrones de consumo de los hogares cambian en el tiempo; mantenerlos fijos reduciría la representatividad de la medición de la inflación a partir del índice de precios al consumidor y las líneas de pobreza monetaria.

4.1. Selección de los hogares

Los hogares seleccionados deben estar liderados por hombres o mujeres sin pareja entre 19 y 68 años¹¹. Estos hogares se dividen en dos. Los hogares del primer subgrupo tienen un niño entre 0 y m años; y los hogares del segundo subgrupo no tienen niños. Esta selección elimina aquellos hogares que tengan hijos mayores a los m años.

El rango de edad del niño está sujeto a la desagregación del gasto disponible en las encuestas de presupuesto en cada país. Es decir, algunas encuestas de presupuesto familiar tienen información del gasto exclusivo (ropa, educación y salud, entre otros) en niños por rangos de edad, y otras no disponen de esa información.

La selección de hogares monoparentales y hogares sin niños permite la aproximación del gasto destinado al niño de forma más precisa, porque no se consideran los efectos de las economías de escala (incrementos marginales decrecientes en el gasto por un miembro adicional en el hogar) sobre el consumo de los hogares.

Para el caso boliviano se utiliza la base de datos de la Encuesta de Presupuesto Familiar 2015-2016 (EPF) que contiene información de los hogares ubicados en ciudades capitales, conurbaciones y el área rural (INE, 2019). El periodo de recolección de datos de la EPF consta de 52 semanas, entre septiembre de 2015 y septiembre de 2016 (un año calendario), con el fin de captar el efecto de la estacionalidad en el consumo y el ingreso de los hogares. De este modo, la EPF proporciona información acerca del ingreso, gasto y las características socioeconómicas de cerca de 10,988 hogares; 9,743 de los cuales pertenecen al área urbana y 1,245 al área rural.

La EPF contiene una desagregación del gasto muy útil para el análisis microeconómico, puesto que existe información tanto a nivel agregado del hogar, como a nivel individual. Adicionalmente, se señala que la base de datos de la EPF tiene un muestreo complejo¹², que es utilizado para tener una representación a nivel nacional de indicadores socioeconómicos.

11 Se encontró que un jefe de hogar hombre con 68 años tiene un niño y, por tanto, puede encontrar pareo 1 a 1 con un hogar similar.

12 Específicamente, el tipo de muestreo de la EPF es probabilístico, estratificado por conglomerados y bietápico.

El estudio establece el rango de edad del niño entre 0 y 13 años, es decir, m es igual a 13. Tal decisión responde a la disponibilidad de gastos desagregados a nivel individual en la EPF. En específico, la EPF ofrece gastos individuales del gasto en ropa, calzado y artículos para niños entre 0 y 13 años.

La muestra seleccionada se encuentra descrita en el Cuadro 1. Se toman en cuenta a las nueve ciudades capitales de Bolivia, que equivalen a 8,818 hogares¹³. Luego, se elige al subgrupo de los hogares núcleo (equivalente al 52% de 8,818), de éstos se eligen a los hogares sin pareja (15% de 8,818). En la última columna del Cuadro 1 se observa que, del total de hogares sin pareja, el 74% no tiene hijos y el 13% tiene un hijo entre 0 y 13 años. De este modo, el estudio toma en cuenta a los hogares resaltados de color plomo en el Cuadro 1, que en total suman 1,138 observaciones (13% de 8,818)¹⁴.

Adicionalmente, se restringe la edad de los jefes del hogar y se elimina a los hogares por debajo de la línea de pobreza moderada (Bs. 930 para ciudades capitales en 2016)¹⁵. Con todo esto, la muestra seleccionada tiene 829 observaciones.

La muestra seleccionada para el caso boliviano es resultado de una reducción considerable de observaciones, lo cual posiblemente juegue en contra de la representatividad de los resultados a nivel nacional. Sin embargo, dada la limitación en la base de datos, el estudio aproxima la manutención infantil de forma robusta para las ciudades capitales de Bolivia, porque se considera el diseño complejo de la EPF y se aplica un pareo estadístico. Además, se calculan pruebas de robustez para las variantes de la estimación del ATT.

13 Este total se obtiene sumando la última fila del Cuadro 1.

14 La relación de observaciones entre los hogares con un niño y hogares sin niños está más desequilibrada en la última columna (170 vs 968 observaciones). La relación más equilibrada se encuentra en la primera columna, correspondiente a los hogares extendidos (904 vs 1,003 observaciones). Sin embargo, esta última es inadecuada por el efecto de las economías de escala en el consumo

15 Se aplica este procedimiento para evitar estimar promedios muy bajos y establecer un criterio de bienestar para la manutención infantil.

Cuadro 1
Representatividad de la muestra seleccionada

Característica del hogar	Hogares extendidos 48%		Hogares núcleo 52%	
	Jefe del hogar con pareja 33%	Jefe del hogar sin pareja 20%	Jefe del hogar con pareja 32%	Jefe del hogar sin pareja 15%
Sin niños	1,003	933	619	968
	35%	54%	21%	74%
Con niños	1894	795	2267	339
	65%	46%	79%	26%
Con un niño	904	455	843	170
	31%	26%	29%	13%
Con más de un niño	990	340	1,424	169
	34%	20%	49%	13%
Total	2,897	1,728	2,886	1,307

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Notas: Hogares núcleo: incluye a los padres y los hijos entre 0 y 13 años solamente.

Hogares extendidos: además de incluir a los hogares núcleo, se incluye a los hijos mayores a los 13 años y más miembros del hogar, como ser tíos, abuelos, etc.

