



FACULTAD
DE CIENCIAS
ECONÓMICAS



Universidad
Nacional
de Córdoba

REPOSITORIO DIGITAL UNIVERSITARIO (RDU-UNC)

Una estimación de la valoración social de las políticas públicas dirigidas a niñez y adolescencia en la Provincia de Córdoba aplicando encuestas de preferencias declaradas

Jorge Oviedo, Juan Sartori, Ana Robles

Ponencia presentada XLVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política
realizada en 2013 en la Facultad de Ciencias Económicas - Universidad Nacional de
Rosario. Santa Fé, Argentina



Esta obra está bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual
4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/)



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLVIII Reunión Anual

Noviembre de 2013

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-1-5

UNA ESTIMACIÓN DE LA VALORACIÓN SOCIAL
DE LAS POLÍTICAS PÚBLICAS DIRIGIDAS A
NIÑEZ Y ADOLESCENCIA EN LA PROVINCIA DE
CÓRDOBA APLICANDO ENCUESTAS DE
PREFERENCIAS DECLARADAS

Oviedo Jorge
Sartori Juan
Robles Ana

Una Estimación de la Valoración Social de las Políticas Públicas dirigidas a niñez y adolescencia en la Provincia de Córdoba aplicando Encuestas de Preferencias Declaradas

Autores:

SARTORI, Juan José Pompilio¹

ROBLES, Ana María²

OVIEDO, Jorge Mauricio³.

Agosto 2013

Resumen: Por medio de un modelo Logit multinomial en base a encuestas de preferencias declaradas se obtienen indicadores de valoración Social subjetiva de determinadas Políticas Públicas dirigidas a mejorar el bienestar de niños y adolescentes en la Provincia de Córdoba. Se realizan consideraciones de política fiscal relacionadas a posibilidades recaudatorias que sirvan para financiar la inversión pública en niñez y adolescencia por parte del Estado Provincial. Se obtiene que en promedio la valoración social monetaria de una disminución de un 1% en el indicador "Porcentaje de niños menores de 17 años con inseguridad alimentaria" es de \$2,39 por mes y por habitante adulto.

Abstract: Using a multinomial logit model based on stated preference surveys valuation obtained Social indicators opinion of certain public policies aimed at improving the welfare of children and adolescents in the province of Córdoba. It made tax policy considerations related to tax collection possibilities that serve to finance public investment in childhood and adolescence by the Provincial Government. It is obtained that the average monetary social value decreased 1% in the indicator "Percentage of children under 17 years with food insecurity" is \$ 2.39 per month and per adult.

JEL: H3, H43, C35.

Palabras clave: derechos del niño, inversión social, valoración contingente, preferencias declaradas.

¹Departamento de Economía y Finanzas – Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. jsartori@eco.unc.edu.ar

² Universidad Blas Pascal. arobles@ubp.edu.ar

³ Instituto de Economía y Finanzas y Departamento de Economía y Finanzas. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. E-mail: joviedo@eco.unc.edu.ar

1. Introducción

Los fundamentos económicos relacionados a la ejecución del gasto público social dirigido a la niñez y juventud se asientan en las teorías tradicionales del crecimiento económico y en el nuevo enfoque de derechos imperante a partir de la Convención sobre los Derechos de los Niños junto a nuevos enfoques heterodoxos vinculados a éste y cuyos principales exponentes son Amartya Sen y M. Nussbaum. En el año 2002 el Comité de las Naciones Unidas recomendó al Estado Argentino que, entre otras cuestiones, revise las medidas presupuestarias para garantizar que los recursos disponibles se utilicen de lo mejor posible para promover y proteger los derechos de los niños a nivel federal, regional y local.

La hipótesis de trabajo de esta investigación postula que las investigaciones económicas realizadas hasta el momento sobre el gasto público dirigido a niñez y adolescencia en la provincia de Córdoba y en Argentina no permiten realizar una evaluación de sus efectos en el bienestar social. Resulta necesario, por lo tanto, obtener indicadores de la valoración social subjetiva de determinadas políticas dirigidas a mejorar el bienestar de niños y adolescentes y a garantizar sus derechos, lo que permitirá completar el enfoque metodológico relacionado al análisis del gasto público como una inversión social que realiza el Estado de manera de evaluarla en el contexto del análisis costo-beneficio.

Para la valoración de beneficios y costos de los proyectos o políticas públicas, existen metodologías que se identifican como tradicionales, son aquellas en las cuales los impactos sobre la producción o los propios bienes, implican una identificación plena de los mercados de éstos.

Sin embargo, a pesar de que las metodologías tradicionales de asignación de precios cuenta de eficiencia (precios sombra) hacen un gran aporte al proceso de evaluación social, existe un vacío generado en la medida en que existan externalidades que no puedan ser cuantificadas, y no exista ningún criterio riguroso para establecer si son mayores, menores o iguales a la parte cuantificada. Por ende, no puede establecerse el signo del resultado neto en términos de bienestar de la sociedad.

Tal como plantea Arrow (1986), cuando no existe mercado, hay un vacío de información para la toma de decisiones de los individuos, que ha de completarse con algún tipo de conjetura. El problema es que dichas conjeturas no siempre coinciden con la realidad asociada al fenómeno bajo estudio y, por consiguiente, la toma de decisiones que se deriva de las mismas puede resultar en una asignación no óptima de recursos. Ante este tipo de situaciones, la tarea del evaluador radica en proporcionar instrumentos de análisis que permitan corregir tales desvíos.

Por ello, se ha tornado importante el desarrollo de metodologías alternativas para la evaluación económica de proyectos y políticas, que permitan dimensionar la parte no cuantificada, y facilitar el proceso de tomas de decisiones⁴.

Estas metodologías se emplean en aquellos casos en que no existen mercados identificados, pudiendo mencionarse las siguientes:

- Análisis costo-eficiencia
- Ahorro en Costos
- Costos de Mitigación
- Precios Hedónicos
- Costos de viaje
- Valoración contingente

⁴ Los autores agradecen la colaboración de la Lic. Mariana Zenklussen en la elaboración de este análisis conceptual.

Mientras que los cinco primeros son considerados métodos de preferencias reveladas; el último, *valoración contingente*, es un método de preferencias declaradas.

