



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

La dinámica reciente del bienestar de los niños en Uruguay. Un estudio en base a datos longitudinales

Elisa Failache
Gonzalo Salas
Andrea Vigorito

INSTITUTO DE ECONOMÍA
Serie Documentos de Trabajo

Diciembre, 2016
DT 11/2016

ISSN: 1510-9305 (en papel)
ISSN: 1688-5090 (en línea)

Esta investigación fue financiada por el programa de la Comisión Sectorial de Investigación Científica *Proyectos de Investigación e Innovación Orientados a la Inclusión Social. Llamado 2010. Modalidad 1*. Agradecemos los comentarios de Fedora Carbajal y de los asistentes al seminario de investigadores del Instituto de Economía, donde fue presentado este trabajo. Como es habitual, todos los errores son de nuestra exclusiva responsabilidad.

Forma de citación sugerida para este documento: Failache E., Salas G. y Vigorito A. (2016) “La dinámica reciente del bienestar de los niños en Uruguay. Un estudio en base a datos longitudinales”. Serie Documentos de Trabajo, DT 11/2016. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

La dinámica reciente del bienestar de los niños en Uruguay. Un estudio en base a datos longitudinales

Elisa Failache[†]
Gonzalo Salas[†]
Andrea Vigorito[†]

Resumen

En este documento se analiza la evolución de la pobreza y desigualdad multidimensionales entre 2004 y 2011, en base a una muestra de niños uruguayos que cursaba primer año de primaria en escuelas públicas en 2004. Se investiga si la cohorte, que vivió sus primeros años en un contexto de fuerte crisis económica, transitó hacia mejores desempeños como resultado de la recuperación económica posterior y si las mejoras en los ingresos de sus hogares se tradujeron en mayores logros en otras dimensiones. Para ello se consideran cuatro dimensiones básicas: acceso a recursos; nutrición; educación y condiciones de vivienda. Se estimaron índices multidimensionales de pobreza y de desigualdad. Se observaron mejoras en ambos grupos de indicadores, con avances notoriamente más lentos en los índices compuestos y en educación, nutrición y vivienda que en los relativos al ingreso y el acceso a bienes durables. En particular, la mejora en el acceso a recursos coexistió con el empeoramiento en términos de asistencia escolar para el grupo de niños estudiados. Las aperturas por sexo y ascendencia étnico racial del jefe mostraron fuertes disparidades. El estudio también puso de manifiesto que existen fuertes tasas de persistencia en los estratos de ingreso y del índice de bienestar multidimensional, especialmente en los extremos de las respectivas distribuciones. A la vez, aproximadamente un 28% de los niños se mantuvo en condición de pobreza multidimensional en los dos períodos (con $k=1$), mientras un 50% lo hizo en términos de ingresos. Quienes pudieron superar la condición de pobreza (de ingresos o multidimensional), fueron los hogares con jefes no afrodescendientes, mayores niveles educativos y con menor número de integrantes. En general, las salidas de la pobreza de ingresos se asociaron al aumento en la cantidad de ocupados en el hogar y los ingresos, en tanto reaccionaron menos frente a cambios en la estructura de hogar y al acceso a prestaciones sociales. Sin embargo, ante los mismos sucesos detonantes, la pobreza multidimensional experimentó escasas variaciones.

Palabras claves: desigualdad, pobreza, niños, Uruguay, datos de panel

JEL: D31, I31, I32

[†] Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. Correos electrónicos: efailache@iecon.ccee.edu.uy gsalas@iecon.ccee.edu.uy andrea@iecon.ccee.edu.uy

The recent dynamics of child well-being in Uruguay. A longitudinal study

Elisa Failache
Gonzalo Salas
Andrea Vigorito

Abstract

This paper analyzes the evolution of multidimensional poverty and inequality between 2004 and 2011 in Uruguay, based on data from *Estudio Longitudinal del Bienestar en Uruguay* (ELBU). ELBU is a longitudinal study that follows children that were attending the first grade at public primary schools in 2004. The cohort lived its first years under a severe economic crisis that was followed by a rapid economic expansion. Children trajectories are assessed computing multidimensional poverty and inequality indexes in four basic domains: access to resources (durable goods and income) nutrition, education and housing conditions. Improvements can be noticed in both groups of indicators, although they are considerably lower than in the case of income. Specifically, increased access to resources coexisted with a reduction in school attendance. At the same time, disaggregations by sex and ethnicity of the household head uncover strong disparities. Strong persistence in income and multidimensional strata are found, particularly at the top and bottom of both distributions. The study also reveals that approximately 28% of children remained in multidimensional poverty in both periods (with $k = 1$), while 50% did so in terms of income. Households with heads of non-Afro-descent, higher educational levels and fewer members were the more able to overcome the poverty condition. In general, exits from income and multidimensional poverty were associated to increased employment among adults and income variations and to a lower extent to changes in household structure and access to public transfers. However, faced against the same triggering events, multidimensional poverty reacted to a lower extent.

Keywords: inequality, poverty, children, Uruguay, panel-data

JEL: D31, I31, I32

1. Introducción

En este estudio se realiza un análisis multidimensional de la evolución de la pobreza y desigualdad para el período 2004-2011. El trabajo se basa en datos provenientes de un estudio longitudinal de niños uruguayos que cursaba primer año de primaria en escuelas públicas en 2004 (Encuesta Longitudinal del Bienestar en Uruguay, ELBU).¹ Este grupo transitó los primeros años de su vida en un contexto de recesión y crisis y vivió la mayor parte de su etapa escolar en el marco de una rápida recuperación económica, caracterizada por un fuerte aumento del empleo y una reducción significativa de la pobreza y desigualdad de ingresos.² Dada la relevancia de las experiencias de privación tempranas en los desempeños a lo largo del ciclo de vida (Behrman et al, 2009), es de particular interés investigar si la cohorte transitó hacia mejores desempeños como resultado de la recuperación económica y si las mejoras en los ingresos de sus hogares se tradujeron en mayores logros en otras dimensiones.

La mayor parte de los estudios disponibles para América Latina y Uruguay en particular, han analizado la pobreza y la desigualdad multidimensional en base a datos de corte transversal. Ello tiene la ventaja de utilizar encuestas de hogares creadas por los organismos de estadística de los países, con amplia cobertura, comparabilidad internacional y periodicidad anual. Sin embargo, este tipo de información, no permite identificar las trayectorias de los hogares por dimensión, sus entradas y salidas de la pobreza y a los estratos más bajos.

El análisis del bienestar infantil en base a datos longitudinales aporta una mirada complementaria a los enfoques transversales. Bradbury, Jenkins y Micklewright (2001) argumentan que el estudio de la dinámica de las privaciones permite identificar si son los mismos niños los que sufren privaciones a lo largo del tiempo o si se trata de un fenómeno extendido, con entradas y salidas rápidas. Esta distinción es relevante, pues experimentar largos períodos de privación en la infancia puede tener consecuencias más graves para el desarrollo y la vida adulta, que haber pasado un período corto en estas condiciones. A la vez, el estudio de las entradas y salidas de la privación contribuye a identificar mejor sus causas y de esta forma puede aportar información adicional para el diseño de políticas.

Sin embargo, en el contexto de países de ingresos bajos y medios, existen pocos estudios que analicen la evolución de la desigualdad y las privaciones en base a datos longitudinales, y menos aún que se centren en su evolución a lo largo de la infancia. Los escasos trabajos disponibles indican, en su mayoría, que existen diferencias significativas de identificación según se usen indicadores monetarios o multidimensionales, tanto en términos estáticos como dinámicos. A la vez, las transiciones de la pobreza monetaria son más rápidas que las correspondientes a la pobreza multidimensional, al tiempo que, en este último caso, los no pobres experimentan mayor movilidad descendente (Alkire et al, 2015; Tran, Alkire y Klasen, 2015). Por otra parte, no se relevaron trabajos que analizaran transiciones en la desigualdad multidimensional en base a datos longitudinales.

Aun cuando persisten fuertes disparidades, numerosos estudios han puesto de manifiesto que, en la última década, gran parte de los países de América Latina experimentaron mejoras en el ingreso de los hogares, con caídas significativas en la pobreza y la desigualdad en esta dimensión (Cornia, 2012; López-Calva y Lustig, 2011; Gasparini y Lustig, 2011; CEPAL, 2014). Sin embargo, pese a que muchas de las políticas redistributivas instauradas en la región en el período reciente se

1 Pueden consultarse los detalles de este relevamiento en <http://www.fcea.edu.uy/estudio-del-bienestar-multidimensional-en-uruguay.html>

2 En el año 2002 el PIB cayó un 11.3%, mientras el desempleo pasó de 11 a 18% en 2003 y la pobreza se duplicó. Entre 2004 y 2014, la pobreza cayó de 40% to 10% (línea de pobreza nacional), en tanto la tasa de crecimiento anual fue de 5.9%.

orientaron a los hogares con niños, la mejora en los indicadores de ingreso no ha redundado en un acortamiento de las brechas generacionales (Rossel, 2013). Estas observaciones generales se aplican al caso uruguayo, donde, pese a la significativa caída de la pobreza y la desigualdad en el acceso a medios, los hogares que incluyen a menores de 18 años continúan sobrerrepresentados en los estratos de menores ingresos y las brechas con el resto de los hogares se han incrementado (Cuadro 1).

Cuadro 1. Incidencia de la pobreza de ingresos según composición del hogar. Localidades de 5000 y más. 1998-2014 (años seleccionados). Línea de pobreza INE (2006)

| Año | Total | Cohorte 2004 [†] | Con menores de 18 | Sin menores de 18 | Con mayores de 65 | Sin menores de 18 y sin mayores de 65 | Con menores de 18 y con mayores de 65 |
|------|-------|---------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|
| 1998 | 21,1 | --- | 30,2 | 5,3 | 15,3 | 5,4 | 30,0 |
| 2004 | 39,9 | 79,7 | 53,8 | 17,3 | 27,5 | 18,7 | 49,2 |
| 2006 | 33,7 | 75,7 | 46,7 | 12,5 | 21,3 | 12,8 | 41,7 |
| 2011 | 14,3 | 44,6 | 21,4 | 4,1 | 6,9 | 4,3 | 14,6 |
| 2014 | 10,2 | 36,2 | 19,6 | 6,8 | 3,67 | 2,52 | 9,4 |

Fuente: elaborado en base a las Encuestas Continuas de Hogares del INE

[†] Refiere a hogares con niños que en el año 2004 asistían a primer año de escuelas públicas en los mismos departamentos que la ELBU. Para facilitar esta comparación se incluyen las fuentes de ingresos en la ECH presentes en la ELBU. Para la identificación de la cohorte se tomó a la generación 97/98 que asistió a enseñanza pública en primaria en los años 2011 y 2014, en tanto en 2004 y 2006 se consideró si asistía en ese momento a enseñanza pública. Si en 2004 no se considera a la generación nacida en 1997/98 sino a todos los que asisten a primero de escuela la tasa de pobreza es de 80.6%.

Cabe preguntarse a la vez, en qué medida las mejoras en el ingreso se trasladaron a logros en otras esferas del bienestar. Al respecto, los estudios recientes realizados para la región, así como los específicos para Uruguay, han encontrado que la evolución difiere significativamente por dimensiones. Así, las respuestas relativas a los logros alcanzados en base a las mejoras en el ingreso no serían conclusivas (véase, por ejemplo, Colacce y Tenenbaum, 2016; Borrás, 2015; CEPAL, 2014; Calvo et al, 2013; Colafranceschi et al, 2013). En el caso uruguayo, mientras las desigualdades en términos de ingreso y acceso a bienes durables se habrían reducido, las brechas en educación y acceso a la vivienda permanecen incambiadas.