Por otro lado, con el objetivo de mejorar la prosa de la descripción en los siguientes cuadros, los hogares sin niños y con un niño se denominarán hogares SN y hogares CN, respectivamente. Asimismo, luego de la aplicación del CEM, los hogares CN y hogares SN se llamarán “hogares tratados” y “hogares de control”, respectivamente. Cabe señalar que la aplicación del CEM reduce el tamaño de la muestra inicial (829 observaciones) en hogares SN y hogares CN. En resumen, se tiene el siguiente esquema:

$$\text{hogares SN} \xrightarrow{\text{CEM}} \text{hogares de CONTROL}$$

$$\text{hogares CN} \xrightarrow{\text{CEM}} \text{hogares TRATADOS}$$

La muestra seleccionada está compuesta por 829 hogares. De éstos, 121 son hogares CN y 708 son SN, siendo este último el grupo base de comparación para el pareamiento (Cuadro 2). A continuación, se describe la muestra seleccionada a través de las principales variables discretas y continuas disponibles en la EPF.

La variable “tenencia de un cuarto exclusivo de cocina” es importante, porque muestra si los hogares tienen un espacio higiénico y salubre para la adecuada nutrición del niño. Este es el caso del 60% de los hogares CN; que destaca frente al 55% de los SN, pero todavía se

encuentra lejos del 100%. Por otro lado, el 50% de los jefes en hogares CN declararon su estado civil como soltero(a); sin embargo, el resto (50%) pudo haber convivido con una pareja, pero en el momento de la encuesta se encontraba sin pareja (Cuadro 2).

Cuadro 2
Características del hogar y el jefe del hogar

Variables		Detalle	Hogares SN	Hogares CN
			N = 122.842	N = 19.613
Discretas	Cuarto exclusivo para cocinar	Sí tiene (%)	55%	60%
	Grado de educación	Tiene educación superior (%)	51%	49%
	¿Convivió con una pareja?	Sí (%)	35%	50%
Continuas	Ingreso del hogar	Bolivianos mensuales	3,320	3,467
	Ingreso laboral ¹ (A)	Bolivianos mensuales	3,021	2,844
	Gasto corriente total (B)	Bolivianos mensuales	2,438	2,721
	B/A	Ratio	81%	96%
	Edad	Promedio	40	36

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Nota: Las estimaciones consideran el diseño complejo de la encuesta.

(1) Ingreso laboral de la ocupación principal del jefe del hogar

Asimismo, el 51% de los jefes en hogares SN y el 49% de hogares CN alcanzaron niveles de educación superior. De este modo, se evidencia que la mitad de los hogares monoparentales lograron una educación primaria o secundaria.

En el Cuadro 2 también se muestran los promedios de las variables continuas de interés. En promedio, el gasto corriente total mensual es mayor (Bs 2,721) para hogares CN, en comparación con los hogares SN (Bs 2,438). Por otro lado, se observa que los ingresos del hogar en ambos grupos son similares (Bs 3,320 y Bs 3,467 para hogares SN y CN, respectivamente). Esto sucede porque en ambos grupos existe una sola persona que trabaja.

En promedio, los ingresos laborales de los hogares CN son menores (Bs 2,844) en comparación con los hogares SN (Bs 3,021). Asimismo, se observa que el ingreso laboral cubre el 81% y 96% del gasto corriente total para hogares SN y CN, respectivamente. Por tanto, existe una mayor relación entre el gasto corriente total y la condición laboral del jefe en hogares CN (Cuadro 2). Finalmente, se observa que los promedios de edad no varían considerablemente, porque estos son iguales a 40 años y 36 años en hogares SN y CN, respectivamente.

4.2. Análisis del gasto

Se toma en cuenta el gasto corriente en consumo de bienes y servicios, excluyendo el gasto corriente no imputable al consumo (donaciones, regalos de terceros, regalos del Estado, transacciones financieras, gastos originados por el mantenimiento de inversiones del hogar y la despensa). Se define al gasto en niños como aquel gasto que efectivamente sale del bolsillo de los hogares (Comanor *et al.*, 2015). Esta definición es importante porque evita cometer errores en la agregación de los ítems de gasto. En otras palabras, evita sobreestimar la manutención infantil, porque considera el dinero disponible en los hogares.

Para la ecuación 1, los gastos colectivos y exclusivos seleccionados son aquellos gastos necesarios y/o prioritarios para la crianza del niño. Cabe recordar que la selección de estos gastos está sujeta a la legislación en cada país. En Bolivia, el “Código de las familias y del proceso familiar” señala que se debe cubrir lo “indispensable” para las necesidades del niño con relación a los gastos en alimentación, salud, educación, vivienda, recreación y vestimenta (Ley N°603, 2014). Entonces, existen seis ítems de gasto a ser tomados en cuenta. Por un lado, los gastos en alimentación, recreación, salud y vivienda se clasifican como colectivos porque no existe información desagregada. Por otro lado, los gastos en ropa y calzados se clasifican como gastos exclusivos para el niño.

No obstante, la información de la EPF permite clasificar el gasto en educación en gastos complementarios a la educación (gasto colectivo) y gastos en educación preescolar-primaria y secundaria (gasto exclusivo)¹⁶.

Como se presenta en el Cuadro 3, la información del gasto de los hogares se divide en dos bloques. El bloque 1 describe las seis categorías de gasto para la manutención infantil y el bloque 2 muestra las categorías de gasto restantes. El primer bloque representa el 72% del gasto corriente total para los hogares CN. Esto significa que la actual legislación intenta cubrir gran parte del presupuesto de los hogares para la atención del niño.

En promedio, los hogares SN y CN gastan más en alimentación y alquiler de vivienda, servicios básicos con respecto al gasto restante. Los hogares CN gastan Bs. 38 por cada Bs.

¹⁶ Aquí se incluye el pago de la matrícula preescolar, primaria y secundaria, además del gasto en alfabetización del hogar.