Según Pere Riera (1994) el método de valoración contingente es una de las técnicas utilizadas para estimar el valor de los bienes (productos o servicios) para los que no existe mercado. El método consiste en simular un mercado mediante encuesta a los consumidores potenciales, preguntando por la máxima cantidad de dinero que pagarían por el bien si tuvieran que comprarlo. Esta forma directa de indagación ha sido denominada también “precio de transferencia” (del inglés “transfer price”) o “beneficio de transferencia” (del inglés “benefit transfer”). Este método tiene como objetivo que las personas declaren sus preferencias con relación a un determinado bien o servicio, en lugar de realizar estimaciones sobre la base de conductas que se observan en el mercado.

El método de valoración contingente se fundamenta en la medición del impacto de un proyecto en el bienestar de una comunidad, midiendo la máxima disposición a pagar por un bien o servicio; o bien la disposición a ser compensado, es decir, la disposición a aceptar un pago en compensación. La aplicación del método tiene como objeto la estimación de la función de demanda de un bien que no posee un mercado donde pueda ser transado. Consiste en crear un mercado hipotético, *contingente*, y obtener mediante un cuidadoso proceso de encuestas a los beneficiarios, la máxima disposición a pagar en valor monetario que el entrevistado otorga al bien que se está valorando en cuestión, o a una modificación en la calidad o cantidad del mismo.

En el diseño del cuestionario, se debe establecer el grado de familiaridad del entrevistado con los beneficios y los costos que genera el proyecto, plantear el mercado hipotético, idear un sistema de pago y obtener una serie de características económicas. Para un adecuado funcionamiento de la encuesta, el proceso de entrevista debe reflejar fielmente el marco en el cual se propone la decisión; es decir, el encuestado debe enfrentarse a un escenario lo más cercano a una situación real.

En la encuesta, después de proporcionar la información específica sobre la finalidad del estudio y la situación que se va a valorar, se pregunta al encuestado directamente por su disponibilidad a pagar respecto del bien objeto de análisis. La disposición a pagar estimada es un valor que depende de características observables y no observables del decisor, es decir, desde el punto de vista estadístico es una variable aleatoria.

La disposición a pagar se ve restringida por el ingreso de las personas; mientras que la compensación exigida (o disposición a aceptar) no está asociada con ninguna restricción que involucre a la persona encuestada.

En muchos casos se considera inadecuado el uso de la disposición a aceptar debido a que sugiere la posibilidad de que la persona encuestada presente reparos de índole moral; por ejemplo, el hecho de aceptar un pago a cambio del permiso para degradar el medio ambiente. Este punto, sobre todo, se aplica a los servicios ambientales que poseen un valor de existencia significativo. La disposición a aceptar implica que la generación presente perciba una compensación por la pérdida de algún servicio ambiental, y si el encuestado le asigna un importante valor de opción al servicio ambiental en cuestión (por ejemplo, el deseo de que las futuras generaciones disfruten de tal servicio), la disposición a aceptar puede hallar cierta resistencia. El encuestado puede encontrar inmoral el hecho de recibir una compensación a cambio de privar a las generaciones futuras del disfrute de tal servicio. Este hecho se puede reflejar en la negación a dar una respuesta o en proponer unos valores exageradamente elevados. Por otra parte, Carson (1999) plantea que la elección entre la «disposición a pagar» y la «disposición a aceptar» depende de los derechos de propiedad que existan o se asuman sobre el bien o servicio en cuestión. La disposición a aceptar resulta más difícil de aplicar con éxito debido a la necesidad de

convencer a los encuestados de la legitimidad de renunciar a los beneficios provistos por un determinado bien ambiental. Sin embargo, según el autor, la misma generalmente representa la perspectiva correcta de derechos de propiedad. Si el encuestado no posee el bien o servicio o si no goza de derechos legales, el instrumento de medición correcto debe ser la «disposición a pagar». Otro punto que destacan algunos autores (Hoehn y Randall; 1989)⁵ es que en el caso de que la personas encuestadas no cuenten con experiencia previa en la valoración de bienes públicos en general, y que al mismo tiempo sean adversos al riesgo, es frecuente que se observe en una primera instancia una sobreestimación de la disposición a aceptar y una subestimación de la disposición a pagar. Estudios que han realizado pruebas sucesivas del método de valoración contingente (Coursey et al., 1987; Singh, 1991)⁶, muestran que la disposición a aceptar tiende a disminuir en la medida en que los encuestados se sienten más familiarizados con el método. Asimismo, en el caso de la disposición a pagar no se observan alteraciones importantes en las sucesivas iteraciones del proceso, lo cual indica que la disposición a pagar constituiría un estimador inicial bastante preciso del valor del bien o servicio en cuestión (O'Doherty, 2001).

En la segunda sección se realiza un análisis de la evolución del gasto público dirigido a niñez y adolescencia en la Provincia de Córdoba. Luego, la tercera sección presenta el diseño del experimento de elección y la encuesta piloto de preferencias declaradas utilizada para estimar la valoración subjetiva de mejoras en las condiciones socioeconómicas de los niños de Córdoba. La estimación de un modelo de elección discreta logit binario relacionado a la disposición a efectuar un aporte o donación y la valoración subjetiva de políticas de mejora en la situación alimentaria de los niños se presenta en la cuarta sección. Finalmente se efectúa una discusión y comentarios finales relacionados a los resultados obtenidos.

2. Fundamentos teóricos

Las encuestas de preferencias declaradas y los modelos de elección discreta basados en la teoría de la elección del consumidor son un instrumento fundamental para el análisis de la demanda. El punto fundamental que aparta a este paradigma de la teoría tradicional está relacionado con la idea de que la utilidad se deriva de las propiedades o características de los bienes en vez de hacerlo por los bienes en sí mismos. Este es el llamado “paradigma de la elección” que se encuentra subyacente en el análisis de elección discreta y que une la función de utilidad con los bienes y sus características objetivas (Louviere, Hensher y Swait, 2000).