A partir de la ELBU, Castillo y Colombo (2014) realizaron un análisis comparativo de la evolución de la pobreza monetaria y la pobreza multidimensional para el caso uruguayo, utilizando un amplio conjunto de dimensiones centradas en las capacidades de los niños. En su análisis, encontraron una importante caída de la pobreza de ingresos y un aumento de la pobreza multidimensional, ligado fundamentalmente a episodios de fracaso escolar experimentados por los adolescentes en el curso de vida así como la menor variedad de actividades recreativas realizadas.

Este trabajo se propone realizar un análisis conjunto de la desigualdad y pobreza multidimensionales en base al análisis de las trayectorias de los niños en cuatro dimensiones básicas: ingresos, salud, educación y condiciones de vivienda. En su mayoría, estos niños nacieron entre 1997 y 1998, por lo cual, atravesaron su primera infancia en un fuerte contexto de recesión sufriendo la mayor crisis económica experimentada por el país desde la posguerra.

En las secciones que siguen, se presenta, en primer lugar, el marco conceptual adoptado para el análisis del bienestar de los niños (sección 2). Luego, se describen las fuentes de información (sección 3) y los métodos de análisis empleados (parte 4). Los principales resultados obtenidos se reúnen en la sección 5. Finalmente, la sección 6 contiene algunos comentarios finales.

2. Los espacios evaluativos del bienestar

Durante las últimas dos décadas, la literatura académica parece haber arribado a cierto consenso sobre la necesidad de enfocar la problemática del bienestar y la privación desde una perspectiva multidimensional (Alkire y Roche, 2011; Ferreira y Lugo, 2012; Ravallion 2011).

En particular, los trabajos teóricos de Amartya Sen representaron un incentivo medular para que la investigación económica empírica comenzara a enfocarse progresivamente en el estudio de las dimensiones constitutivas de la calidad de vida y las relaciones de complementariedad o sustitución que las mismas guardan entre sí (Sen, 1992). La distinción entre capacidades y funcionamientos o logros, y agencia amplió considerablemente el marco analítico de los estudios de bienestar económico (Sen, 1985). Desde esta perspectiva, la pobreza se define como privación en el espacio de las capacidades humanas. La imposibilidad de acceder a un conjunto mínimo de capacidades constituye una situación de pobreza multidimensional (Sen, 1993).

A su vez, la privación durante la infancia cuenta con un estatus particular en la discusión sobre el bienestar a lo largo del ciclo de vida, puesto que las capacidades alcanzadas durante esta etapa del ciclo vital condicionan el espacio de funcionamientos a los que una persona podrá acceder en su vida adulta (Sen, 1999). La profusa bibliografía reciente sobre desarrollo infantil temprano provee abundante evidencia en esta misma dirección desde un amplio conjunto de disciplinas (Behrman et al, 2009). Biggeri *et al* (2006) resaltan cinco aspectos que deberían ser estudiados al analizar el bienestar infantil en base al enfoque de las capacidades: 1) Las capacidades de los padres. 2) Las funciones de transformación de los niños se encuentran condicionadas por las decisiones de sus familias de origen y de las instituciones donde se desarrollan (típicamente el sistema educativo), puesto que los niños, sin ser sujetos pasivos, tampoco resultan plenamente autónomos. 3) La relación entre las distintas capacidades resulta más pronunciada en la infancia. Las capacidades no son sólo fines valorables, sino que también constituyen instrumentos para alcanzar otros fines. 4) Las capacidades relevantes pueden variar en la infancia según la edad o género. 5) Los niños pueden ejercer un papel activo en la transformación de sus funciones de conversión de medios en capacidades, superando las restricciones impuestas por el entorno”.

Asimismo, la incidencia del entorno – familia, vecindario, instituciones – en el desarrollo de la potencialidad para transformar medios en capacidades obliga a estudiar los canales a través de los cuales dicha relación se concreta. En particular, los desempeños de los niños en el transcurso de su vida escolar implican la transformación de un conjunto de medios – recursos controlados por los hogares, dotación educativa de los adultos, características del barrio, situación nutricional – en funcionamientos vinculados al aprendizaje, el avance en el ciclo educativo y otros aspectos referidos a su desarrollo socioemocional.

Estas consideraciones ponen de relieve la necesidad de analizar el bienestar infantil considerando simultáneamente varios aspectos. Sin embargo, no existe consenso en la literatura internacional sobre la definición del conjunto de capacidades y funcionamientos que deberían ser considerados en el análisis, ni sobre las formas en que éstas deberían definirse (Robeyns, 2005). Las listas pueden tener su origen en consideraciones normativas como la propuesta de Martha Nussbaum de capacidades universales (Nussbaum, 2001); consultas a expertos, como el caso de la comisión Szarkozy (Stiglitz et al, 2009); métodos participativos y otras formas de consultas a involucrados (Narayan, 2003); la información disponible; o combinaciones de estas metodologías.³

Por ejemplo, en el ya citado estudio de Biggeri *et al* (2006) se define un conjunto de capacidades centrales para la infancia, elaborado a partir de una metodología participativa con base en la lista

³ Alkire (2002) presenta una revisión de las principales listas existentes.

de Nussbaum (2001): cariño y cuidados; bienestar mental; seguridad e integridad física, relaciones sociales; no explotación; medio ambiente y vivienda; actividades de ocio. Di Tommaso (2006) llega a resultados muy similares para el caso de la India.

Para seleccionar las dimensiones que finalmente se utilizaron para la construcción de índices multidimensionales de desigualdad y pobreza en este estudio se adoptaron dos criterios. Como se señaló al principio, el objetivo particular de este trabajo es reflejar el bienestar en términos de las condiciones de vida de los niños y sus restricciones, lo cual se liga fuertemente con el aspecto 1) de los señalamientos del trabajo de Biggeri citados antes.

En primer lugar, se partió de las valoraciones realizadas por los adultos entrevistados (Cuadro 2). Para ello se utilizó información recopilada en la segunda ronda de este panel, pues allí se solicitó a las personas que calificaran de uno a nueve, en orden ascendente, la importancia que asignaban a un conjunto de dimensiones basadas en la lista de Nussbaum (Burstin et al, 2011). Se relevaron también categorías adicionales planteadas por los encuestados.

En función de la valoración asignada a cada dimensión en una escala que variaba entre 1 y 9, se identificaron tres grupos de dimensiones. En el primer grupo se ubican educación y salud, pues constituyeron las dos dimensiones más valoradas. Estas fueron calificadas con el máximo valor (9) por el 91 y el 92% de los encuestados. En segundo lugar, se ubican los ingresos, el empleo y la situación afectiva (80, 78 y 73% respectivamente) Las restantes dimensiones no reflejan órdenes de priorización claros dado que fueron calificadas con el máximo puntaje por una fracción menor al 50% de los encuestados, al tiempo que presentan una dispersión considerablemente mayor. En base a este análisis se tomaron las dimensiones de educación, salud e ingreso. Empleo se descartó debido a que presenta una alta correlación con el ingreso, dadas las características de la información analizada, y a que su tratamiento solo es posible para aquellos adultos en edades activas, lo cual llevaba a descartar hogares que no contaran con personas en esta condición.

En segundo lugar, se revisaron trabajos internacionales y nacionales sobre la temática. Tanto el Índice de Pobreza Multidimensional del PNUD, basado en la metodología de Alkire y Foster (Alkire y Foster, 2011), como el estudio regional de CEPAL-UNICEF basado en los indicadores de la Universidad de Bristol, incluyen ingreso, educación, salud y condiciones de vivienda entre las dimensiones en las que basan sus análisis (PNUD, 2010; Alkire y Santos, 2011; CEPAL-UNICEF, 2010). En base a ello, se agregó la dimensión vivienda, dada la importancia del amparo en las condiciones de vida de las personas. Como se verá más adelante, en este caso, la misma se operacionalizó a través del hacinamiento, variable que también indica condiciones de salud y privacidad dentro del hogar. De esta forma, en el análisis se consideró educación, acceso a recursos, condiciones de vivienda y salud.

Cuadro 2. Distribución del puntaje asignado a cada dimensión por las personas encuestadas según prioridad alta (9 a 7 puntos), media (6 a 4 puntos) y baja (3 o menos)

| Nivel de valoración | Entorno barrial | Educación | Ingreso | Salud | Empleo | Toma de decisiones | Tiempo libre | Participación | Situación afectiva | Problemas cotidianos | Contacto con familiares y amigos |
|---------------------|-----------------|-----------|---------|-------|--------|--------------------|--------------|---------------|--------------------|----------------------|----------------------------------|
| Bajo | 7,7 | 0,5 | 1,2 | 0,6 | 1,6 | 1,0 | 3,2 | 10,7 | 1,3 | 1,7 | 3,7 |
| Medio | 25,8 | 1,5 | 5,4 | 1,5 | 4,6 | 8,9 | 19,9 | 33,4 | 4,4 | 18,2 | 18,7 |
| Alto | 66,4 | 98,0 | 93,3 | 97,9 | 93,8 | 90,1 | 76,9 | 55,9 | 94,4 | 80,1 | 77,6 |
| Promedio | 7.0 | 8.8 | 8.5 | 8.8 | 8.5 | 8.1 | 7.5 | 6.5 | 8.4 | 7.6 | 7.5 |
| Des. Está. | 2.11 | 0.80 | 1.19 | 0.76 | 1.24 | 1.26 | 1.67 | 2.20 | 1.18 | 1.54 | 1.74 |

Fuente: Burstin et al (2011) en base a ronda 2 ELBU (2006-2007)

Asimismo, la incidencia del entorno – familia, vecindario, instituciones – en el desarrollo de la potencialidad para transformar medios en capacidades obliga a estudiar los canales a través de los cuales dicha relación se concreta. En particular, los desempeños de los niños en el transcurso de su vida escolar implican la transformación de un conjunto de medios – recursos controlados por los hogares, dotación educativa de los adultos, características del barrio, situación nutricional – en funcionamientos vinculados al aprendizaje, el avance en el ciclo educativo y otros aspectos referidos a su desarrollo socioemocional.

Si bien puede concebirse cada dimensión del bienestar como relevante *per se*, la consideración de las mismas es también relevante en función de su calidad de instrumentos para obtener logros en otras dimensiones. Por ejemplo, las condiciones de mala nutrición o hacinamiento limitan la capacidad de los niños de avanzar en sus rendimientos educativos (Failache, Salas y Vigorito, 2015).

Hasta hace muy poco tiempo, los trabajos que abordaban el problema del bienestar y privación infantil desde una óptica multidimensional eran relativamente escasos, tanto a nivel internacional como nacional. En los años recientes, un amplio conjunto de estudios ha desarrollado mediciones de pobreza multidimensional, mientras que el análisis de desigualdad multidimensional ha sido muy escaso.⁴

Aún cuando existe un creciente acuerdo en que las apreciaciones de bienestar, tanto en términos de desigualdad como de pobreza, requieren de una perspectiva multidimensional, la conveniencia de agregar las diversas dimensiones en índices compuestos también ha sido objeto de debate.⁵ La discusión se ha dado fundamentalmente en el terreno de la medición de la pobreza, pero es análoga a la construcción de índices multidimensionales de desigualdad. En ambos casos, se requiere definir dimensiones y criterios de agregación y ponderación (Atkinson, 2003; Lugo, 2005; Brandolini, 2008).