100 en alimentos dentro y fuera del hogar. Esta relación se reduce a Bs. 35 por cada Bs. 100 en el caso de los hogares SN. Asimismo, es notable destacar la diferencia que existe entre el gasto alimentario dentro y fuera del hogar; donde se observa que los hogares CN gastan más en alimentación dentro del hogar (25%), en comparación con los hogares SN (15%). Dicho esto, existe la posibilidad de que los hogares CN contraten los servicios de una niñera, y por eso el hogar podría estar reportando un mayor consumo de alimentos dentro del hogar¹⁷. Otra posibilidad es que el jefe del hogar prepare los alimentos en casa, lo cual es poco probable, debido a que trabaja.

Los hogares CN gastan más en ropa y calzado para adultos (5%). Además, éstos destinan el 2% y 5% del gasto corriente total en educación y salud, respectivamente. La proporción del gasto en educación es baja porque la mayoría de los niños estudia en escuelas públicas.

Cuadro 3
Estructura del gasto total del hogar (en porcentaje)

Nro.	Categoría	Promedio de las proporciones de gasto	
		Hogares sin niños N = 122.842	Hogares con un niño N = 19.613
1	Alimentación	35%	38%
	Alimentación dentro del hogar	15%	25%
	Alimentación fuera del hogar	20%	13%
2	Alojamiento, Servicios básicos	13%	13%
3	Recreación y cultura	7%	6%
4	Ropa y calzado	8%	8%
	Ropa y calzado de adultos	8%	5%
	Ropa y calzado de niños	0%	3%
5	Salud	4%	2%
6	Educación	8%	5%
Total Bloque 1		75%	72%
7	Bebidas alcohólicas, tabaco	3%	1%
8	Muebles y artículos del hogar	5%	7%
9	Transporte	6%	6%
10	Comunicaciones	5%	4%
11	Hoteles	0%	0%
12	Bienes y servicios	6%	10%
Total Bloque 2		25%	28%

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Nota: Las estimaciones consideran el diseño complejo de la encuesta.

Además, se tomaron los valores mayores a cero para los promedios.

¹⁷ En lugar de la niñera, también la abuela o un pariente podría estar cuidando al niño en ausencia de la madre.

El Cuadro 4 presenta la definición de los ítems de gastos para la manutención infantil. Tal definición considera el concepto de gasto “indispensable” establecido por el “Código de las familias y del proceso familiar”. De este modo, se entiende que los “gastos indispensables” son aquellos gastos que son necesarios, imprescindibles y recurrentes para la crianza de un niño.

Cuadro 4
Variables de gasto de acuerdo con los métodos de
costo marginal y per cápita-promedio

	Método costo marginal	
	Categoría	Descripción
Gastos colectivos	Gasto en alimentación	Gasto en alimentos y bebidas dentro y fuera del hogar.
	Gastos complementarios a la educación	Gasto en actividades extracurriculares, costos complementarios a la educación, libros, material impreso, papeles, útiles y otros materiales de escritorio.
	Método costo per cápita-promedio	
	Categoría	Descripción
Gastos colectivos	Gasto en salud	Gasto en productos farmacéuticos y servicios dentales.
	Gasto en vivienda	Gasto en alquiler y servicios Básicos.
Gastos exclusivos	Gasto en vestimenta	Gasto en ropa y calzado de niños (0 a 13 años).
	Gasto en educación	Gasto en enseñanza preescolar - primaria y secundaria (incluye el pago de matrícula en colegios privados).
	Gasto en recreación	Gasto en juegos y juguetes.

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

5. Resultados

5.1. Pareamiento y estimación del efecto tratamiento en los tratados

Los métodos de pareamiento mejoran la comparación de hogares, cuya principal diferencia es la presencia o no de un niño entre 0 y 13 años. Generalmente, estos métodos son aplicados para la evaluación del impacto de los programas gubernamentales. Sin embargo, con un enfoque distinto al tradicional, se utilizan estos métodos para estimar el efecto de la presencia del niño en determinados gastos colectivos del hogar.

5.1.1. Pareamiento exacto aproximado

La aplicación del CEM define un “rango común” óptimo que limita el desequilibrio de la distribución de covariables entre los grupos de tratamiento y de control. Para lograr un

equilibrio entre ambos grupos, el CEM utiliza las covariables definidas en el Cuadro 5 (con excepción de la edad al cuadrado, cohabitante y cuarto de cocina).

Cuadro 5
Definición de las covariables

Covariables	Descripción
Edad	Edad del jefe del hogar
Edad al cuadrado	Edad del jefe del hogar elevado al cuadrado
Cohabitante	Igual a 1 si el jefe del hogar tuvo alguna vez una pareja; en la encuesta se verificó que vivía una sola persona o se trataba de un hogar monoparental
Cuarto de cocina	Igual a 1 si el hogar tiene una habitación exclusiva para cocinar
Región ¹	Región occidental (La Paz, Oruro y Potosí), valle (Cochabamba, Chuquisaca y Tarija) y oriental (Pando, Beni y Santa Cruz)
Nivel de ingreso del hogar	Nivel de ingreso del hogar bajo, medio y alto

Fuente: Elaboración propia

Nota: cada región incluye a las ciudades capitales de la muestra seleccionada.

El algoritmo del CEM crea 90 estratos, de los cuales 54 logran pareamiento. De este modo, 605 observaciones logran un equilibrio entre el grupo de control y el de tratamiento (Cuadro 6). Asimismo, los grupos de tratamiento y de control cuentan con 120 y 485 observaciones, respectivamente.

Cuadro 6
Pareamiento por el CEM

	Hogares SN	Hogares CN	Total
Todos	708	121	829
Pareados	485	120	605
No pareados	223	1	224

Fuente: Elaboración propia

Con la aplicación del CEM se determina un desequilibrio del 0%, reflejando un ajuste perfecto de las diferencias entre el grupo de tratamiento y el de control. El desequilibrio univariante muestra la diferencia del promedio y otros estadísticos importantes (mínimo y máximo) para cada covariable. Se observa que estos promedios se encuentran cercanos a cero, lo cual muestra que en cada estrato pareado las diferencias entre el grupo de tratamiento y el de control son casi nulas (Cuadro 7).