El modelo económico teórico postulado para realizar las estimaciones y los pronósticos se basa en la teoría de la utilidad aleatoria, formalizada por Manski (1977). El supuesto básico del modelo de utilidad aleatoria es que un individuo actuando racionalmente puede comparar alternativas y elegir aquella que le reporta el máximo nivel de satisfacción o utilidad, es decir, el individuo elige la alternativa que maximiza su utilidad una vez que se confronta con el ejercicio de elección, dados los atributos de los bienes considerados y sus propias características socio-económicas. El significado “aleatorio” de este modelo se utiliza debido a que en la modelación de las preferencias individuales (utilidades), el

⁵ Citado por O'Doherty, R.(2001): Hoehn, H.P.; Randall (1989) Too many proposals pass the benefit –cost test. American Economic Review, 79, pp. 544-551

⁶ Citados por O'Doherty (2001): - Coursey, D. L.; Hovis, J.; Schulze, W. D.(1987) «The Disparity Between Willingness to Accept and Willingness to Pay Measures of Value», Quarterly Journal of Economics, Vol. 102, pp 679- 690.

analista no posee información completa sobre los argumentos del proceso de decisión, así, una parte de la función de utilidad modelada es mensurable y otra no es directamente mensurable, es aleatoria.

Como Ortúzar y Willumsen (1994) afirman con respecto a la descomposición de la utilidad (U) y a la utilidad determinística (V): “para que la descomposición sea correcta necesitamos una cierta homogeneidad en la población bajo estudio. En principio requeriremos que todos los individuos compartan (enfrenten o tengan disponible) el mismo conjunto de alternativas y las mismas restricciones, y para llegar a esto quizás sea necesario segmentar el mercado”.

Por lo tanto, el individuo q elegirá la alternativa que le otorgue mayor utilidad que cualquier otra alternativa del conjunto de alternativas disponibles (incluida la alternativa de “no elección”⁷). Es decir:

$$V_{jq} = CEA_j + \sum_k \beta_{kj} \cdot x_{kjq}$$

La parte sistemática (o determinística) de la utilidad individual a menudo se supone como una función lineal aditiva en los atributos en la que los parámetros β se suponen constantes para todos los individuos pero pueden variar entre alternativas. La CEA es la denominada “constante específica de la alternativa” y representa la influencia neta de todas las características no observadas del individuo o de la alternativa en el modelo especificado.

El individuo q elige la alternativa que maximiza su utilidad, es decir:

$$U_{jq} \geq U_{iq}$$

donde los subíndices “ i ” y “ j ” se refieren a las alternativas de elección disponibles, con $i = 1, \dots, I$ e $i \neq j$.

Esto es,

$$V_{jq} + \varepsilon_{jq} \geq V_{iq} + \varepsilon_{iq}$$

$$V_{jq} - V_{iq} \geq \varepsilon_{iq} - \varepsilon_{jq}$$

Dado que el individuo elige la opción que maximiza su utilidad, se desconoce el valor del segundo miembro de la última desigualdad presentada y el procedimiento para determinar la probabilidad de elegir la alternativa j por el individuo q viene dado por:

$$P_{jq} = \text{Prob}(\varepsilon_{iq} - \varepsilon_{jq} \leq V_{jq} - V_{iq}, \forall i \in i = 1, \dots, I; i \neq j)$$

Hasta aquí no es posible derivar una expresión analítica para el modelo sin conocer la distribución de los errores ε . Entonces, suponiendo que los errores asociados a cada

⁷ Por lo general se han estimado modelos de elección considerando un conjunto de alternativas determinadas, sin embargo, en los últimos años se ha incluido como una alternativa más que integra el conjunto de elección la denominada “alternativa de no elección” (Dhar, 1997; Haaijer, 1999; Dhar y Simonson, 2003).

alternativa tienen una distribución de Valor Extremo de Tipo I⁸, poseen las mismas varianzas y no están correlacionados, puede utilizarse el modelo logit multinomial para la estimación. Alternativamente, si los errores siguen una distribución de probabilidad normal debe aplicarse el modelo probit.

Numerosas aplicaciones en el campo del marketing, el transporte y la economía ambiental utilizan la especificación del modelo logit multinomial simple, que implica que se cumple el supuesto de independencia de las alternativas irrelevantes, la parte no observable de las utilidades se distribuyen de manera idéntica e independiente, no existe correlación serial en el modelo, posee factores de escala constantes para todas las alternativas que se normalizan arbitrariamente igualándolos al valor unitario y los parámetros a estimar son fijos, no aleatorios.

El modelo logit multinomial⁹ puede expresarse como:

$$P_i = \frac{e^{\lambda U_i}}{\sum_{j=1}^n e^{\lambda U_j}}$$

donde:

U_i es la función de utilidad de la alternativa i -ésima, que puede expresarse como: $U_i = V_i + \varepsilon_i$, en la cual V_i es la parte determinística de la función de utilidad que usualmente se supone como una función lineal de variables explicativas de la demanda y ε_i es un término de error aleatorio relacionado a los efectos no observables.

λ es el factor de escala o parámetro de precisión, que es una función inversa de la desviación estándar de los efectos no observables o errores del modelo ε_i . En este modelo, λ se supone igual a la unidad.

Asimismo, el modelo logit multinomial permite considerar diferentes conjuntos de elección para cada individuo entrevistado de manera de estimar un modelo como una función de los niveles de servicio de las alternativas y de las características socio-demográficas de los individuos entrevistados.

Adicionalmente, resulta importante desarrollar una formulación adicional que extiende el modelo al caso de existencia de mediciones repetidas por consumidor, como sería el caso de una muestra de datos de panel en el tiempo o una encuesta de preferencias declaradas en la cual cada consumidor realiza sus elecciones en una serie de escenarios. Este modelo se denomina "modelo logit mixto de datos de panel". La función de utilidad de la alternativa j en la situación de elección t de la persona n es $U_{njt} = \beta_n x_{njt} + \varepsilon_{njt}$, con ε_{njt} que son independientes e idénticamente distribuidos según una distribución de valor extremo a través del tiempo (o situaciones de elección), las personas o consumidores y las alternativas de elección. Si existe una secuencia de alternativas $\mathbf{i} = \{i_1, i_2, \dots, i_T\}$, la

⁸ La función de distribución de valor extremo tipo I es la siguiente: $\text{Prob}(\varepsilon_j \leq \varepsilon) = \exp(-\exp(-\varepsilon))$

⁹ McFadden (1974), presenta los fundamentos y propiedades econométricas de este modelo denominado originalmente Modelo Logit Condicional.

probabilidad, condicionada a β , de que una persona realice una secuencia de elecciones será el producto de funciones logit:

$$L_{ni}(\beta) = \prod_{t=1}^T \left[\frac{e^{\beta' x_{ni,t}}}{\sum_j e^{\beta' x_{nj,t}}} \right]$$

dado que los ε_{njt} son independientes sobre la secuencia de elecciones. La probabilidad no condicionada será la integral de $L_{ni}(\beta)$ con respecto a β :

$$P_{ni} = \int_{\beta} L_{ni}(\beta) \cdot f(\beta) d\beta$$

La probabilidad simulada se obtiene al realizar una extracción de β de su función de distribución, luego se calcula la función de probabilidad asociada a ese valor para cada elección de la secuencia y se multiplican esas probabilidades. Este procedimiento se realiza un gran número de veces y se promedian los resultados.