Muchos autores argumentan que una medida agregada de pobreza es especialmente útil para llegar a ordenamientos totales de la población, los cuales son especialmente relevantes para obtener una mirada sintética y de conjunto (Brandolini, 2008), así como para diseñar y orientar intervenciones de política (Atkinson, 2003; Bourguignon y Chakravarty, 2003; Alkire y Foster, 2007). Mientras tanto, el informe de la Comisión Sarkozy (Stiglitz et al, 2009) aboga por la realización de apreciaciones de bienestar en base a un conjunto de indicadores, tal como se refleja en el *Better Life Index*, índice creado a partir de dicho informe, (OCDE, 2011).

Por otra parte, Ravallion (2011) argumenta en contra de la utilización de índices multidimensionales, pues plantea que no es posible capturar las múltiples dimensiones de la pobreza en base a un solo índice. En su opinión, las intervenciones necesarias para aliviar la pobreza se vuelven difíciles de identificar, dada la naturaleza combinada de la medida. Al mismo tiempo, indica que, aún cuando sea necesario ponderar, es muy difícil determinar la estructura de pesos para llegar a un índice único y que ésta no debería partir de los investigadores, sino que debería tomar en cuenta las opiniones de las personas en situación de pobreza, así como los precios implícitos de las dimensiones a considerar.

Ferreira y Lugo (2012) plantean que la visión de los indicadores separados versus índices multidimensionales es una falsa dicotomía, pues la distribución conjunta de los atributos aporta información adicional a la que proviene de las distribuciones marginales. En base a dichas consideraciones, en este trabajo se opta por presentar la desigualdad tanto por dimensiones como en forma agregada.

4 Pueden consultarse, por ejemplo, los estudios disponibles en la *Oxford Poverty and Human Development Initiative (OPHI)*.

5 Al respecto, puede consultarse el debate sobre la conveniencia de la realización de mediciones multidimensionales agregadas en el *Journal of Income Inequality* (año 2011, vol. 9(2)).

3. Antecedentes

A continuación, se presentan los antecedentes internacionales más relevantes en relación a los objetivos de este trabajo (3.1) y luego, se reseña la evolución reciente de la pobreza y la desigualdad en Uruguay en hogares con niños (3.2).

3.1 Dinámica de la pobreza y la desigualdad en hogares con niños

Los estudios disponibles a nivel internacional que analizan la dinámica del bienestar se basan en tres grandes abordajes (Apablaza y Yalonzky, 2011; Beccaria et al, 2013): aquellos que han abordado las tasas de entradas y salidas de la pobreza y distintos estratos de privación; los que se ocupan de distinguir componentes crónicos y transitorios; y los que se orientan a identificar trampas de pobreza. Dado que el foco de este trabajo se ubica en el primer aspecto, la revisión de antecedentes se concentra también en el análisis de las transiciones en el bienestar a nivel de ingresos y multidimensional.

Existen pocos estudios que analicen la dinámica de la desigualdad en el bienestar y las privaciones de los niños en base a datos longitudinales en países de ingresos medios y bajos, debido fundamentalmente a carencias de información apropiada. Los trabajos disponibles para países de ingresos altos indican, en su mayoría, que existen diferencias significativas de identificación y trayectorias según se usen indicadores monetarios o multidimensionales, tanto en términos estáticos como dinámicos.

Habitualmente, los determinantes de las variaciones en el ingreso y de las entradas y salidas de la pobreza de los hogares en esta dimensión se agrupan en factores vinculados al empleo de los integrantes y sus remuneraciones laborales; a los cambios en el acceso a esquemas de protección social; y a factores demográficos, que comprenden principalmente nacimientos, separaciones, nuevas uniones y emancipaciones (Bane y Ellwood, 1983; Duncan y Rodgers, 1991; Bradbury, Jenkins y Micklewright, 2001; Jenkins y Schluter, 2003). Mientras tanto, los determinantes de la dinámica de la desigualdad y pobreza multidimensional han sido menos sistematizados, pues dependen fuertemente de las dimensiones e indicadores específicos incluidos en el análisis.

Bradbury, Jenkins y Micklewright (2001) presentan comparaciones de la dinámica de pobreza y la privación en los niños para siete países desarrollados (Estados Unidos, Gran Bretaña, Alemania, Irlanda, Hungría y Rusia) en el período 1985-1996. Encuentran patrones muy similares de movilidad, con menores niveles para el caso de Estados Unidos. Aproximadamente el 60% de los niños que pertenecía al quintil 1 en una ola, permanecía allí en la siguiente. Considerando un lapso de diez años, en Gran Bretaña y Estados Unidos aproximadamente el 40% de los niños había pasado alguna vez por la condición de pobreza, mientras que la cifra se reducía a aproximadamente el 20% en Alemania y Hungría. En todos los casos, se comprobó que, en los hogares monoparentales, las tasas de entrada a la pobreza son más elevadas y las de salida más bajas.

Jenkins y Schluter (2003) buscan identificar las razones por las que la incidencia de la pobreza infantil de ingresos es mayor en el Reino Unido que en Alemania, en base a la comparación de las tasas de entradas y salida. Encuentran que, ante eventos disparadores de la condición de pobreza, tales como cambios en la composición de los hogares, eventos de desempleo y variaciones en el ingreso laboral, la probabilidad de caer en la misma es notablemente superior en el Reino Unido que en Alemania debido a la mayor generosidad de los sistemas de protección social en el segundo

caso. Los eventos disparadores más relevantes son los cambios en la condición laboral, con muy poco peso de los factores demográficos. Recientemente, Chzhen, Toczydlowska y Handa (2016) analizan la dinámica de la pobreza infantil de ingresos de la *European Union Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) para países de Europa. En línea con los resultados de Jenkins y Schluter (2003), encuentran que los principales determinantes de estas variaciones radican en la evolución de los ingresos laborales de los integrantes adultos de los hogares, con muy poco efecto de los cambios demográficos.

El papel jugado por la monoparentalidad y la condición laboral es reiterado en distintos estudios. En su modelización de la dinámica de los hogares de bajos ingresos en base a cadenas de Markov, Jenkins y Capellari (2004) encuentran una fuerte persistencia de las tasas de pobreza en el Reino Unido y, nuevamente, menores tasas de salida para los hogares monoparentales. Al analizar el caso de Nueva Zelanda, Ballantyne et al (2003) encuentran que la probabilidad de salida de la pobreza para hogares monoparentales es considerablemente menor que lo observado por Jenkins y Schluter (2003) para Alemania y el Reino Unido. En contraposición, los eventos vinculados al mercado laboral, generan tasas de salida de la pobreza más elevadas que en esos países. Cantó, del Río y Gradín (2012) encuentran resultados similares a los ya reseñados para España: los eventos que tienen más capacidad de permitir que los hogares superen la condición de pobreza se vinculan al mercado laboral, al tiempo que los hogares con niños presentan una mayor sensibilidad al ciclo económico. En un contexto de fuerte rigidez en la permanencia en los estratos de ingreso originales, Burton y Phipps (2009) encuentran, para el caso canadiense, que la monoparentalidad y el desempleo de algún adulto del hogar también son factores que influyen en la probabilidad de permanecer en el quintil más bajo.

Dada la disponibilidad de datos para Vietnam, existen varios estudios de dinámica de la pobreza multidimensional que se concentran en este caso. En base a encuestas longitudinales de hogares para 2002, 2006 y 2008, que siguen niños de 0 a 15, Roelen (2014) realiza un análisis de persistencia de la pobreza infantil basado en la propuesta multidimensional de Alkire y Foster e incluye indicadores que varían con la edad del niño. Encuentra una caída de la pobreza a lo largo del período estudiado e importantes movimientos dentro y fuera de esta condición. La autora plantea un problema de comparabilidad que deriva de que, con el transcurso del tiempo, los indicadores adecuados no son los mismos: de esta forma, las privaciones en educación y trabajo infantil aumentan con la edad no solo debido a que la privación crece, sino a que los indicadores utilizados son pertinentes a partir de ciertas edades. En línea con los hallazgos previos de Gunther y Klasen (2007) para las olas 1992 y 1997 de la misma fuente de datos, encuentra que la pobreza multidimensional fluctúa menos que la monetaria.

En su reciente estudio para Vietnam, Tran, Alkire y Klasen (2015) indican que las transiciones de la pobreza de ingresos son más rápidas que las correspondientes a la pobreza multidimensional. El estudio encuentra que los hogares no pobres experimentan mayor movilidad descendente en este último caso.

En base a datos del panel *Young Lives*, Apablaza y Yalonetzky (2011) analizan transiciones en la medida de pobreza multidimensional de Alkire y Foster, descomponiéndolas en cambios en la tasa de recuento y en la intensidad de las privaciones. Para eso estudian una cohorte de niños nacidos en 1994 que fueron entrevistados aproximadamente en 2002, 2006 y 2009, en Andhra Pradesh, Etiopía, Perú y Vietnam. Todos los países registran una reducción de la pobreza multidimensional en el período considerado, con un ordenamiento similar en su incidencia que en las salidas de la misma.

Precisamente el panel *Young Lives*, así como los paneles rotatorios de corto plazo de las encuestas de hogares oficiales, constituyen las principales fuentes de datos para los estudios realizados en América Latina. Por ejemplo, base a datos de dos cohortes de niños del panel *Young Lives* para Perú, Escobal (2012) analiza la evolución de la pobreza multidimensional y su vinculación con la

igualdad de oportunidades. Si bien encuentra una mejora en ambos aspectos, indica que persisten fuertes desigualdades étnicas y geográficas que no son captadas en los indicadores sintéticos. A la vez, señala que la consideración de las distintas dimensiones por separado oculta que las combinaciones de circunstancias adversas se asocian a mayores niveles de privación.

Si bien no se concentran en hogares con niños, Beccaria et al (2013) estudian la dinámica de la pobreza monetaria en base a los paneles rotativos de las encuestas de hogares de Argentina, Brasil, Costa Rica, Ecuador y Perú. Encuentran que los aumentos de ingresos fueron generalizados, pero en una proporción menor de hogares fueron suficientes para traspasar el umbral de pobreza. Ello se debe en parte a la calidad de los empleos a los que accede la población pobre, y, en particular, a los altos niveles de informalización que dificultan el acceso a varios beneficios sociales. Al igual que en los estudios antes mencionados para países desarrollados, encuentran que los factores laborales son los que explican en mayor medida los cambios en la condición de pobreza, en tanto los factores demográficos y el acceso a transferencias públicas de ingreso son de escasa relevancia.⁶ Al analizar los diferenciales en las tasas de salida de la pobreza para hogares con niños, encuentran que las mismas fueron menores que para los hogares sin niños.

De igual forma, Nielsen et al (2009) en base a datos de la encuesta CASEN para Chile para el período 1996-2001, concluyen que los episodios laborales son los que permiten salir en mayor medida a los hogares de la pobreza, al tiempo que las tasas de persistencia son mayores para los hogares monoparentales. El estudio ilustra que, si bien las tasas de pobreza en los dos momentos se situaban en el 20%, el 9% de los hogares había permanecido bajo el umbral de pobreza. En su análisis para Brasil en base a un panel rotatorio, Machado y Perez Ribas (2010) llegan a resultados similares.

Existen menos estudios disponibles en relación a la dinámica de los indicadores de bienestar multidimensional. Whelan y Maitre (2005) analizan las diferencias en la dinámica de la pobreza de ingresos y un índice de acceso a bienes durables o privación, en base a datos de las encuestas de panel europeas. Concluyen que los movimientos en uno y otro indicador difieren sustancialmente, y no pueden atribuirse a errores de medida sino a problemas de validez, con lo que proponen que ambas medidas deben ser parte de un sistema de monitoreo del bienestar. Encuentran que, en el sur del continente, la persistencia de la pobreza es mayor que la de la deprivación, mientras que en el norte se da el fenómeno opuesto.