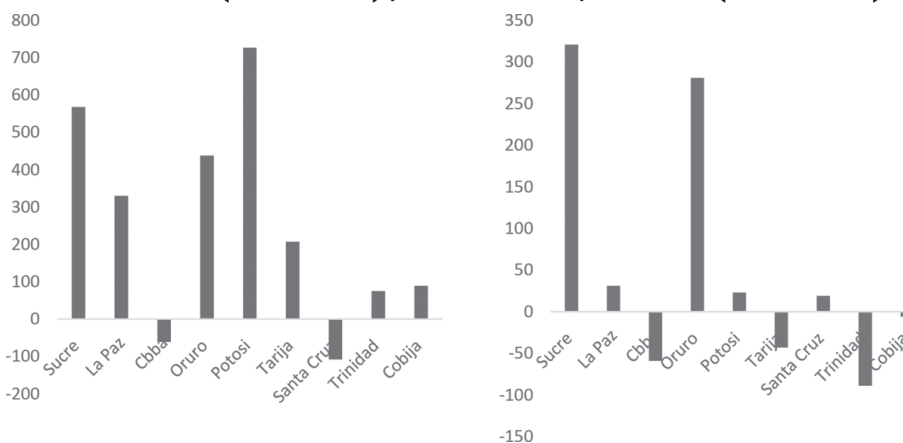
Cuadro 7
Aplicación del CEM: desequilibrio univariante

	L1	Promedio	Min	0,25	0,5	0,75	Max
Edad	0	-0,05	0	0	0	0	-2
Región	0	0	0	0	0	0	0
Nivel de ingreso del hogar	0	0	0	0	0	0	0

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Luego de aplicar el CEM a la muestra seleccionada (829 observaciones), se restringe el análisis a un subgrupo específico de ciudades capitales. Para justificar tal decisión, se describe el siguiente caso hipotético: un hogar CN gasta Bs./mes 100 en alimentos y un hogar SN con similares características gasta Bs./mes 70. Entonces, se podría considerar que la diferencia (Bs. 30) corresponde al gasto alimentario para un niño. Este ejercicio es útil si y solo si el gasto promedio en alimentación del hogar CN es mayor en comparación al hogar SN. Según el Gráfico 1, algunas ciudades capitales y metrópolis no cumplen con la condición de “la diferencia del gasto promedio mayor a cero”. Por tanto, no se las considera de aquí en adelante¹⁸.

Gráfico 1: Diferencia del promedio de los gastos entre hogares CN y SN. Gastos en alimentación (barras azules) y educación complementaria (barras verdes)



Fuente: Elaboración propia con base a la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.
Nota: La Paz, Cbba y Santa Cruz son metrópolis.

18 Para la ecuación del gasto alimentario, dos metrópolis (Cbba y Santa Cruz) no cumplen con esta condición. Para la ecuación del gasto en educación complementaria, además de las dos metrópolis mencionadas, dos ciudades capitales no cumplen con dicha condición. De este modo, las estimaciones del ATT no toman en cuenta a las ciudades capitales o metrópolis que no cumplan con la condición de “la diferencia del gasto promedio mayor a cero” entre hogares CN y SN. Esto aplica a las dos ecuaciones del gasto colectivo.

En el Cuadro 8 se muestran las pruebas de robustez aplicadas antes y después del CEM. Esto para evidenciar si el CEM mejora o no la estimación del gasto colectivo i en un niño. Tanto para la ecuación del gasto alimentario como para el gasto en educación complementaria, se muestra que los criterios de Akaike y Bayesiano mejoran considerablemente después de la aplicación del CEM y la restricción por ciudades capitales. Las estimaciones por OLS con CEM pueden variar según se apliquen factores de expansión o *bootstrap* a los errores. Ambas estimaciones muestran criterios de información de Akaike similares (6,362 y 6,369 para la ecuación del gasto alimentario).

Cuadro 8
Gasto en alimentación y educación complementaria
para un niño entre 0 y 13 años (Bs.)

Variables independientes	Gasto en alimentación			Gasto en educación complementaria		
	OLS sin CEM ¹	OLS con CEM ²	OLS con CEM ¹	OLS sin CEM ¹	OLS con CEM ²	OLS con CEM ¹
Presencia de un niño	270***	368***	332***	67***	76.34**	89.79**
	(54.74)	(78.21)	(67.45)	(18.65)	(34.10)	(36.45)
Jefe del hogar mujer	-190***	-221***	-174***	4	-8.34	6.15
	(31.84)	(54.69)	(46.11)	(6.27)	(17.44)	(14.56)
Ingreso del hogar medio	192***	242***	229***	5	20.46	23.35
	(28.75)	(47.37)	(40.12)	(5.79)	(17.59)	(17.08)
Ingreso del hogar alto	486***	472***	466***	43***	66.76***	79.75***
	(39.35)	(63.71)	(51.99)	(9.98)	(23.54)	(24.61)
Región del valle	-7	21	-30	4	78.43	63.30
	(35.79)	(62.62)	(50.79)	(11.35)	(50.54)	(43.72)
Región oriental	83**	219***	207***	-9	19.54	9.87
	(37.55)	(59.43)	(52.99)	(7.78)	(24.09)	(22.45)
Cuarto de cocina	81***	109**	71*	-5	13.71	15.33
	(30.07)	(47.82)	(39.90)	(6.67)	(24.02)	(18.51)
Constante	611***	587***	608***	20**	36.23*	26.38
	(32.87)	(44.54)	(36.97)	(8.46)	(21.21)	(23.41)
Observaciones (N)	829	426	426	829	232	232
R cuadrado	0.26	0.32	0.30	0.08	0.10	0.13
Criterio de información de Akaike (AIC)	12,401	6,362	6,369	10,182	3,004	3,042
Criterio de información Bayesiano (BIC)	12,439	6,394	6,402	10,220	3,032	3,070

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.