En este tipo de modelos pueden presentarse algunas limitaciones, como son:

- Efectos dinámicos dados por el hecho de que las elecciones en un momento determinado pueden depender de las elecciones realizadas en el pasado, como son por ejemplo los efectos de hábito o aprendizaje. En el caso de trabajar con una secuencia temporal de situaciones de elección, pueden agregarse en la función de utilidad variables exógenas representativas del pasado o el futuro para representar respuestas rezagadas o efectos de hábito y comportamiento anticipado, respectivamente.
- Correlación serial existente debido a factores no observables que persisten a través del tiempo o de la secuencia de elecciones, en particular todos los factores relacionados al individuo n , a partir de lo cual los ε_{njt} podrán no ser independientes de los $\varepsilon_{nj(t-1)}$. Este tipo de correlación resulta de importancia ya que en el caso de trabajar con datos de preferencias declaradas existirán varias respuestas del mismo individuo a diferentes situaciones de elección. Al relajar el supuesto de ε_{njt} independientes a través de t dado que se supone que existen factores no observables relacionados con el individuo¹⁰ y que persisten a través de las situaciones de elección t . El modelo puede denominarse “modelo con efectos de panel” y especificarse de la misma manera que el modelo anterior de componentes del error, suponiendo que $\varepsilon_{njt} = \alpha_{nj} + \varepsilon'_{njt}$, donde se supone que los ε'_{njt} son independientes a través de t . Dada esta especificación, pueden aplicarse dos versiones del modelo. La primera versión supone la existencia de un “efecto fijo” en la que los α_{nj} son parámetros fijos desconocidos que deben estimarse. La segunda versión denominada “con efecto aleatorio” supone que los α_{nj} son aleatorios y poseen alguna distribución de probabilidad. Adicionalmente debe

¹⁰ También denominado efecto agente o heterogeneidad inobservable.

puntualizarse que en el modelo de efecto fijo, α_{nj} captura la heterogeneidad inobservable de los gustos y para estimarlo para cada individuo n , uno de ellos debe ser igualado a cero, pudiendo estimarse de manera consistente los α_{nj} 's solo si $T \rightarrow \infty$. En la práctica, al trabajar con micropaneles de datos, T es pequeño y el número de parámetros α grande como para poder estimar el modelo con efectos fijos de manera consistente. Esta es una verdadera limitación para la estimación de este modelo. Por otra parte, en el caso del modelo con "efecto aleatorio", los parámetros α_{nj} se distribuyen estadísticamente con una función de densidad $f(\alpha_{nj})$ que habitualmente se supone que es normal, es decir $\alpha_{nj} \sim N(0, \sigma_{panel})$, se obtiene un modelo logit mixto condicionado a α_{nj} en el que además, se supone que los ε'_{njt} son independientes a través de t . Entonces, la probabilidad condicionada a α_{nj} de que una persona realice una secuencia de elecciones será:

$$L_{ni}(\alpha_{nj}) = \prod_{t=1}^T \left[\frac{e^{\beta_n' x_{nit} + \alpha_{ni}}}{\sum_j e^{\beta_n' x_{njt} + \alpha_{nj}}} \right]$$

Y la probabilidad de elección no condicionada será:

$$P_{ni} = \int_{\alpha} L_{ni}(\alpha) \cdot f(\alpha) d\alpha$$

En este modelo los parámetros a estimarse son los β y σ_{panel} (desvío estándar de α_{nj}) y por medio de la estimación utilizando el método de máxima verosimilitud (simulado) se obtienen estimadores consistentes y eficientes. Al ignorar la correlación y suponer que α_{nj} no existe, se obtienen estimadores consistentes pero ineficientes. Por lo tanto, cuando se trabaja con datos de preferencias declaradas habrá que probar la significación del coeficiente estimado para el desvío estándar del error α_{nj} a los fines de contrastar la existencia de heterogeneidad inobservable en la secuencia de elecciones realizada por los encuestados.

3. Diseño del experimento de elección

La experiencia internacional en el desarrollo de experimentos de elección ha evolucionado desde la década de 1980, habiendo comenzado con diseños de encuestas que permitían estimar modelos logit multinomiales con dos o más alternativas de elección y en general, pocos escenarios de elección de manera de evitar el efecto fatiga de los entrevistados (Fowkes y Wardman, 1988, Hensher, et. al., 1988; Bradley y Daly, 1994). En los experimentos de elección, el entrevistado debe elegir la alternativa que considera que mejor refleja su demanda potencial. Este tipo de encuestas generalmente presentan de 9 a 12 escenarios de elección por encuestado para evitar el efecto fatiga del entrevistado que se presenta con un número mayor de escenarios de elección. Sin embargo, en algunas investigaciones se afirma que un mayor número de escenarios puede generar mejoras en las estimaciones de demanda sin generar los problemas de fatiga (Louviere, et. al. 2000). Los primeros estudios utilizaron experimentos ortogonales, aprovechando la propiedad de ausencia de correlación entre las variables independientes (atributos), una

característica que se juzgaba como un requerimiento para asegurar la bondad del diseño de la encuesta y que implica la ausencia de multicolinealidad en el modelo de demanda estimado a partir de las respuestas relevadas¹¹ (Bates, 1988; Fowkes y Wardman, 1988, Rose y Bliemer, 2004). En los inicios, la administración del cuestionario se realizaba con tarjetas, de manera de presentar cada escenario de manera independiente. En la actualidad, las encuestas de preferencias declaradas pueden realizarse vía internet o por medio de entrevistas asistidas con computadora portátil en donde los entrevistados declaran sus preferencias de manera independiente en cada escenario de elección que se presenta individualmente en la pantalla de la computadora.

También existe una tendencia a diseñar experimentos con un amplio número de escenarios de elección como consecuencia de considerar un mayor número de atributos como variables independientes en la especificación de demanda (Rose y Hensher, 2004).