No se encontraron trabajos que analizaran transiciones en la desigualdad multidimensional en base a datos longitudinales.

3.2 Estudios disponibles para Uruguay

En Uruguay se han realizado recientemente diversos estudios que analizan la pobreza multidimensional en base a operacionalizaciones y metodologías variadas. La mayor parte de estos estudios se ha focalizado en la población en general y se ha basado en las Encuestas Continuas de Hogares (CEPAL-UNICEF, 2016; Borrás, 2015; Antía et al., 2012; Borrás et al., 2012; Lavalleya et al., 2012; Battistón et al., 2010; Colafranceschi et al., 2009; Arim y Vigorito, 2006).⁷ Las aperturas por tramos etarios encuentran que las diferencias en los niveles de pobreza multidimensional se atenúan en relación a lo observado a nivel de ingresos. Ello se debe a que en muchos casos se incluyen dimensiones como educación y acceso a bienes durables donde hay marcados efectos del ciclo de vida. Amarante et al (2010); Nathan y Zerpa (2015); Alves y Zerpa

⁶ En este trabajo puede encontrarse una amplia revisión bibliográfica de trabajos que examinan la dinámica de la pobreza de ingresos en América Latina, la cual no se sintetiza aquí por no estar centrada en los hogares con niños.

⁷ Véase una sistematización de las dimensiones, fuentes de datos y metodologías utilizadas en Colafranceschi et al. (2013).

(2011) se concentran específicamente en la pobreza multidimensional de los niños, analizando la robustez de los resultados a formas variadas de medición y a la inclusión de diversas dimensiones.

En base a la primera ola de la ELBU, Bérigolo et al (2006) analizaron los errores de clasificación que surgen de considerar pobreza por el método del ingreso en relación a basarse en indicadores nutricionales. Concluyeron que existen diferencias de clasificación importantes, con lo cual, la elección del espacio evaluativo resulta central a la hora de definir, por ejemplo, poblaciones objetivo para la implementación de políticas públicas.

Los trabajos mencionados realizan un análisis de corte transversal y encuentran que las tendencias en la evolución de la pobreza multidimensional son más atenuadas que las que refieren a las privaciones de ingresos, debido a que suelen considerarse variables que se modifican en el mediano y largo plazo, como por ejemplo, educación, acceso a cuidados de salud, condiciones de vivienda.

En base a la misma fuente de datos que se utiliza en este trabajo, Castillo y Colombo (2014) comparan la cronicidad, transitoriedad y evolución de la pobreza de ingresos y multidimensional entre 2004 y 2011, en base a un conjunto de dimensiones operacionalizadas a partir de Nathan y Zerpa (2015) y Biggeri et al (2006). Encuentran una caída de la pobreza de ingresos, que contrasta con un aumento en la privación multidimensional. Ello se debe a que mientras los ingresos de los hogares aumentaron en el período estudiado, los desempeños educativos de los niños empeoraron, como resultado de la repetición y el abandono escolar. Este hallazgo ilustra las observaciones de Roelen en cuanto a la relevancia de las distintas dimensiones en el ciclo de vida y a los problemas de consistencia que pueden derivar de la aplicación de los mismos indicadores en distintas etapas.

Colafranceschi et al (2013) analizan la evolución de la desigualdad multidimensional entre 2006 y 2011 en Uruguay en base a datos de las Encuestas Continuas de Hogares del INE. Para ello consideraron ingresos, acceso a bienes durables, condiciones de vivienda y hacinamiento. Constataron avances en casi todas las dimensiones, aunque con ritmos muy dispares. Ello podría dar cuenta que los logros en términos de ingreso se tradujeron en otras dimensiones del bienestar, aunque los avances fueron menores y, en particular, de muy escasa magnitud en el caso de los logros educativos.

4. Metodología

A continuación, se describe la información generada en el presente trabajo (4.1) y posteriormente se presentan los principales métodos de análisis utilizados (4.2).

4.1 El Estudio Longitudinal del Bienestar en Uruguay

La información utilizada en este trabajo proviene de la primer y tercer ola de la ELBU, relevado por el Instituto de Economía desde 2004.⁸ En lo que sigue, se describe brevemente el panel, luego se presentan sus principales características.⁹

⁸ Los detalles del estudio pueden consultarse en <http://www.fcea.edu.uy/estudio-del-bienestar-multidimensional-en-uruguay.html>

⁹ En <http://www.fcea.edu.uy/estudio-del-bienestar-multidimensional-en-uruguay.html> puede consultarse el informe de campo de la tercera ola. En Coimbra y Riaño (2014) se presenta la metodología de estimación de ponderadores para las tres olas, de manera de lograr representatividad en cada una en forma independiente y de poder trabajar con los datos como panel. En Failache, Salas y Vigorito (2016) se presentan comparaciones de los valores de algunos indicadores obtenidos en la ELBU en relación a la Encuesta Continua de Hogares del INE para capitales departamentales y

Con el fin de conocer la situación de los niños en el contexto de la fuerte crisis de 2002, en 2004 se realizó un primer relevamiento que combinó la toma de medidas antropométricas en las escuelas a los niños que concurrían a primer año del ciclo escolar en el sistema público de educación con una encuesta socioeconómica a sus hogares. Para ello, se seleccionó una muestra de escuelas en base al Tercer Censo de Talla Escolar de 2002 (los detalles pueden encontrarse en Amarante et al., 2007).¹⁰ Dado que en 2004 el 85% de los niños concurría a enseñanza pública, la muestra es representativa de ese sector de la población y presenta un truncamiento en los estratos socioeconómicos más altos, pues sólo el 43% de los niños del quintil más alto de ingresos concurría en ese año a establecimientos de enseñanza pública (Bérgolo et al., 2006).

La muestra se seleccionó para que el estudio fuese representativo de la totalidad de niños que concurrían a primer grado de la educación primaria pública en seis capitales departamentales y en el área metropolitana (Amarante et al., 2007).

En 2005, se realizó un segundo relevamiento de medidas antropométricas a los mismos niños de 2004 en las escuelas respectivas, con el objetivo de analizar la evolución de corto plazo de su situación nutricional. Luego, en 2006 se revisitaron los hogares de los niños en Montevideo y el área metropolitana.

En 2009, se realizó un tercer relevamiento antropométrico de los niños incluidos en el panel. Esto permitió contar con información sobre el estado nutricional de una cohorte completa de niños a lo largo del ciclo educativo, puesto que la mayoría de los niños que integraban la muestra original del relevamiento 2004 se encontraban en sexto año de escuela.

Finalmente, en 2011 y 2012 se recabó la información de la tercera ola concurriendo nuevamente a los hogares de los niños, cuando éstos en su mayoría cursaban segundo año de enseñanza media y tenían entre 13 y 14 años. El cuestionario recoge información de la situación nutricional de los niños en cada período así como de sus desempeños educativos, información socioeconómica del hogar, educativa, aspectos salud de la madre del niño y actitudes y opiniones. Adicionalmente en la primera ola se relevó el peso al nacer y la salud del niño al momento de nacer, así como sobre desarrollo prenatal.

En la primera ola se realizaron 3266 encuestas a hogares. Para 2813 hogares se dispuso de información socioeconómica y antropométrica. Los números varían porque, como se mencionó antes, ambos tipos de información se recogieron en forma separada.

En la tercera ola se revisitaron 2151 hogares, lo cual implica que se recuperó el 65% del panel inicial (desgranamiento del 35%). De éstos, 468 casos no cuentan con información antropométrica, al tiempo que 994 niños adicionales fueron medidos pero no se logró concretar la entrevista en el hogar. Combinando ambas olas se obtiene un panel balanceado de 2151 hogares de los que se tiene al menos alguna información para ambas olas. 1572 casos cuentan con información antropométrica y socioeconómica para ambas olas. La distribución según departamento para los hogares de las tres olas se muestra en el Cuadro 2. Por su parte, en la segunda ola se reentrevistó a 1327 hogares de Montevideo y Canelones. De éstos, 900 fueron recuperados en la tercera ola.

considerando a los hogares que contaban con integrantes con edades similares a los miembros del panel. Los resultados se acercan en la mayor parte de las variables consideradas en este estudio

¹⁰ El Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas (UdelaR) seleccionó la muestra y preparó los ponderadores. El diseño y extracción de la muestra 2004 y los ponderadores correspondientes estuvo a cargo de Guillermo Zoppolo. Los ponderadores 2011 fueron elaborados por Ana Coimbra y Eugenia Riaño.

Cuadro 2. Distribución de hogares según departamento por ola. Hogares. Entrevistados en olas 1, 2 y 3

| Departamento | Ola | | |
|--------------|-------|----------------|-------|
| | 1 | 2 [†] | 3 |
| Montevideo | 1468 | 1091 | 874 |
| Artigas | 235 | | 201 |
| Canelones | 332 | 236 | 213 |
| Colonia | 121 | | 97 |
| Florida | 148 | | 123 |
| Paysandú | 431 | | 270 |
| Rivera | 373 | | 282 |
| Soriano | 158 | | 91 |
| Total | 3.266 | 1327 | 2.151 |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

† Solo se relevó información en el área metropolitana (Montevideo y Canelones)

El análisis de variables asociadas a la pérdida de casos realizado por Failache, Salas y Vigorito (2015) no muestra sesgos relacionados con los hogares que no fueron encontrados en la segunda y tercer visita.

El Anexo 3 contiene comparaciones de los valores de algunos indicadores obtenidos en la ELBU en relación a la Encuesta Continua de Hogares del INE para capitales departamentales y considerando a los hogares que contaban con integrantes con edades similares a los miembros del panel. Los resultados se acercan en la mayor parte de las variables consideradas en este estudio.

4.2 Indicadores y métodos utilizados

Como se señaló antes, las dimensiones utilizadas en este trabajo fueron educación, acceso a recursos, condiciones de vivienda y salud. Los índices agregados de desigualdad utilizados en este trabajo requieren utilizar variables continuas, lo cual limitó los indicadores a escoger para operacionalizar cada dimensión. El Cuadro 4 resume los indicadores utilizados en el análisis de desigualdad.

Cuadro 4. Dimensiones e indicadores utilizados

| | |
|----|--|
| a. | Condiciones habitacionales: hacinamiento (personas/habitación) |
| b. | Acceso a recursos: ingreso real per cápita del hogar e índice de bienes durables. |
| c. | Salud: índice de masa corporal (IMC) y talla para la edad: puntaje z. |
| d. | Educación: clima educativo del hogar (promedio de años de educación formal aprobados por los adultos de 22 años o más) |

El índice de bienes durables se construyó como una combinación lineal de la tenencia de cada bien por un conjunto de ponderadores (Cuadro 5) estimados en base a la metodología propuesta por Filmer y Pritchett (1999).

Cuadro 5. Ponderadores utilizados para la construcción del Índice de Bienes durables*.

| Variable | Ponderador |
|------------------------|------------|
| Calefón | 0.6061 |
| Microondas | 0.6350 |
| Equipo de música | 0.2127 |
| Heladera | 0.2011 |
| Lavarropas | 0.6069 |
| Lavavajillas | 0.1390 |
| Plancha | 0.3462 |
| Aspiradora | 0.5316 |
| Tv con cable | 0.4660 |
| Videoreproductor o dvd | 0.2292 |
| Computadora | 0.7519 |
| Conexión internet | 0.7852 |
| Automóvil | 0.5040 |
| Teléfono fijo | 0.7026 |
| Teléfono celular | -0.0974 |

*Los indicadores surgen utilizando los datos de la tercera ola y se aplican posteriormente a la primer ola de forma de obtener un índice de bienes durables con los mismos ponderadores para ambas olas.