Significativo al *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ - P-valores. Errores estándar entre paréntesis.

(1) Se aplicó Bootstrap en los errores con 10,000 réplicas.

(2) Se aplicaron factores de expansión

Nota 1: El ingreso del hogar bajo es la base de comparación para las variables: ingreso del hogar medio y alto

Nota 2: La región occidental es la base de comparación para las variables: región oriental y región del valle.

5.1.2. Pareamiento por puntaje de propensión y efecto promedio del tratamiento en los tratados

Con el “rango común” determinado por el CEM, el PSM tendrá un mejor ajuste para estimar el ATT. Con las covariables definidas del Cuadro 5 (excepto las variables región e ingreso del hogar)¹⁹ se calculan los puntajes de propensión.

Los efectos marginales del modelo logit muestran que la probabilidad de tener un niño es creciente, pero cada vez menor, conforme la edad del jefe del hogar aumenta. Existe una mayor probabilidad de tener un niño si el jefe del hogar tuvo una pareja²⁰ (Cuadro 9).

Cuadro 9
Efectos marginales del modelo logístico

Covariable	dy/dx	S.D.	z	P>z	[95%Conf. intervalo]	
Edad	0.02***	0.0	3.51	0.0	0.02	0.03
Edad al cuadrado	-0.0003***	0	-3.79	0.0	-0.0004	-0.0003
Co-habitante	0.23***	0.0	4.81	0.0	0.23	0.24
Cuarto de cocina	0.03*	0.0	1.86	0.0	0.02	0.03

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.

Significativo al *** p<0.01, ** p<0.05 - P-valores

Nota: Las estimaciones consideran el muestreo complejo de la encuesta; se aplicaron factores de expansión. Total de observaciones= 103,655.

Luego de la aplicación del PSM, es importante comprobar si se cumple con el “supuesto de superposición”. Este supuesto se cumple y tiene un mejor ajuste si no se incluye la covariable sexo del jefe del hogar²¹. De lo contrario, se observa una alta concentración en puntajes de propensión cercanos a 1, lo cual es muestra de un pareo deficiente (comparar los gráficos en los anexos A1 y A2)²².

19 No se las incluye porque son covariables para el pareo con el CEM. Se vuelve a incluir la variable edad para el PSM porque es una característica importante para predecir la presencia del niño en el hogar.

20 Lo cual significa que el jefe del hogar en el momento de la encuesta se encontraba divorciado, separado o viudo.

21 Esto porque existe una sobre-representación de las mujeres como jefes del hogar en hogares CN.

22 Los gráficos presentados en los anexos son muestra de lo que sucede para el gasto = gasto en alimentación. Para el caso del resultado potencial del gasto en educación complementaria, el resultado es similar.

Cuadro 10
Estimación del ATT por métodos de pareamiento (Bs./mes)

Gastos	IPW ¹	IPWA ²	Estratificación ¹	Kernel	Vecino más cercano ³	Vecino más cercano ²	Mahalanobis
	ATT	ATT	ATT	ATT	ATT	ATT	ATT
Alimentación	300***	313***	320***	309***	165**	418***	324***
	(72)	(6)	(69)	(76)	(74)	(6)	(99)
	[157-441]	[300-325]	[182-457]	n.d.	[20-310]	[404-431]	n.d.
Observaciones (N)	426	52,046	426	426	798	52,046	426
Educación complementaria	124***	106***	120***	120***	71**	118***	105**
	(44)	(2)	(46)	(46)	(32)	(2)	(46)
	[38-211]	[101-110]	[28-212]	n.d.	[8-134]	[113-123]	n.d.
Observaciones (N)	211	42,116	211	211	331	42,116	211
$\sum_{i=1}^2 ATT_i$	424	419	440	429	236	536	429

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.

Significativos al *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 - P-valores.

Desviación estándar entre paréntesis e intervalos de confianza al 95% (distribución normal) entre corchetes.

(1) Se aplicó *bootstrap* a los errores de estimación con 1,000 réplicas.

(2) Se aplicaron factores de expansión.

(3) Carece de la restricción por ciudades capitales descritas por el Gráfico 1 y no se aplican factores de expansión.

En el Cuadro 10 se muestra la estimación del ATT de acuerdo a los diferentes métodos de pareo por PSM. Además, se presentan los intervalos de confianza al 95% (distribución normal) para cada estimador. Se evidencia que la estimación del ATT es más robusta si se restringe la muestra a ciudades capitales que cumplan con la condición descrita en el Gráfico 1, y si se aplican factores de expansión. Para esto el lector debe comparar las dos columnas correspondientes a los resultados del ATT por el vecino más cercano.

El gasto en alimentos para un niño se encuentra en el rango de Bs. 300 y Bs. 418. Los gastos en educación complementaria por niño se encuentran entre Bs. 105 y Bs. 124. De este modo, la suma de las estimaciones del ATT se encuentra entre Bs. 439 y Bs. 536 (Cuadro 10).

5.1.3. Estimación de la manutención infantil

Para la estimación de la manutención infantil se sigue la ecuación 1; la misma consiste en realizar dos agregaciones. La primera corresponde a los costos marginales (alimentación y educación complementaria) a través de los resultados del ATT para los distintos métodos de

pareamiento del PSM. La segunda corresponde a los cálculos del costo *per cápita* en salud y los costos promedios en educación preescolar, primaria y secundaria, además del gasto promedio en vivienda (pago del alquiler y servicios básicos) y vestimenta de los hogares CN.