Más aún, los denominados “diseños eficientes” producen errores mínimos alrededor de los parámetros a estimar, suponiendo valores previos de esos parámetros. La eficiencia de estos diseños viene dada por la minimización del error de estimación alrededor de los parámetros a estimar, suponiendo valores previos para ellos y considerando una especificación del modelo de elección discreta particular, usualmente un modelo logit multinomial. Al maximizar la función de máxima verosimilitud para una muestra determinada, es posible obtener los estimadores máximo verosímiles de un modelo de elección basado en un diseño particular. El procedimiento utiliza la matriz hessiana de derivadas segundas de la función de máxima verosimilitud con respecto a los parámetros a estimar, denominada matriz de información de Fisher, para calcular y minimizar la medida de error comparando diferentes diseños y eligiendo el más eficiente. La derivación analítica de la matriz de información de Fisher será diferente de acuerdo a las características de las alternativas de elección (genéricas o específicas) y al modelo econométrico que se intenta estimar.¹²

El propósito de los diseños eficientes es definir un conjunto de escenarios de elección dados ciertos valores previos de los parámetros a estimarse, de manera de minimizar la medida del error alrededor del parámetro a estimar. La medida de error más utilizada para comparar diseños de elección y decidir cuál es el más eficiente es el denominado D-error:

$$D - error = (\det \Omega)^{\frac{1}{k}},$$

en el que k es el número de parámetros a estimarse, $\Omega(\beta/X) = -I[(\beta/X)]^{-1}$ es la matriz de varianza-covarianza asintótica de las estimaciones máximo-verosímiles, $\hat{\beta}$, $I(\beta/X)$ es la matriz de información de Fisher, X es la matriz del diseño del experimento (Hensher, Rose y Greene, 2005; Rose y Bliemer, 2005).

Como resultado, a medida que el error de medición (D-error) es menor, más eficiente es el diseño. Los “valores previos” de los parámetros se obtienen generalmente de encuestas piloto o de estudios previos.

¹¹ Debe notarse sin embargo, que desde la década de 1980 se ha reconocido que resulta apropiada la existencia de alguna correlación entre los atributos de las alternativas consideradas (Fowkes y Wardman, 1988).

¹² Diferentes derivaciones analíticas de la matriz de información de Fisher pueden encontrarse en McFadden (1974), Bliemer y Rose (2005), Rose y Bliemer (2005).

En esta investigación se ha supuesto que los valores previos de los parámetros son iguales a cero, coherente con la inexistencia de información a priori sobre el valor que podrían asumir.

El diseño del experimento de elección consideró una situación en la que el entrevistado puede elegir entre donar una determinada cantidad de dinero o no hacerlo. Se trata de un experimento de elección de dos alternativas, una de las cuales es fija y se corresponde con niveles fijos de los atributos que caracterizan a esa alternativa. Los niveles fijos utilizados se obtuvieron de la situación actual de los indicadores socioeconómicos de los niños y adolescentes según Tuñón (2011). Los atributos y niveles considerados se exponen a continuación en la Tabla 6. Uno de los atributos se refiere al “aporte o donación mensual” que debería realizarse para obtener mejoras en los demás atributos relacionados a variables vinculadas con la condición socioeconómica de niños y adolescentes en la provincia de Córdoba, a saber:

- Porcentaje de niños entre 5 y 17 años que vive hacinado: con niveles de 12% y 0%. (Área: Vivienda).
- Porcentaje de niños entre 5 y 12 años que comparten cama o colchón para dormir: con niveles de 12%, 6% y 0%. (Área: Crianza y socialización).
- Porcentaje de niños menores de 17 años con inseguridad alimentaria (no logra cubrir sus requerimientos nutricionales): con niveles de 10%, 5% y 0%. (Área: Alimentación).
- Porcentaje de niños entre 13 y 17 años que no asiste a nivel secundario: con niveles de 5% y 0%. (Área: Educación).
- Porcentaje de niños entre 0 y 17 años en situación de indigencia: con niveles de 6% y 0%. (Área: Subsistencia).
- Organismo recaudador: con cuatro niveles, 1. Estado Nacional, 2. Estado Provincial, 3. Estado Municipal y 4. Unicef.
- Aporte o donación mensual: con niveles de \$10, \$25, \$50.

Tabla 6
Atributos y niveles del experimento de elección

Atributos de las alternativas	Nombre de la variable o atributo	Niveles de los atributos de cada alternativa				
		Alternativa 1. Situación actual. No realiza aporte o donación específica.	Alternativa 2. Situación en la que se realiza el aporte o donación.			
Aporte o donación mensual	Ap	\$ 0	\$50	\$25	\$10	
Porcentaje de niños entre 5 y 17 años que vive hacinado	Viv	24%	12%	0%		
Porcentaje de niños entre 5 y 12 años que comparten cama o colchón para dormir	Colch	18%	12%	6%	0%	
Porcentaje de niños menores de 17 años con inseguridad alimentaria (no logra cubrir sus requerimientos nutricionales)	Alim	16%	10%	5%	0%	
Porcentaje de niños entre 13 y 17 años que no asiste a nivel secundario	Educ	10%	5%	0%		
Porcentaje de niños entre 0 y 17 años en situación de indigencia	Indig	12%	6%	0%		
Organismo recaudador	Org	Ninguno	1. Estado Nacional	2. Estado Provincial	3. Estado Municipal	4. Unicef

El diseño del experimento D-eficiente se realizó con el software Ngene y fue especificado según las siguientes funciones de utilidad:

$$V(\text{Aporta}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Viv} + \beta_2 \cdot \text{Colch} + \beta_3 \cdot \text{Alim} + \beta_4 \cdot \text{Educ} + \beta_5 \cdot \text{Indig} + \beta_6 \cdot \text{Ap} + \beta_7 \cdot \text{Org}$$

$$V(\text{No aporta}) = \beta_1 \cdot \text{Viv} + \beta_2 \cdot \text{Colch} + \beta_3 \cdot \text{Alim} + \beta_4 \cdot \text{Educ} + \beta_5 \cdot \text{Indig} + \beta_6 \cdot \text{Ap}$$

Se generaron ocho escenarios de elección en el experimento, dado que es el mínimo número de escenarios (grados de libertad) que pueden generarse en un experimento D-eficiente con siete parámetros genéricos a estimar (β_1 a β_7).

La matriz de fisher del experimento de elección se muestra a continuación en la Tabla 7.