Los indicadores de situación nutricional de los niños fueron calculados para cada momento en el tiempo en base a las medidas antropométricas (talla y peso) relevadas en las dos olas. Se utilizó el índice de masa corporal (IMC) pues recoge la situación nutricional actual de una persona considerando simultáneamente su peso y su talla. Se trata también de un indicador recomendado por la OMS para evaluar la situación nutricional de los niños. Se calcula como el cociente entre el peso (en kg) y la talla (en cm) al cuadrado. Según el sexo y edad del niño, el IMC se compara con una distribución de referencia, generándose también un puntaje z, en base al cual se clasifica a los individuos en distintas categorías.

Para su cálculo, la Organización Mundial de la Salud (OMS) recomienda utilizar las Referencias desarrolladas por el *National Center for Health Statistics* (NCHS). En la población de referencia, 97,7% de los niños y niñas alcanzará índice de masa corporal normal. En este trabajo se utilizaron cuatro categorías: déficit (puntaje menor o igual a -2 desvíos), normalidad (puntaje entre -2 y 2 desvíos), sobrepeso (puntaje entre 2 y 3 desvíos) y obesidad (puntaje mayor o igual a 3 desvíos).

Índices de desigualdad y pobreza multidimensional

a) Índices compuestos de desigualdad multidimensional

Lugo (2005) efectúa una revisión comparativa de los distintos índices propuestos para el análisis de la desigualdad multidimensional. Las principales propuestas provienen de Tsui (1999); Maatsumi (1986) y Bourguignon (1999). Existen también técnicas basadas en la dominancia estocástica, propuestas por Araar y Duclos (2005) y Araar (2009). Debido a la mayor facilidad de interpretación, en este trabajo se presentarán índices agregados calculados sobre la base de las tres primeras propuestas mencionadas. Las fórmulas de cálculo de los índices se presentan a continuación.

Índice de Maatsumi

Para $\alpha \neq 0$ y $\alpha \neq 1$:

$$\frac{1}{\alpha(1-\alpha)} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[1 - \left(\frac{(\sum_{k=1}^K w_k x_{ik}^\beta)^{1/\beta}}{\bar{s}} \right)^\alpha \right] \quad \text{si } \beta \neq 0$$

$$\frac{1}{\alpha(1-\alpha)} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[1 - \left(\frac{\prod_k x_{ik}^{w_k}}{\bar{s}} \right)^\alpha \right] \quad \text{si } \beta = 0$$

Para $\alpha = 1$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left[\frac{\bar{s}}{(\sum_{k=1}^K w_k x_{ik}^\beta)^{1/\beta}} \right] \quad \text{si } \beta \neq 0$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left[\frac{\bar{s}}{\prod_k x_{ik}^{w_k}} \right] \quad \text{si } \beta = 0$$

Para $\alpha = 0$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(\sum_{k=1}^K w_k x_{ik}^\beta)^{1/\beta}}{\bar{s}} \right] \log \left[\frac{(\sum_{k=1}^K w_k x_{ik}^\beta)^{1/\beta}}{\bar{s}} \right] \quad \text{si } \beta \neq 0$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{\prod_k x_{ik}^{w_k}}{\bar{s}} \right] \log \left[\frac{\prod_k x_{ik}^{w_k}}{\bar{s}} \right] \quad \text{si } \beta = 0$$

donde:

X_k representa cada una de las dimensiones seleccionadas, w es el peso de cada dimensión, α es un parámetro de aversión a la desigualdad y β es el grado de sustituibilidad entre atributos.

Índice de Bourguignon

Para $\alpha \neq 0$ y $\beta \neq 0$

$$(-\rho) \left[1 - \frac{1}{n} \frac{\sum_i (\sum_{k=1}^K w_k x_{ik}^\beta)^{\alpha/\beta}}{(\sum_{k=1}^K w_k \mu_k^\beta)^{\alpha/\beta}} \right]$$

Para $\alpha \neq 0$ y $\beta = 0$

$$(-\rho) \left[1 - \frac{1}{n} \frac{\sum_i (\prod_{k=1}^K x_{ik}^{w_k})^\alpha}{(\prod_{k=1}^K \mu_k^{w_k})^\alpha} \right]$$

Para $\alpha = 0$ y $\beta \neq 0$

$$(-\rho) \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{\sum_{k=1}^K w_k \mu_k^\beta}{w_k x_{ik}^\beta} \right)^{1/\beta} \right]$$

Para $\alpha = 0$ y $\beta = 0$

$$(-\rho) \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \left(\frac{\prod_{k=1}^K \mu_k^{w_k}}{\prod_{k=1}^K x_{ik}^{w_k}} \right) \right]$$

El cálculo de índices de bienestar multidimensional implica definir las ponderaciones de las distintas dimensiones, el grado de sustituibilidad entre ellas (β) y el grado de aversión a la desigualdad (α) (Lugo, 2005). Para interpretar los resultados, es necesario considerar los valores del parámetro α y del parámetro β . A menor valor de α , mayor ponderación tendrán los cambios en la cola baja de la distribución. Todos los indicadores utilizados corresponden a medidas de entropía generalizadas. En el ejercicio que se presenta en este trabajo, se utilizaron los valores 0, 0,5 y 1.

La elasticidad de sustitución entre dimensiones (σ) se supone constante y puede calcularse como $\sigma = 1/(1 - \beta)$. De esta manera, a mayor valor de β , mayor elasticidad de sustitución y cuando β tiende a menos infinito, σ vale cero. En este ejercicio se utilizaron los valores 1, 0 y -30, que corresponden a valores de σ de infinito, 1 y 0,032. En el primer caso, significa que las dimensiones son sustitutos perfectos y, entonces, una caída en una de ellas es perfectamente compensada por un aumento en otra. Una limitación severa de las metodologías aquí utilizadas —y, en general, de los métodos de agregación disponibles para realizar cálculos de pobreza y desigualdad multidimensional— es que la elasticidad de sustitución se supone constante entre dimensiones (Bourguignon y Chakravarty, 2003). Una medida ideal debería permitir elasticidades de sustitución diferenciales entre dimensiones, aunque esto complejizaría significativamente su cálculo.

Al igual que en el caso del IDH, se requiere estandarizar las dimensiones siguiendo el procedimiento $(x_i - x_{min}) / (x_{max} - x_{min})$, para que varíen entre 0 y 1. En el Cuadro 6 se presentan los valores utilizados para la estandarización.

Cuadro 6. Valores utilizados para estandarización de las variables para la medición de desigualdad multidimensional

| Variable | Ola 1 | | Ola 3 | |
|--------------------------|--------|--------|--------|--------|
| | Mínimo | Máximo | Mínimo | Máximo |
| Hacinamiento | 0.5 | 13 | 0.25 | 15 |
| Acceso a bienes durables | 0.10 | 6.72 | 0.10 | 6.67 |
| Clima educativo | 0.25 | 19 | 1 | 21 |
| Ingreso | 2.32 | 32458 | 32 | 61144 |
| IMC | 6.92 | 29.45 | 8.77 | 36.58 |

En este trabajo se optó por otorgar un peso similar a todas las dimensiones (1/4). El ingreso y el índice de bienes durables valieron 1/8, dado que ambos componen la dimensión acceso a recursos.

b) Índices compuestos de pobreza multidimensional

Se calcularon también indicadores de pobreza multidimensional considerando las dimensiones por separado y en conjunto. Las dimensiones e indicadores utilizados fueron similares a las mencionadas en b), excepto en el caso de la educación, a efectos de que las medidas sean más sensibles a la situación de los niños estudiados. Por esta razón, la variable seleccionada fue asistencia escolar. Para operacionalizarla, en la primera ola se considera si el niño asistió a enseñanza preescolar a la edad de 5 años. Esto se fundamenta en dos consideraciones. Por un lado, la asistencia al ciclo inicial a esa edad era obligatoria en Uruguay en 2004 (posteriormente la edad de ingreso se bajó a 4 años). Por otro, dado que se estudia una cohorte que ingresó a primer año de escuelas públicas en 2004, por construcción no se detectarían privaciones de considerar exclusivamente la asistencia de forma contemporánea. En la ola 3, se consideró la asistencia a enseñanza media como indicador de desempeño. De esta forma, el indicador tomó el valor cero si el niño había dejado de asistir o aún asistía a enseñanza primaria.

Los umbrales utilizados se presentan en el Cuadro 7. En el caso del IMC se utilizan dos umbrales, dónde uno refleja carencia y otro superávit. Sin embargo, para la medida agregada de pobreza se trabajó solamente con la carencia.

Cuadro 7. Dimensiones, indicadores y umbrales utilizados en el análisis de pobreza en base a la ELBU

| Dimensión | Indicador | Umbral de pobreza |
|----------------------|---|---|
| a. Vivienda | Hacinamiento (personas por habitación exceptuando cocina y baño) | Mayor a dos personas por habitación |
| b. Educación | Ola 1: haber asistido a educación preescolar Ola 3: estar asistiendo a enseñanza media | asistencia |
| c. Acceso a Recursos | Ingreso per cápita del hogar con valor locativo | Menor a línea de pobreza 2006 del INE |
| | Indíces bienes durables | Menor a la mitad de la mediana observada |
| d. Salud | Índice de masa corporal (Peso/Talla ² ; puntaje z) | Bajo peso: -2 desvíos estándar |
| | Índice de masa corporal (puntaje z) | Sobrepeso: 2 desv. estándar Obesidad: 3 desv. estándar |

Existen diversas metodologías para la estimación de índices de pobreza multidimensional.¹¹ En este trabajo se utiliza la metodología propuesta por Alkire y Foster (2007), la cual consiste en una generalización de los índices FGT.¹² Esta metodología ha sido crecientemente aplicada por diversos autores, debido a la sencillez de interpretación de los índices obtenidos.

El método consiste en estimar un índice que refleja el cociente entre las privaciones presentes en una sociedad y el número de privaciones potenciales que en la sociedad podrían existir. Sus principales ventajas sobre otras propuestas existentes radican en su formulación fácilmente comprensible, la posibilidad de incorporar distancias al umbral de pobreza o brechas en las privaciones representadas por variables continuas y en que admite la inclusión de variables dicotómicas.

La construcción de estos índices conlleva la utilización de dos umbrales que vuelven al índice sensible al número de privaciones que las personas experimentan en forma simultánea. Para ello se requiere la determinación de un umbral de pobreza para cada variable o dimensión utilizada (z_i) y, por otro, se fija un umbral que determine el número mínimo de privaciones aceptable (k). Los dos extremos de este último umbral serían el caso de la intersección, donde una persona sería pobre desde el punto de vista multidimensional si en todas las dimensiones utilizadas se ubica por debajo del umbral establecido, y el criterio de la unión, donde una persona sería considerada pobre si se encuentra privada en al menos una dimensión.

La metodología utilizada permite contrastar la robustez de la medida frente a cambios en ambos umbrales. En este trabajo se consideran valores de k entre uno y cuatro, lo cual comprende los dos criterios extremos y situaciones intermedias. El doble umbral implica que la sustitución entre dimensiones está limitada: no se podrá compensar la privación en una dimensión con el aumento de logros en otra. Se considera en situación de pobreza a aquellas personas cuyo nivel de privaciones (c_i) es mayor o igual que k .