En el Cuadro 11 se muestran los resultados del costo per cápita-promedio por ciudades capitales seleccionadas. Primero, el gasto promedio²³ en educación preescolar, primaria y secundaria de escuelas privadas²⁴ se encuentra entre Bs. 360 y Bs. 700; donde los hogares monoparentales de Oruro y Sucre gastan más en promedio en este ítem en comparación al resto de la ciudades capitales (Cuadro 11).

Segundo, el gasto promedio en vestimenta del niño se encuentra entre Bs. 51 y Bs. 204; donde los hogares monoparentales de Tarija y Trinidad gastan menos en promedio en comparación con el resto de las ciudades capitales. El gasto *per cápita* en salud se encuentra entre Bs. 6 y Bs. 74, y el gasto promedio en servicios básicos entre Bs. 99 y Bs. 120. Finalmente, el gasto promedio en alquiler se encuentra entre Bs. 250 y Bs. 823 mensuales. Considerando la dispersión de los promedios por ciudades capitales, la manutención infantil debe ser estimada tomando en cuenta las diferencias por región y ciudad capital en Bolivia. Sin embargo, el estudio asumirá el supuesto de que los resultados del Cuadro 10 son representativos para las ciudades capitales descritas en el Cuadro 11²⁵.

El gasto en salud está sujeto a eventualidades o shocks externos para cualquier persona. En efecto, pueden existir hogares con gastos elevados en salud porque tienen varios dependientes (niños enfermos o personas con discapacidad) o también pueden existir gastos pequeños relacionados a cuidados esporádicos (resfríos o dolores de cabeza leves, entre otros) en el hogar. De este modo, se considera que el gasto en salud para un niño es heterogéneo y debe estar sujeto a disposiciones legales exclusivas.

23 Para el cálculo de los promedios, solo se consideran a los gastos mayores a cero y se excluyen a los valores perdidos.

24 El gasto promedio en educación preescolar, primaria y secundaria para escuelas de convenio está limitado solamente a dos ciudades capitales. Por tanto, se excluirán de las conclusiones finales.

25 Esto porque el tamaño de la muestra no permitió diferenciar el ATT por ciudad capital.

Cuadro 11
Gastos per cápita y promedio (Bs./mes)

Categoría	Variable	La Paz ¹	Oruro (Capital)	Potosí (capital)	Sucre (capital)	Tarija (capital)	Trinidad (capital)
		Promedio					
Matrícula educativa primaria y secundaria	Fiscal	0	0	0	0	0	0
	Convenio	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	35	630
	Privada	359	611	n.d.	700	n.d.	450
Vestimenta	Ropa y calzados de niños	125	116	204	162	79	51
Recreación	Juegos y juguetes	50	47	39	24	14	72
Salud*	Salud	36	38	74	53	27	6
Vivienda	Servicios básicos	95	148	112	99	117	120
	Alquiler	458	357	250	260	597	813
Total	Con educación pública	764	706	679	598	834	1,062
	Con educación de convenio					869	1,692
	Con educación privada	1,123	1,317		1,298		1,512

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE

Nota: (*) Es el gasto per cápita en salud en hogares CN.

Se aplicaron factores de expansión.

(1) Metrópoli.

Con relación al gasto en alquiler y servicios básicos, Comanor *et al.* (2015) señalan que es un error evaluar el efecto causal de la presencia del niño sobre el gasto en vivienda. Es decir, no se compra/alquila un cuarto adicional a causa del niño, solamente se aparta un lugar para el infante. Sin embargo, esta observación no significa que el gasto en vivienda sea nulo. De este modo, el trabajo considera el promedio de gasto en alquiler y servicios básicos de los hogares CN porque representan gastos esenciales para la crianza de niños²⁶.

Siguiendo la ecuación (1), se agregan los resultados de los cuadros 10 y 11 para la estimación de la manutención infantil por ciudades capitales y por el tipo de educación del niño; donde se asume que el gasto en escuelas fiscales es cero.

Como se observa en el Cuadro 12, la manutención infantil se encuentra entre Bs. 1,045 y Bs. 1,509 si el niño está matriculado en una escuela pública. Si el niño estudia en una escuela

²⁶ Esta propuesta tiene un sustento teórico válido, porque para criar a un niño se necesita de una segunda persona para realizar la tarea. De este modo, el costo en vivienda para la manutención infantil incluye el pago del alquiler y servicios básicos para un hogar donde viven dos personas (hogares CN).

privada, la manutención infantil asciende a un rango que se encuentra entre Bs. 1,570 y Bs. 1,959. Estos cálculos para las ciudades capitales corresponden a los promedios para las diferentes técnicas de pareamiento por PSM.

Cuadro 12
Aproximación de la manutención infantil por tipo de educación del niño en Bs./mes

Método de estimación del ATT y OLS	La Paz ¹	Oruro (capital)	Potosí (capital)	Sucre (capital)	Tarija (capital)	Trinidad (capital)
	Educación pública					
Inverse-probability weights ¹	1,188	1,130	1,103	1,022	1,258	1,486
IPW regression adjustment ²	1,183	1,125	1,098	1,017	1,253	1,481
Estratificación ¹	1,204	1,146	1,119	1,038	1,274	1,502
Kernel	1,193	1,135	1,108	1,027	1,263	1,491
Vecino más cercano ²	1,193	1,135	1,108	1,027	1,263	1,491
Mahalanobis	1,300	1,242	1,215	1,134	1,370	1,598
OLS con CEM	1,215	1,157	1,130	1,049	1,285	1,513
Promedio	1,211	1,153	1,126	1,045	1,281	1,509
Método de estimación del ATT y OLS	La Paz ¹	Oruro (capital)	Potosí (capital)	Sucre (capital)	Tarija (capital)	Trinidad (capital)
	Educación privada					
Inverse-probability weights ¹	1,547	1,741		1,722		1,936
IPW regression adjustment ²	1,542	1,736		1,717		1,931
Estratificación ¹	1,563	1,757		1,738		1,952
Kernel	1,552	1,746		1,727		1,941
Vecino más cercano ²	1,552	1,746		1,727		1,941
Mahalanobis	1,659	1,853		1,834		2,048
OLS con CEM	1,574	1,768		1,749		1,963
Promedio	1,570	1,764		1,745		1,959

Fuente: Elaboración propia con base en la Encuesta de Presupuestos Familiares 2015-2016, INE.