Tabla 7
Matriz de Fisher del experimento de elección

Escenario de elección	Alternativa: Aporta							Alternativa: No Aporta						
	Viv	Colch	Alim	Educ	Indig	Ap	Org	Viv	Colch	Alim	Educ	Indig	Ap	
1	0	6	0	0	0	10	1	24	18	16	10	12	0	
2	0	0	10	5	0	10	4	24	18	16	10	12	0	
3	12	12	10	0	6	25	2	24	18	16	10	12	0	
4	12	0	5	5	6	10	2	24	18	16	10	12	0	
5	0	6	5	5	6	50	1	24	18	16	10	12	0	
6	12	12	0	5	0	25	3	24	18	16	10	12	0	
7	12	0	5	0	0	50	3	24	18	16	10	12	0	
8	0	6	0	0	6	25	4	24	18	16	10	12	0	

Las filas de la matriz presentan cada uno de los ocho escenarios de elección. Así, por ejemplo, en la primera fila se presentan los niveles (o valores) que asumen los atributos relacionados a la situación socioeconómica de los niños y adolescentes junto a la cantidad de aporte o donación voluntaria, para cada una de las dos alternativas de elección, aportar o no aportar. En el primer escenario de elección, la alternativa “aporta o dona” está relacionada con mejoras en los niveles de los atributos en relación a la alternativa fija de “no aportar”. Cabe señalar, que en la alternativa “no aporta” la situación expuesta a cada entrevistado supone que no existe un aporte específico adicional o donación voluntaria diferente a los impuestos que pudiera pagar la persona entrevistada. Por lo tanto, la decisión de aportar debe interpretarse como una situación en la cual la persona está dispuesta a realizar un aporte específico que generaría una mejora determinada en cada uno de los atributos expuestos en la alternativa “aporta” en relación a la alternativa “no aporta” o “situación actual”.

A partir de esta matriz se generó el cuestionario de la encuesta de elección. En el Anexo 1 puede observarse el primer escenario de elección presentado en la encuesta, los demás escenarios se confeccionaron de igual manera utilizando los valores de los atributos expuestos en la Tabla 6.

4. Estimación de la valoración social de políticas públicas dirigidas a niñez y adolescencia en la Provincia de Córdoba

A partir de las encuestas relevadas, se especificó un modelo logit binario con las siguientes funciones de utilidad:

$$V(\text{Aporta}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Viv}_{_A} + \beta_2 \cdot \text{Colch}_{_A} + \beta_3 \cdot \text{Alim}_{_A} + \beta_4 \cdot \text{Educ}_{_A} + \beta_5 \cdot \text{Indig}_{_A} + \beta_6 \cdot \text{Ap}_{_A} + \beta_7 \cdot D_{\text{Unicef}}$$

$$V(\text{No aporta}) = \beta_1 \cdot \text{Viv}_{_NA} + \beta_2 \cdot \text{Colch}_{_NA} + \beta_3 \cdot \text{Alim}_{_NA} + \beta_4 \cdot \text{Educ}_{_NA} + \beta_5 \cdot \text{Indig}_{_NA} + \beta_6 \cdot \text{Ap}_{_NA}$$

Las variables explicativas de la elección de aportar o no aportar son las del experimento de elección de preferencias declaradas propuesto, excepto por la variable D_{org} del

experimento que fue transformada en una variable ficticia denominada D_{Unicef} , que asume el valor uno cuando el escenario de elección indica un aporte a Unicef y cero en caso contrario. De esta manera podrá verificarse si existe mayor propensión a efectuar donaciones a este organismo no gubernamental en comparación a la propensión a efectuar donaciones o aportes al Estado (nacional, provincial o municipal).

Asimismo, se especificó y estimó un modelo logit mixto con efectos de panel para considerar explícitamente las respuestas repetidas de los encuestados. Por lo tanto, considerando que la estimación de demanda se basa en un experimento de preferencias declaradas y que existen elecciones repetidas que podrían estar correlacionadas serialmente, siempre se aconseja estimar un modelo con efectos de panel para respuestas repetidas. En este caso se especificó como un modelo estático de componentes del error con un efecto aleatorio, y se estimó como un modelo logit mixto a los fines de capturar la correlación intrínseca entre las elecciones realizadas por cada encuestado, dado que cada uno de los encuestados respondió a ocho escenarios de elección. Se han adicionado términos de error aleatorio individuales específicos (normalizando la alternativa de no elección), de manera tal que la i -ésima función de utilidad es $U_{int} = V_{int} + \varepsilon_{int}$, donde la parte no observada de la utilidad de la alternativa i , para el individuo n y la situación de elección t se especificó como $\varepsilon_{int} = \alpha_{in} + \varepsilon'_{int}$ con $\alpha_{in} \sim N(0, \Sigma)$, suponiendo además que los errores ε'_{int} son independientes en t (Brownstone y Train, 1999; Train, 2009).

Para realizar la estimación por el método de máxima verosimilitud simulada, se utilizaron 1.000 extracciones de Halton. Al estimar el modelo con las mismas variables explicativas utilizadas en la estimación del modelo logit binario estimado, los coeficientes estimados cambiaron levemente de magnitud.

Las estimaciones se realizaron con el software BIOGEME (Bierlaire, 2003 y 2009).

La Tabla 8 presenta los resultados de las estimaciones realizadas, en la cual puede apreciarse que los parámetros estimados que resultaron significativos son: la constante de la función de utilidad de la alternativa de “aportar” (β_0), el parámetro β_3 asociado a la variable Alim: “Porcentaje de niños menores de 17 años con inseguridad alimentaria (no logra cubrir sus requerimientos nutricionales)”, el parámetro β_6 asociado a la variable “aporte o donación (en \$ mensuales)” y el coeficiente β_7 asociado a la variable ficticia D_{Unicef} . El signo negativo de los coeficientes estimados β_3 y β_6 resulta coherente con la teoría económica, dado que un aumento en el porcentaje de niños con inseguridad alimentaria y de los montos de los aportes disminuyen la utilidad. El signo positivo del coeficiente β_7 indica que existe una mayor utilidad o propensión de los consumidores a realizar aportes específicos si el organismo de recaudación es Unicef.