El indicador de pobreza multidimensional M_α representa la suma de las brechas normalizadas entre los hogares o individuos bajo el umbral de pobreza dividido el valor máximo que esa suma podría tomar:

$$M_\alpha = \mu(g^\alpha(k)) \text{ para } \alpha \geq 0$$

Donde μ representa la media, α es un parámetro de aversión a la pobreza (cuanto más alto es su valor, mayor será la ponderación de las observaciones más distantes al umbral) y g es una matriz que contiene las distancias al umbral de pobreza para los individuos con logros por debajo del mismo y privaciones mayores o iguales que k (pobres) y cero en los casos restantes (no pobres).

Si z_j representa al umbral de privación para cada dimensión y z al conjunto de los umbrales o líneas, n constituye el número de personas incluidas en la fuente de datos utilizada, d el número de dimensiones elegidas e y_{ij} es la matriz de datos, $n \times d$, la matriz de brechas normalizadas g^α puede escribirse como:

$$g_{ij}^\alpha = \left[\frac{(z_j - y_{ij})}{(z_j)} \right]^\alpha \text{ si } y_{ij} < z_j \quad \text{y} \quad g_{ij}^\alpha = 0 \text{ si } y_{ij} \geq z_j$$

De esta forma, g_{ij}^α es una matriz que contiene ceros si la persona no es pobre y brechas si la persona es pobre. En el caso especial de α igual a cero, la matriz está conformada por ceros y unos y el indicador equivale a la proporción de personas que presentan privaciones mayores o iguales a k . En ese caso, la medida de pobreza $pk(y_i, z)$ tomará el valor 1 si $k \leq c_i$ y 0 en caso contrario. A

11 Bourguignon y Chakravarty (2003); Lemmi y Cheli (2005); Feres y Mancero (2001); Chiappero-Martinetti (2000); Duclos *et al* (2006).

12 Véase respectivamente Alkire y Foster (2007) y Foster *et al.* (1984).

la vez, M_α puede expresarse en base a dos componentes: una medida de pobreza (H , G o S , según el valor de α y una medida del número promedio de privaciones observado en la población estudiada (A). El indicador A puede expresarse de la siguiente forma:

$$A = \frac{|c(k)|}{qd}$$

donde $|c(k)|$ es el total de privaciones que las personas con $c_i > k$ enfrentan y qd es el total de privaciones presentes en la población pobre considerada. Este indicador refleja la proporción promedio de privaciones que las personas pobres enfrentan.

Finalmente, la familia de índices se define:

$$M_0 = HA \quad \text{para } \alpha = 0$$

$$M_1 = HGA \quad \text{para } \alpha = 1$$

$$M_2 = HSA \quad \text{para } \alpha = 2$$

El indicador H (q/dn), constituye la proporción de personas u hogares identificados como pobres. M_1 corresponde a la suma de las brechas de pobreza normalizadas dividido el número de privaciones posibles (nd). El término G refleja la brecha de pobreza promedio. A diferencia de M_0 , si la privación de una persona empeora, M_1 reflejará ese empeoramiento, aunque su impacto será igual independientemente del nivel inicial de privación. M_2 permite superar esa limitación al considerar la brecha de pobreza al cuadrado.¹³ El término S refleja la severidad promedio de la pobreza.¹⁴ En este trabajo se utiliza M_0 , dado que el indicador de educación utilizado es de carácter discreto.

Al igual que en el caso de los índices de desigualdad multidimensional, a cada una de las cuatro dimensiones consideradas se le atribuyó igual ponderación en el índice final. Asimismo, en la dimensión acceso a recursos, cada indicador valió 1/8.

5. Principales resultados

En esta sección se describen, en primer lugar, las principales características de los hogares entrevistados y los niños de referencia (5.1). Posteriormente, se analiza la evolución de la desigualdad y la pobreza multidimensional (5.2). Al considerar cada una de estas mediciones se pone foco en las transiciones que se producen entre 2004 y 2011/12.

5.1 Caracterización de la población

En ambas olas, del total de niños encuestados, los varones representan el 52% de la muestra, lo cual es consistente con los datos poblacionales. El arreglo familiar predominante es el hogar nuclear en el que los niños residen con ambos padres (Cuadro 8), seguido de los hogares

¹³ El índice M_α satisface las propiedades de descomposición ex post por subgrupos, invarianza, simetría, foco en la pobreza y en la deprivación. Los índices con α mayor que cero satisfacen la propiedad de monotonicidad y monotonicidad dimensional, normalización, así como los principios débiles de las transferencias y del reordenamiento (Alkire y Foster, 2011).

¹⁴ Debe notarse que los casos M_1 y M_2 podrían ser híbridos pues consideran brechas y brechas al cuadrado en el caso de las variables continuas y mantienen la cardinalización 0/1 en el caso de las variables ordinales.

extendidos. Sin embargo, en la tercera ola, el peso de estos grupos disminuye debido al aumento de los hogares monoparentales, producto de episodios de separación y disolución de uniones.

Cuadro 8. Distribución de hogares según tipo de hogar por ola.

| Tipo de hogar | Ola | |
|--|-----|-----|
| | 1 | 3 |
| Biparental con hijo de ambos | 51% | 44% |
| Biparental con al menos un hijo de uno de los cónyuges | 13% | 13% |
| Monoparental | 12% | 20% |
| Extendido | 22% | 21% |
| Compuesto | 1% | 1% |
| Sin núcleo conyugal | 0% | 1% |
| Sin datos | 1% | 1% |
| Total | 100 | 100 |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

El tamaño promedio de los hogares se ubica en el entorno de 5 personas y cayó ligeramente a lo largo del período (5.16 y 4.91 respectivamente).¹⁵ La mitad de los integrantes de los hogares en la primera ola eran menores de 14 años (50.35%), seguido por el grupo de entre 30 y 65 años que representa el 29%, y luego por los adolescentes (19.3%). En la tercera ola el envejecimiento del panel se manifiesta en el descenso del peso de los niños menores de 14 años (30.75%) y en el aumento de las personas de entre 30 y 65 años (35%) y, fundamentalmente, de los adolescentes (31.6%).

En relación a la condición de actividad, se observa que el 62% de las personas en edad de trabajar estaba ocupado en la ola 1, seguido de un 12% que realizaba tareas del hogar y un 9% de otros inactivos (Cuadro 9). En la ola 3, el peso de los ocupados es menor (50%) y se observa un aumento de otros inactivos que pasan a ocupar el 33%, fundamentalmente debido al aumento de estudiantes. Al considerar la condición de actividad del jefe de hogar, se observa que la amplia mayoría se encuentra ocupado, porcentaje que se mantiene para ambas olas, aunque en la ola 3 aumenta ligeramente la participación de jubilados y pensionistas, posiblemente a consecuencia del envejecimiento del panel. Mientras tanto, en concordancia con la recuperación económica vivida por el país en el período y con la tendencia de largo plazo a la mayor participación laboral femenina, la proporción de madres ocupadas aumenta considerablemente.

Cuadro 9. Distribución de individuos según condición de actividad por ola. Población de 14 años y más

| Condición de actividad | Ola | | Jefe de hogar | | Madre del niño | |
|------------------------|-------|-------|---------------|-------|----------------|-------|
| | 1 | 3 | 1 | 3 | 1 | 3 |
| Ocupado | 83.8 | 82.9 | 59.1 | 70.0 | 83.8 | 82.9 |
| Desocupado | 4.9 | 4.6 | 9.0 | 6.7 | 4.9 | 4.6 |
| Tareas del hogar | 5.0 | 5.9 | 24.1 | 18.2 | 5.0 | 5.9 |
| Otro inactivo | 0.0 | 0.7 | 0.9 | 2.3 | 0.0 | 0.7 |
| Jubilado o pensionista | 3.1 | 5.5 | 0.9 | 2.4 | 3.1 | 5.5 |
| Sin dato | 2.9 | 0.2 | 5.8 | 0.3 | 2.9 | 0.2 |
| Total | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

Fuente: elaboración propia en base a ELBU

¹⁵ La caída del número de integrantes puede vincularse al aumento de los hogares monoparentales, a la emancipación de los hermanos mayores y a la reducción de hogares extendidos producto de la mejora en los niveles de ingreso.

Los desempeños de los hogares muestran en general importantes mejoras en términos de las dimensiones seleccionadas para el análisis multidimensional (Cuadro 10). El hacinamiento disminuyó en el período pasando de 2,1 personas por habitación, en promedio, a 1,7 personas. Esta caída también se evidencia al analizar la mediana de la variable considerada, dando cuenta de mejoras también en aquellos hogares con niveles más altos de hacinamiento. Los motivos de la caída podrían deberse tanto a una ampliación del tamaño de las viviendas como a una reducción del número de integrantes del hogar. Colafranceschi et al (2013) encuentran que es esto último lo que explica a nivel general el descenso del hacinamiento.

Asimismo, los indicadores de acceso a recursos registran importantes mejoras. El índice de bienes durables comenzó con un valor promedio de 2,5 y se situó en 3,6 para 2011-12. Esta evolución puede vincularse tanto al aumento del ingreso de los hogares como al abaratamiento de algunos de los bienes considerados. El ingreso per cápita promedio registró un aumento cercano al doble de su valor inicial a precios constantes (a julio de 2012), al igual que la mediana.

Respecto al clima educativo del hogar, el valor obtenido corresponde a algo menos del ciclo básico de secundaria, registrándose un aumento de un año entre las dos olas (7,6 y 8,5 respectivamente). Las variaciones podrían provenir principalmente de que algunos adultos de los hogares continuaron sus estudios, de cambios en la composición de los hogares y de la inclusión de jóvenes pertenecientes a los hogares que cumplieron 22 años entre las dos olas. Mientras tanto, las tasas de asistencia reflejan la universalización del preescolar en la primera ola, y los problemas de abandono de enseñanza media en la segunda.

Cuadro 10. Evolución del promedio, desvío y mediana de las variables incluidas en el estudio multidimensional según ola

| Variable | Ola 1 | | | Ola 3 | | |
|--|--------|--------|---------|-------|--------|---------|
| | Media | Desvío | Mediana | Media | Desvío | Mediana |
| Promedio años de educación aprobados (mayores de 22) | 7,6 | 3,5 | 7,5 | 8,5 | 3,6 | 8,0 |
| Tasas de asistencia escolar de los niños | 97,1 | 16,7 | 1 | 78,9 | 40,8 | 1 |
| Hacinamiento | 2,1 | 1,4 | 1,7 | 1,8 | 1,1 | 1,5 |
| Ingreso mensual per cápita sin valor locativo (*) | 2973,5 | 3251 | 2015 | 5143 | 4459 | 3927 |
| Ingreso mensual per cápita con valor locativo (*) | 3388 | 3495 | 2384 | 5808 | 5066 | 4390 |
| Índice de bienes durables | 2,5 | 1,7 | 2,3 | 3,5 | 1,9 | 3,6 |
| IMC | 16,1 | 2,1 | 15,7 | 19,4 | 3,5 | 18,7 |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

(*) En pesos uruguayos deflactados a valores de julio 2012

El leve aumento del promedio del IMC, no necesariamente refleja cambios positivos en los problemas nutricionales, pues tanto los valores bajos, como los muy altos pueden ser negativos para la salud de los niños. Más adelante se analizan los diversos riesgos nutricionales por separado.

5.2 La evolución de la desigualdad y pobreza multidimensional entre 2004 y 2011

En la sección 5.2.1 se presenta la evolución de la desigualdad mutidimensional y sus transiciones, en tanto la sección 5.2.2 contiene los principales resultados en relación a la pobreza.