(1) Se aplicó bootstrap con 1,000 réplicas a los errores.

(2) Se aplicaron factores de expansión.

Según el Cuadro 12, la manutención infantil varía de acuerdo a la ubicación de la ciudad capital. Además, se evidencia que las ciudades capitales de la región occidental (La Paz, Oruro y Potosí) muestran resultados menores en comparación con otras ciudades. Sucre tiene resultados similares en promedio a las ciudades capitales de la región occidental. No obstante, Trinidad y Tarija presentan los resultados más altos en comparación con el resto.

6. Conclusiones

El estudio ofrece una perspectiva técnica para el cálculo de la manutención infantil mediante una metodología que combina los enfoques del costo marginal y costo per cápita-promedio. Primero, el enfoque marginal estima el gasto del niño en alimentos y educación complementaria. Segundo, el enfoque per cápita-promedio calcula el gasto de un niño en educación preescolar-primaria-secundaria, vestimenta, salud y vivienda. Finalmente, la estimación de la manutención infantil agrega los resultados de ambos enfoques.

Según los resultados, la manutención infantil mensual se encuentra entre Bs. 1,045 (Sucre) y Bs. 1,509 (Trinidad) si el niño estudia en una escuela pública. Si el niño estudia en una escuela privada la manutención asciende a un rango entre Bs. 1,570 (La Paz-metrópoli) y Bs. 1,959 (Trinidad). Estos montos fueron clasificados por ciudades capitales y la metrópoli de la Paz. Estos cálculos representan un parámetro adicional al valor mínimo establecido por el “Código de las familias y del proceso familiar” equivalente al 20% del SMN (Bs./mes 361 para 2016).

Con base en los resultados, se podrían emprender los siguientes cambios. Primero, podría considerarse incrementar el porcentaje del SMN que establece el valor mínimo de la manutención infantil. Esto porque se evidenció que la actual legislación plantea un pago de la manutención insuficiente. Es decir, en la práctica el padre/madre que no vine con el niño debe pagar mínimamente Bs./mes 361 por la manutención infantil para 2016, lo cual está por debajo del costo total de los seis ítems de gasto que deben cubrirse según la ley N° 603. De este modo, se propone que el progenitor que no tenga la custodia pague por lo menos el 50% del costo total para criar un niño. Según el estudio, esto representa un cambio del 20% al 33% del SMN si se considera a la metrópoli de la Paz y educación pública para el niño.

Segundo, es importante llevar adelante encuestas, entrevistas o grupos focales que hagan seguimiento a los estándares de vida en hogares monoparentales. Esto porque el desarrollo de la niñez se deteriora cuando los padres se divorcian, lo que podría provocar un bajo desarrollo emocional y cognitivo en las etapas escolares iniciales.

Las limitaciones del trabajo se resumen en dos. Primero, la muestra es pequeña y no se encontraron resultados por rangos de edad del niño. Asimismo, se carece de estimaciones

para dos o más niños. Segundo, considerando que la manutención infantil se encuentra en bolivianos de 2016, el documento no ofrece una actualización para mantener el poder adquisitivo; aunque es posible contar con una estimación actualizada considerando las desagregaciones respectivas del índice de precios al consumidor.

La metodología puede ser modificada de acuerdo a los requerimientos y directrices legales en cada país. Finalmente, se destaca el uso de los métodos de pareamiento para que los hogares con y sin niños sean comparables y, de manera innovadora, estimar los gastos colectivos asignados al niño.