En el modelo estimado con efectos de panel, el coeficiente del desvío estándar σ_{panel} estimado resultó significativo, indicando la existencia de correlación serial entre las respuestas repetidas de los encuestados. En otras palabras, existe heterogeneidad inobservable asociada a las respuestas repetidas de cada individuo en el experimento de elección. Cabe señalar entonces, que este último modelo resulta más apropiado a los fines del cálculo de las valoraciones subjetivas objeto del análisis. Adicionalmente, puede comprobarse que la bondad de ajuste del modelo con efectos de panel para respuestas repetidas es superior a la del modelo logit binario, ya que posee un mayor coeficiente rho cuadrado ajustado y un mayor test de razón de verosimilitud.

Tabla 8

Logit binario de elección de donación o aporte para mejorar las condiciones socioeconómicas de niños y adolescentes de la Provincia de Córdoba

Parámetro	Logit binario			Logit binario mixto con efectos de panel para respuestas repetidas		
	Valor del parámetro	Estadístico t robusto	p-valor	Valor del parámetro	Estadístico t robusto	p-valor
β_0	-1,01	-2,07	0,04	-1,15	-2,21	0,03
β_3	-0,0985	-3,04	0,00	-0,112	-3,08	0,00
β_6	-0,0412	-4,16	0,00	-0,0467	-4,55	0,00
β_7	1,70	5,48	0,00	1,95	4,56	0,00
σ_{panel}	---	---	---	0,866	3,93	0,00
Número de observaciones:				321		
Rho cuadrado:				0,207		
Rho cuadrado ajustado:				0,189		
Log de verosimilitud inicial:				-222,5		
Log de verosimilitud final:				-217,047		
Test de Razón de verosimilitud:				91,944		
				101,511		

Fuente: Elaboración propia basada en resultado de BIOGEME.

A partir de estas estimaciones, puede calcularse la valoración monetaria subjetiva de cada uno de los atributos considerados en la elección de realizar un aporte o contribución.

Como es sabido, una manera de establecer la importancia relativa de los atributos en una estimación de demanda de elección discreta es calcular la valoración de un atributo en términos de otro atributo utilizado como numerario, tal como el precio o costo de la alternativa. Se trata de una tasa marginal de sustitución, expresada como:

$$TMgS_{km} = \frac{\partial X_{mj}}{\partial X_{kj}} = \frac{\partial P_j / \partial X_{kj}}{\partial P_j / \partial X_{mj}}$$

donde X_{mj} : es la variable precio de la alternativa j y X_{kj} es el atributo de interés, por ejemplo, el porcentaje de niños con inseguridad alimentaria “ j ”. Con estas dos variables específicas consideradas, la $TMgS$ presentada es el valor monetario subjetivo mensual de un aporte o donación para disminuir en un 1% el porcentaje de niños con inseguridad alimentaria. En este caso se trata de variables continuas, aunque el razonamiento puede extenderse a variables discretas. La expresión anterior está basada en la probabilidad de elección de una alternativa como la función de respuesta. Otras posibilidades de función de respuesta son las cuotas de mercado estimadas. Si la función de utilidad es lineal en los parámetros, la $TMgS$ estimada será simplemente la razón de los parámetros estimados de las variables consideradas.

Según los resultados de esta modelación, considerando tanto el modelo logit binario como el logit binario con efectos de datos de panel, la valoración monetaria de una disminución de un 1% en el indicador “Porcentaje de niños menores de 17 años con inseguridad alimentaria (no logra cubrir sus requerimientos nutricionales)” resulta de \$2,39 por mes y por habitante adulto; que sería el aporte promedio que los habitantes adultos estarían dispuestos a realizar con el fin específico de disminuir la inseguridad alimentaria de los niños de la provincia de Córdoba en un 1%. De los resultados obtenidos, puede afirmarse que la valoración monetaria subjetiva de una política a favor de lograr mejoras en la seguridad alimentaria de los niños y jóvenes no varió entre los dos modelos estimados, es decir, la heterogeneidad inobservable asociada a las respuestas repetidas de los individuos no afectó el resultado final de esta valoración subjetiva. Es decir, en el contexto del análisis costo-beneficio, la inversión pública que provoque una mejora de un 1% en el indicador de “inseguridad alimentaria en niños” otorgaría a la sociedad un aumento en el bienestar valorado en \$2,39 por mes por adulto que compone la población.

Puede afirmarse entonces que la disposición por parte de los ciudadanos de Córdoba a realizar un aporte monetario que permita eliminar el déficit alimentario en niños y adolescentes de la Provincia de Córdoba es de \$38,25 mensuales para el individuo representativo de la población considerado en la modelación efectuada. Además, debe considerarse la mayor disposición a realizar este aporte si el organismo recaudador es Unicef en relación a cualquier otro organismo gubernamental. Este resultado pone de manifiesto la importancia y necesidad de coordinación y reunión de esfuerzos que debería fomentarse entre el Estado, en cualquiera de sus niveles con Unicef, a los fines de lograr una mayor predisposición por parte de los ciudadanos a realizar aportes adicionales a los impuestos que pagan en la actualidad a los fines de erradicar las deficiencias sociales y económicas existentes en niños y adolescentes y en particular, el déficit alimentario de niños y adolescentes existente. Cabe señalar, que la estimación obtenida no ha permitido obtener valoraciones de los demás indicadores incluidos en la encuesta de preferencias declaradas ya que los parámetros asociados a ellos resultaron no significativos, indicando que los ciudadanos focalizaron su elección en la variabilidad del indicador alimentario. La población ocupada mayor de 20 años de edad en la provincia de Córdoba en el año 2008 se estimó en 1.377.992 habitantes. Si el aporte a realizar fuera de \$38,25 mensuales y se realizara a Unicef, según los resultados de esta estimación realizada y utilizando el método de pronóstico de enumeración muestral, un 56,24% de los individuos adultos estaría dispuesto a realizar este aporte. Si se consideran sólo las personas adultas ocupadas y que un 56,24% de ellas realiza el aporte mensual de \$38,25, entonces podría obtenerse una recaudación de aproximadamente \$30.000.000 mensuales en la Provincia de Córdoba que debería dirigirse específicamente a disminuir o si fuera posible eliminar la inseguridad alimentaria en niños y adolescentes de la provincia.

Naturalmente, al haberse obtenido resultados de una encuesta piloto relevada sobre una población de adultos que no es representativa del total de la población, estos resultados deben considerarse a efectos ilustrativos y profundizar la investigación a una muestra representativa de la población. También resultará necesario profundizar en una mayor complejidad en la especificación del modelo a los fines de realizar pronósticos de valoración social y de disposición a realizar aportes para mejorar la situación socioeconómica de los niños y adolescentes de la Provincia de Córdoba.