5.2.1 La desigualdad multidimensional

En esta sección se presenta, en primer lugar, la evolución de la desigualdad por dimensiones (5.2.1.1). Luego se analizan los índices multidimensionales (5.2.1.2). Finalmente, se analizan las transiciones por estrato del índice multidimensional aprovechando la naturaleza longitudinal de los datos (5.2.1.3).

5.2.1.1 La evolución de la desigualdad por dimensiones

Para el análisis de la desigualdad para cada dimensión se utilizaron los índices de Gini, Theil y Entropía 0. En primer lugar, se observa una caída de la para todas las dimensiones a excepción del IMC (Cuadro 11).

El ingreso per cápita del hogar constituye la variable que exhibió mayores niveles de desigualdad en los dos momentos considerados. Al mismo tiempo, fue la que registró una mayor desconcentración, seguida de cerca por el índice de bienes durables. Resulta interesante comparar el ingreso con y sin valor locativo, pues se observa que si bien el segundo partió de niveles más elevados, en 2011-12 los resultados se invierten tanto para el índice de Gini como para el indicador de Entropía 0.

Mientras tanto, el clima educativo del hogar fue la dimensión con menores niveles de desigualdad tanto en 2004 como en 2011-12, evidenciándose además una caída de la desigualdad entre periodos. Por otro lado, el IMC exhibió un aumento de la desigualdad estadísticamente significativo.

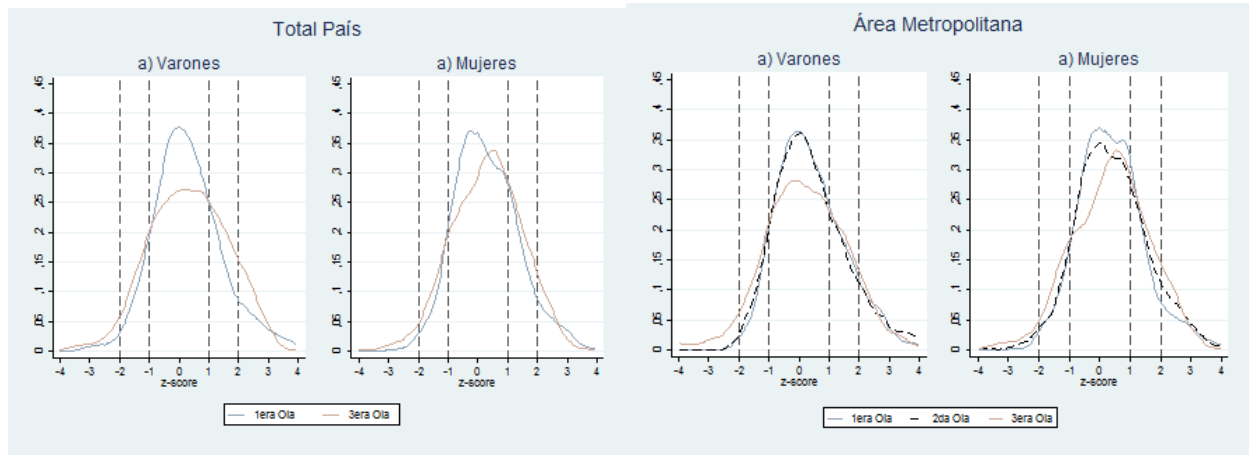
Cuadro 11. Índices de desigualdad por dimensiones para total país en 2004 y 2011-12

| Dimensión | Ola 1 | | | Ola 3 | | |
|----------------------------|-------|-------|------------|-------|-------|------------|
| | Gini | Theil | Entropía 0 | Gini | Theil | Entropía 0 |
| Hacinamiento | 0.329 | 0.185 | 0.172 | 0.301 | 0.162 | 0.149 |
| Clima educativo | 0.215 | 0.076 | 0.086 | 0.197 | 0.061 | 0.064 |
| Ingreso sin valor locativo | 0.485 | 0.409 | 0.463 | 0.411 | 0.286 | 0.314 |
| Ingreso con valor locativo | 0.473 | 0.384 | 0.445 | 0.414 | 0.291 | 0.315 |
| Bienes durables | 0.352 | 0.205 | 0.278 | 0.306 | 0.163 | 0.245 |
| IMC | 0.067 | 0.008 | 0.008 | 0.099 | 0.016 | 0.015 |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

En la Gráfica 1 se presenta la distribución del IMC por área geográfica y sexo para cada ola. En el total del país se observan mayores cambios en el caso de los varones, donde la dispersión del IMC aumenta, incrementándose la masa de la distribución en la cola derecha, por efecto del sobrepeso, y levemente en la cola izquierda. Para el caso de las niñas hay cambios más pequeños. Esto significa que en el período considerado se ha incrementado levemente la proporción de niños con déficit nutricional, en tanto se visualiza un desplazamiento desde un IMC normal a niveles de sobrepeso u obesidad. En el caso de los niños que residen en el área metropolitana, los cambios son similares. La única diferencia radica en que, mientras en el caso de los varones no existen cambios sustanciales en relación a la primera ola, en las niñas ya se observan en ese momento desplazamientos desde el centro de la distribución hacia la cola derecha.

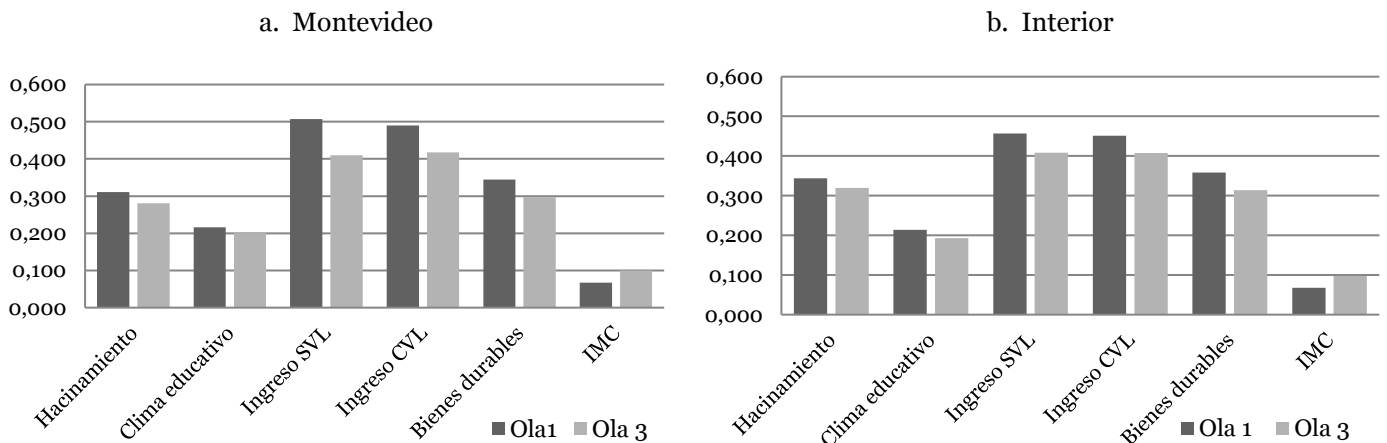
Gráfica 1– Función de densidad kernel del Índice de Masa Corporal (puntaje z) según sexo y región de residencia



Fuente: elaborado en base a datos de ELBU

Al analizar las diferencias según región, tanto en Montevideo como en el resto del país se constata que la desigualdad se redujo para todas las dimensiones a excepción del IMC. Al igual que para el total del país, la dispersión del IMC presentó un incremento para ambas regiones. Se observa además que para ambas olas la desigualdad es mayor en el interior del país tanto para hacinamiento como para el índice de bienes durables, mientras que Montevideo muestra niveles más altos de desigualdad para el clima educativo y el ingreso con y sin valor locativo (Gráfica 2).

Gráfica 2- Índice de Gini según región para 2004 y 2011/2012.



Fuente: Elaborado en base a datos de ELBU

5.2.1.2 Índices multidimensionales de desigualdad

Cuando se consideran los indicadores de desigualdad multidimensional para cada ola, se observa que en el caso de los índices de Bourguignon la desigualdad es mayor cuando α toma valor 0, es decir, cuando se pondera en mayor medida a la cola baja de la distribución (Cuadro 12). En el caso del índice de Maatsumi, el parámetro α no parece desempeñar un papel importante, siendo los

resultados fuertemente dependientes del valor de β que se analice. Asimismo, para ambos conjuntos de índices se observa que, a menor sustituibilidad entre dimensiones, las disparidades son mayores.

La evolución de la desigualdad multidimensional varía según el índice analizado. El indicador de Maatsumi muestra una mejora en todos los casos, excepto para el parámetro $\beta=1$, pero que presenta los niveles más bajos de desigualdad multidimensional para 2004. En el caso del índice de Bourguignon, todas las combinaciones de parámetros dan cuenta de una caída de la desigualdad.

Cuadro 12. Índices de desigualdad multidimensional, según parámetros para primera y tercera ola. Total país.

| Año y parámetro α | Maatsumi | | | Bourguignon | | |
|--------------------------|-------------------|-------|-------|-------------|-------|-------|
| | Parámetro β | | | | | |
| Ola 1 | 1 | 0 | -30 | 1 | 0* | -30 |
| 0 | 0.029 | 0.028 | 0.228 | 0.025 | 0.199 | 0.956 |
| 0.5 | 0.029 | 0.044 | 0.197 | 0.005 | 0.092 | 0.339 |
| 1 | 0.029 | 0.038 | 0.185 | -0.005 | 0.158 | 0.517 |
| Ola 3 | 1 | 0 | -30 | 1 | 0* | -30 |
| 0 | 0.038 | 0.027 | 0.148 | 0.017 | 0.133 | 0.706 |
| 0.5 | 0.037 | 0.034 | 0.128 | -0.001 | 0.060 | 0.268 |
| 1 | 0.036 | 0.031 | 0.118 | -0.021 | 0.101 | 0.428 |

*Equivale al índice de Tsui.

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

5.2.1.3 Transiciones por estrato del índice multidimensional

Para analizar en qué medida las mejoras distributivas se asocian a cambios en el ordenamiento de los niños y sus hogares en las dimensiones consideradas, se construyeron matrices de transición por quintil para el índice agregado y por dimensión (Cuadros 13 y 14). Al igual que en los antecedentes, en todos los casos la persistencia es mayor en los dos extremos de la distribución, lo cual indicaría que los principales movimientos se dieron dentro de quintiles y entre los tramos intermedios de la distribución. Pese a ello, los niveles de persistencia dentro de cada estrato varían significativamente según el indicador de desigualdad multidimensional agregada con que se realiza el análisis. Aquellos que permiten menor sustituibilidad entre dimensiones, muestran mayores niveles de persistencia. Asimismo, el indicador que no daba cuenta de mejoras distributivas, muestra niveles de rigidez mucho más altos, con el 71% de los hogares estáticos en el primer quintil en ambos períodos y el 51% en el quinto quintil.