Fecha de recepción: 22 de enero de 2021

Fecha de aceptación: 29 de marzo de 2021

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

Referencias

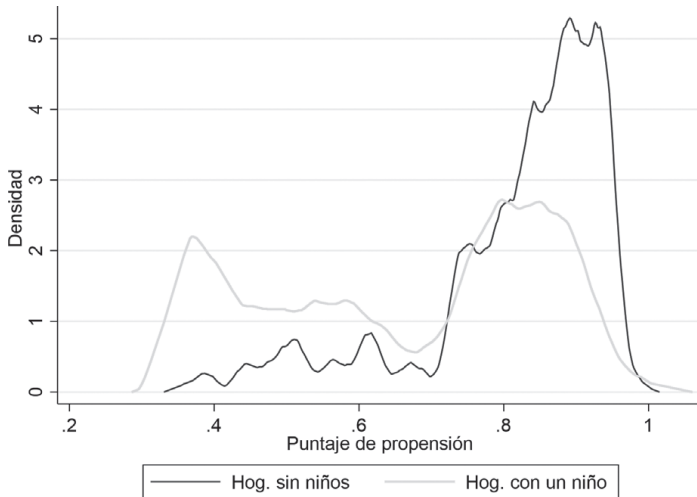
1. Alonzo, H. y Mancero, X. (2011). *Escalas de equivalencia en los países de América Latina*. Comisión Económica para América Latina. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/4777>.
2. Becker, G. S. (1993). A Treatise on the Family, primer edition. Harvard university press (eds.), *The Demand for Children* (pp. 135-155). <https://books.google.com.bo>.
3. Betson, D. (2006). *Parental expenditures on children: Rothbarth estimates. A report prepared for Policy Studies, Inc., for the State of Oregon*. <http://www.guidelineeconomics.com/files/Betson2010CaliforniaReport.pdf>.
4. Blackwell, I, King, G. y Porro, G. (2009). CEM: Coarsened Exact Matching in Stata. *The Stata Journal*, 9, 524-546. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900402>
5. Bolivia. Ley N°603. *Código de las familias y del proceso familiar*. Estado Plurinacional de Bolivia, 19 de noviembre de 2014. La Paz, Bolivia.
6. Calder, G. (2018). Social justice, single parents and their children. En R. Nieuwenhuis y C. Maldonado (eds.), *The triple bind of single-parent families* (pp. 421-435). <https://books.google.com.bo>.
7. Chiappori, P.A. (1988). Rational household labor supply. *Econometrica*, 56(1), 63-90. <https://doi.org/10.2307/1911842>
8. ----- (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of Political Economy*, 100(3), 437-467. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdf/10.1086/261825>
9. Comanor, W., Sarro, M., y Rogers, R. (2015). The Monetary Cost of Raising Children. En James Langenfeld (ed.), *Economic and Legal Issues in Competition, Intellectual Property, Bankruptcy, and the Cost of Raising Children, Research in Law and Economics, Volume 27*, (pp. 209-251). Emerald Group Publishing Limited. <https://ideas.repec.org/h/eme/rlwezz/s0193-589520150000027008.html>
10. Deaton, A. y Muellbauer, J. (1986). On measuring child costs: With applications to poor countries. *Journal of Political Economy*, 94(4), 720-744. <http://dx.doi.org/10.1086/261405>
11. Deaton, A., Ruiz, J. y Thomas, D. (1989). The influence of household composition on household expenditure patterns: theory and Spanish evidence. *Journal of political economy*, 97(1), 179-200. <http://www.jstor.org/stable/1831059>

12. Echeverría, L., Menon, M., Perali, F. y Berges, M. (2019). *Intra-household inequality and child welfare in Argentina* (Documento de Trabajo N° 241). Buenos Aires, Argentina: Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales. <http://sedici.unlp.edu.ar/handle/10915/72144>
13. Ellman, I. (2004). Fudging failure: The economic analysis used to construct child support guidelines. *Universidad de Chicago. Legal Forum*, 2004(1), 167-224. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=519302
14. Gertler, P., Martínez, S., Premand, P., Rawlings, L. y Vermeersch, C. (2017). *La evaluación de impacto en la práctica* (2ª ed.). The World Bank. <https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/978-1-4648-0888-3>
15. Gronau, R. (1991). The intrafamily allocation of goods-how to separate the adult from the child. *Journal of Labor Economics*, 9(3), 207-235. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/298266>.
16. Heckman, J. (2017). The Heckman Equation. *Heckman: The Economics of Human Potential*. <http://www.Heckmanequation.org/heckmanequation>.
17. Heinrich, C., Maffioli, A. y Vázquez, G. (2010). A primer for applying propensity-score matching. Inter-American Development Bank (eds.), *How to Implement Propensity-Score matching (PSM)* (pp. 22-28). <https://publications.iadb.org/publications/english/document/A-Primer-for-Appling-Propensity-Score-Matching.pdf>.
18. Instituto Nacional de Estadística del Estado Plurinacional de Bolivia (2019). *Encuesta de presupuestos familiares 2015-2016*. La Paz, Bolivia: INE.
19. ----- (2020). *Estadísticas sociales*. La Paz, Bolivia: INE. <https://www.ine.gob.bo/>.
20. Lino, M., Kuczynski, K., Rodríguez, N. y Schap, T. (2017). Expenditures on Children by Families, 2015. Miscellaneous Publication N° 1528-2015. U.S. Department of Agriculture. Center for Nutrition Policy and Promotion. <https://www.youngwilliams.com/expenditures-children-families-2015-revised>
21. Nicholson, J. L. (1976). Appraisal of different methods of estimating equivalence scales and their results. *Review of Income and Wealth*, 22(1), 1-11. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1976.tb01138.x>
22. Organización de Naciones Unidas Mujeres (ONU mujeres). (2020). *El progreso de las mujeres en el mundo 2019-2020: Familias en un mundo cambiante*. <https://www.unwomen.org/en/digital-library/progress-of-the-worlds-women>.

23. Pollak, R. y Wales, T. (1981). Demographic variables in demand analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(6), 1533-1551. <https://doi.org/10.2307/1911416>
24. Rosenbaum, P. y Rubin, D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>

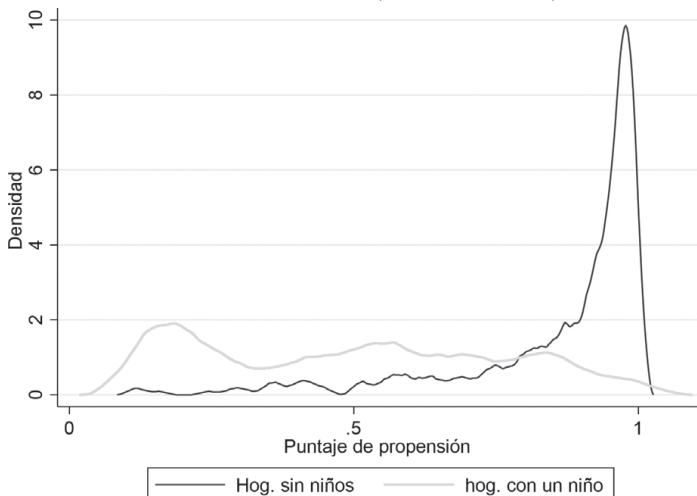
Anexos

A1: Densidades de probabilidad para obtener un nivel de tratamiento (con CEM y sin sexo)



Fuente: Elaboración propia.

A2: Densidades de probabilidad para obtener un nivel de tratamiento (con CEM y sexo)



Fuente: Elaboración propia.