4. Conclusiones

Este artículo ha presentado la experiencia de diseño de una encuesta de preferencias declaradas que fue utilizado para la medición de la valoración social subjetiva de políticas dirigidas a mejorar la situación de vulnerabilidad de derechos de niños y adolescentes relacionadas a indicadores de las áreas de: educación, nutrición y condiciones materiales de vida, en la Provincia de Córdoba.

Se han presentado las primeras estimaciones obtenidas a partir de una encuesta piloto realizada a ciudadanos de la Ciudad de Córdoba, de las cuales se evidencia que los ciudadanos focalizaron su elección en la variabilidad del indicador asociado a políticas que mejoren la situación de inseguridad alimentaria en niños y jóvenes. La valoración monetaria de una disminución de un 1% en el indicador “Porcentaje de niños menores de 17 años con inseguridad alimentaria (no logra cubrir sus requerimientos nutricionales)” resulta de \$2,39 por mes y por habitante adulto que implica que para eliminar el déficit alimentario presentado en la situación “sin aporte”, los ciudadanos estarían dispuestos a realizar un aporte monetario de \$38,25 mensuales en promedio.

Por otra parte, los resultados obtenidos permiten afirmar que existe una mayor predisposición a realizar aportes monetarios si el organismo recaudador es Unicef en relación a cualquier otro organismo gubernamental, lo que ha puesto de manifiesto la importancia y necesidad de fomentar una mayor coordinación, reunión y promoción de esfuerzos conjuntos entre el Estado y Unicef, a los fines de lograr una mayor predisposición por parte de los ciudadanos a realizar aportes adicionales a los impuestos que pagan en la actualidad con el objetivo de erradicar las deficiencias sociales y económicas existentes en niños y adolescentes y en particular, el déficit alimentario.

Bibliografía

- Bierlaire, Michel (2003). BIOGEME: A free package for the estimation of discrete choice models, *Proceedings of the 3rd Swiss Transportation Research Conference*, Ascona, Switzerland.
- Bierlaire, Michel (2009). Estimation of discrete choice models with BIOGEME 1.8, <http://transp-or2.epfl.ch/biogeme/doc/tutorial.pdf>.
- Bliemer, Michiel C. J. y John M. Rose (2005). Efficient designs for alternative specific choice experiments. Working Paper ITLS-WP-05-04. Institute of Transport Studies. The University of Sydney.
- Brent, Robert J. (2007). Applied cost-benefit analysis. Cheltenham: Edward Elgar.
- Brownstone, D. y Train, K. (1999). Forecasting new product penetration with flexible substitution patterns. *Journal of Econometrics*, 89(1), 109-129.
- Castro, Raúl y Karen Mokate (2003). Evaluación Económica y Social de Proyectos de Inversión, Alfaomega Grupo Editor, Bogotá.
- Fowkes A. S. y Mark Wardman (1988). The design of stated preference travel choice experiments: with special reference to interpersonal taste variations. *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 22, no 1.
- Layard, Richard y Glaister Stephen,(2003). Cost-Benefit Analysis. Cambridge University Press.
- Loureiro, M.; Jill J. McCluskey; Ron C. Mittelhammer. "Are Stated Preferences Good Predictors of Market Behavior? ". *Land Economics*, Vol. 79, No. 1 (Feb., 2003), pp. 44-55.
- Louviere, Jordan J., David Hensher y Joffre Swait (2000). *Stated Choice Methods. Analysis and Application*. Ed. Cambridge University Press.
- McFadden, Daniel (1974). Conditional Logit *Analysis of Qualitative Choice Behaviour*, *Frontiers of Econometrics*, Zarembka, P. (ed.), Academic Press, New York, pp. 105-142.
- Mc Fadden, Daniel (1994). "Contingent Valuation and Social Choice". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, No. 4, pp. 689-708.
- O'doherty, R. (2001). The theory of the contingent valuation method. *Hume papers on Public Policy*; 16: 67-81.
- Pere Riera, M. (1994). Manual de Valoración Contingente. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.
- Rose, John M. y Michiel C. J. Bliemer (2005). Constructing Efficient Choice Experiments. Working Paper ITLS-WP-05-07. Institute of Transport Studies. The University of Sydney.
- SEU – UNC, Secretaría de Extensión Universitaria - Universidad Nacional de Córdoba (2010). Derechos de la niñez e inversión social. Profundizando compromisos de la UNC respecto de los derechos de niños, niñas y jóvenes. Córdoba, Argentina.
- Sugden, Robert y Alan Williams (2004). The principles of practical cost-benefit analysis. Oxford University Press.
- Train, Kenneth (2009). Discrete Choice Methods with Simulation, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Tuñón, Ianina (2011). Situación de la infancia a inicios del bicentenario. Un enfoque multidimensional y de derechos. Edición: Barómetro de la Deuda Social de la Infancia. Serie del Bicentenario 2010-2016. Pontificia Universidad Católica Argentina. Buenos Aires. Argentina.

Anexo 2

Encuesta de Preferencias Declaradas		
<p>Analice detenidamente cada uno de los escenarios que se presentan a continuación. En cada escenario se presentan dos situaciones, la primera está relacionada al valor que asumen en la actualidad algunos indicadores sobre deficiencias en la situación social de los niños y adolescentes. En la segunda situación, mejoran algunos indicadores como resultado de su donación monetaria. Luego indique si estaría dispuesto a efectuar la donación mensual correspondiente.</p>		
Escenario de elección N° 1	Alternativa a elegir	
	Situación Actual	Con aporte o donación monetaria específica
Aporte o donación mensual	\$ 0	\$ 10
Porcentaje de niños entre 5 y 17 años que vive hacinado	24%	0%
Porcentaje de niños entre 5 y 12 años que comparten cama o colchón para dormir	18%	6%
Porcentaje de niños menores de 17 años con inseguridad alimentaria (no logra cubrir sus requerimientos nutricionales)	16%	0%
Porcentaje de niños entre 13 y 17 años que no asiste a nivel secundario	11%	0%
Porcentaje de niños entre 0 y 17 años en situación de indigencia	12%	0%
Organismo que recibe la donación o aporte	----	Estado Nacional

¿Estaría dispuesto a realizar esta donación mensual?

SI

NO