Cuadro 13. Transiciones entre quintiles de desigualdad multidimensional 2004-2011 según parámetros del índice de Bourguignon

| (a) $\alpha=1; \beta=30$ | | | | | | |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2004 | 2011 | | | | | total |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | |
| 1 | 34.81 | 21.62 | 20.12 | 11.76 | 11.69 | 100 |
| 2 | 22.25 | 24.98 | 16.62 | 22.30 | 13.85 | 100 |
| 3 | 20.93 | 14.39 | 25.76 | 25.46 | 13.46 | 100 |
| 4 | 17.62 | 16.77 | 15.82 | 28.49 | 21.29 | 100 |
| 5 | 8.43 | 11.11 | 24.08 | 25.21 | 31.17 | 100 |
| Total | 20.69 | 17.72 | 20.55 | 22.76 | 18.28 | 100 |

| (b) $\alpha=0; \beta=1$ | | | | | | |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 2004 | 2011 | | | | | Total |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | |
| 1 | 71.13 | 21.65 | 4.74 | 1.10 | 1.38 | 100 |
| 2 | 18.71 | 38.14 | 26.44 | 13.94 | 2.76 | 100 |
| 3 | 4.91 | 25.38 | 37.06 | 21.20 | 11.45 | 100 |
| 4 | 3.03 | 14.21 | 22.98 | 34.74 | 25.04 | 100 |
| 5 | 0.59 | 4.10 | 14.83 | 29.09 | 51.39 | 100 |
| Total | 20.51 | 20.79 | 21.04 | 19.59 | 18.08 | 100 |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

Al abrir las matrices de transición en base a quintiles construidos para cada dimensión se constata, de nuevo, la mayor persistencia en los extremos, aunque con niveles variados. Las mayores rigideces corresponden a la educación, donde se ubican en el entorno del 70% en los dos quintiles extremos. Esto obedece a que se trata de una variable que se mueve en períodos lentos y que no fue objeto de políticas específicas en el período estudiado, así como a la fuerte dependencia temporal de los logros en esta dimensión, resultante de la naturaleza de panel de los datos.

En el caso del ingreso, se observa una mayor movilidad, con mayor persistencia en el estrato alto. Estos resultados se encuentran en línea con el análisis realizado por Burdín, De Rosa y Vigorito (2015), en base a registros tributarios, para el período 2009 y 2012. Los niveles de persistencia encontrados en ese estudio son mayores (en entorno del 60% en el quintil bajo y del 70% en el superior). Además de las diferencias que pueden resultar del uso de distintas fuentes, ello puede deberse a que los autores consideran ingresos laborales, pensiones y rentas del capital antes de impuestos y a nivel individual, lo cual deja de lado el rol redistributivo de impuestos directos y transferencias no contributivas, así como la agregación de ingresos a nivel de hogares. La movilidad observada puede ser producto de que, en el período analizado, se instauraron un conjunto de políticas redistributivas que abarcaron la revalorización de los salarios mínimos; la restauración de la negociación salarial tripartita centralizada; la expansión del sistema de transferencias monetarias no contributivas; y la puesta en práctica de una reforma tributaria que abarcó la reincorporación del impuesto a la renta de las personas físicas.

En el caso del hacinamiento, se da la situación inversa: los mayores niveles de persistencia se dan en la cola baja de la distribución. Dado que en el período no se desplegaron políticas de vivienda, los cambios podrían provenir de variaciones en el tamaño de las viviendas y de los hogares, producto de los factores mencionados antes.

Cuadro 14. Transiciones entre quintiles del índice de desigualdad multidimensional por componente. Quintiles contruidos para cada dimensión

| Ola 1 | Ola 3 | | | | | | | | | | | |
|-------|-----------------|-------|------|--------------|-------|-------|-------------|-------|------|-----------------|-------|------|
| | clima educativo | | | Hacinamiento | | | Ingreso cvl | | | bienes durables | | |
| | - | Igual | + | - | igual | + | - | igual | + | - | igual | + |
| 1 | 0.0 | 70.22 | 29.8 | 0.0 | 63.53 | 36.5 | 0.0 | 37.90 | 62.1 | 0.0 | 55.68 | 44.3 |
| 2 | 28.6 | 42.01 | 29.4 | 31.0 | 27.91 | 41.1 | 29.1 | 28.58 | 42.4 | 30.9 | 29.20 | 39.9 |
| 3 | 43.2 | 25.14 | 31.7 | 41.5 | 21.62 | 36.9 | 43.4 | 26.74 | 29.9 | 35.0 | 32.28 | 32.7 |
| 4 | 35.1 | 47.74 | 17.2 | 41.2 | 25.00 | 33.77 | 46.0 | 32.58 | 21.4 | 40.4 | 31.92 | 27.7 |
| 5 | 31.2 | 68.76 | 0.0 | 63.7 | 36.31 | 0.0 | 41.3 | 58.74 | 0.0 | 43.2 | 56.86 | 0.0 |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

Para finalizar esta sección, se realizó un análisis multivariado mediante modelos probit y probit ordenados para identificar los factores asociados a la caída, permanencia o aumento de quintil de pertenencia, según índice multidimensional (Cuadros A.2.1 y A.2.2). En el caso de los quintiles 2, 3 y 4 se estimaron modelos probit ordenados, donde la variable dependiente tomó el valor 1 si el niño descendía de quintil, 2 si permanecía en el mismo quintil en los dos períodos y 3 si ascendía. En el quintil 1 se estimó un modelo probit, donde la variable dependiente tomó el valor 0 si el niño subía de quintil y 1 si permanecía, mientras que para el quintil 5, la variable dependiente tomó el valor 0 si el hogar descendía de quintil y 1 si permanecía en el estrato más alto de la distribución.

Residir en el interior se asoció a permanecer en el quintil bajo y a caer del quintil alto. Esto implicaría que los logros multidimensionales fueron mayores en Montevideo que en el interior. En algunas especificaciones, la cantidad de personas se asocia negativamente con la posibilidad de movilidad ascendente, en consonancia con la asociación entre tamaño del hogar y privaciones de ingreso relevadas en otros estudios. Este resultado se observa en todos los estratos de la distribución. Los años de educación del jefe se asociaron con las posiciones más aventajadas: tanto en relación a la permanencia en el quintil alto, como en la posibilidad de ascenso. En las posiciones intermedias de la distribución, se mantuvo la asociación entre caer de posición y residir en el interior y lo mismo sucedió con la educación del jefe. En estos estratos, ser jubilado se asoció al ascenso o no descenso y lo contrario sucedió para otros inactivos. Sin embargo, muchos de los resultados no fueron robustos al indicador de desigualdad multidimensional utilizado.

5.2.2 La pobreza multidimensional

En esta sección se presenta, en primer lugar, la evolución de la pobreza por dimensiones (5.2.2.1). Luego se analizan los índices compuestos de pobreza, preparados de acuerdo a la metodología propuesta por Alkire y Foster (2007), a efectos de analizar la distribución conjunta de privaciones (5.2.2.2). Finalmente, se analizan las transiciones dentro y fuera de la pobreza aprovechando la naturaleza longitudinal de los datos (5.2.2.3).

5.2.2.1 La evolución de la pobreza por dimensiones

En el Cuadro 15 se presenta la evolución de la pobreza por dominios. Para analizar la dimensión de educación se consideró la tasa de asistencia escolar construida tal como se indicó en la metodología. Las diferencias en la pobreza educativa en cada período dan cuenta de lo extendido de la educación preescolar, al tiempo que reflejan los problemas de completitud en la enseñanza media en Uruguay, largamente documentados en diversos estudios (véase, por ejemplo,

Aristimuño y De Armas, 2014 o Failache, Salas y Vigorito (2015) a partir de la ELBU). A lo largo del período estudiado, 1 de cada 5 niños experimenta privaciones en esta dimensión. Se observa un mejor desempeño en el caso de las niñas.

Cuadro 15. Incidencia de la pobreza en hogares e intervalo de confianza según dimensión, sexo del niño y ola

| Dimensión | Total | | Varones* | | Niñas** | |
|----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Ola 1 | Ola 3 | Ola1 | Ola 3 | Ola 1 | Ola 3 |
| Hacinamiento | 29.8 (29.5- 21.5) | 22.0 (21.5- 22.4) | 29.8 (29.2- 30.5) | 22.2 (21.7- 22.8) | 29.8 (29.1- 30.5) | 21.3 (20.7- 21.9) |
| No asistencia escolar | 2.9 (2.72- 20.7) | 21.1 (20.7- 21.5) | 3.7 (3.4- 3.9) | 24.9 (24.3- 25.5) | 2.0 (1.8- 2.2) | 17.0 (16.5- 17.6) |
| Índice de bienes durables | 37.1 (36.6- 21.6) | 22.0 (21.6- 22.4) | 39.9 (39.2- 40.6) | 22.4 (21.8- 23.0) | 36.3 (35.6- 37.0) | 23.4 (22.7- 24.0) |
| Ingreso con valor locativo | 80.8 (80.4- 60.3) | 60.8 (60.3- 61.3) | 79.9 (79.3 80.4) | 61.2 (60.5- 61.9) | 81.5 (80.9- 82.1) | 60.2 (59.5- 61.0) |

* Porcentaje de varones con privaciones en el total de varones.

** Porcentaje de niñas con privaciones en el total de niñas.

Fuente: elaboración propia en base a ELBU

Mientras tanto, las dimensiones que reflejan condiciones de vivienda y acceso a recursos registran mejoras en el período considerado. Si bien el hacinamiento muestra una reducción en el entorno de ocho puntos porcentuales, la dimensión que presenta mejores resultados es el acceso a recursos. Esta registra desempeños favorables en sus dos componentes: ingreso y acceso a bienes durables. En el grupo estudiado, la pobreza de ingresos se redujo del 80 al 60% en el período. Por su parte, el índice de bienes durables también presentó una evolución muy favorable, al reducirse en aproximadamente 16 puntos porcentuales. Los intervalos de confianza indican que todas estas mejoras son estadísticamente significativas. Las razones para esta evolución son similares a las ya comentadas al hacer referencia a la desigualdad multidimensional. No se registran diferencias significativas entre varones y niñas, lo cual es consistente con que estas dimensiones son atributos de sus hogares.

En relación al desarrollo nutricional se observa que aproximadamente el 10% de los niños presentaba problemas nutricionales, predominantemente referidos al sobrepeso (Cuadro 16). Esto es consistente con el hecho de que, siendo Uruguay un país de ingresos medios, los problemas nutricionales se han desplazado de la insuficiencia alimentaria a la calidad de la alimentación (Amarante et al., 2007).

Cuadro 16. Incidencia de los problemas nutricionales según sexo y ola en base al Índice de Masa Corporal. Media e intervalos de confianza

| Categorías del IMC | Total | | Varones* | | Niñas** | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | Ola 1 | Ola 3 | Ola1 | Ola 3 | Ola 1 | Ola 3 |
| Bajo peso | 0.94 (0.84 - 1.05) | 3.27 (3.06 - 3.47) | 1.27 (1.11 - 1.44) | 3.84 (3.52 - 4.15) | 0.59 (0.47 - 0.71) | 2.68 (2.41- 2.95) |
| Sobrepeso | 5.9 (5.65 - 6.16) | 8.62 (8.3 - 8.95) | 5.98 (5.63 - 6.34) | 9.94 (9.45 - 10.42) | 5.82 (5.46- 6.18) | 7.12 (6.69 - 7.55) |
| Obesidad | 1.94 (1.79 - 2.09) | 0.43 (0.36 - 0.51) | 2.45 (2.22- 2.68) | 0.41 (0.31 - 0.51) | 1.39 (1.21 - 1.57) | 0.46 (0.35 - 0.57) |

* Porcentaje de varones con problemas de IMC en el total de varones.

** Porcentaje de niñas con problemas de IMC en el total de niñas.

Fuente: Elaborado a partir de la ELBU.

Los datos correspondientes a la última toma de datos antropométricos registran un aumento de la pobreza estadísticamente significativo en el caso del sobrepeso y del bajo peso severo. Este empeoramiento puede ligarse a que, al acercarse la población estudiada a la adolescencia, se acentúan las disparidades en los ritmos de crecimiento.

En ambos períodos los problemas nutricionales afectan en mayor medida a los varones que a las niñas, aunque las diferencias no son estadísticamente significativas. Además, tanto en el caso de los niños como de las niñas, el aumento leve del bajo peso severo es significativo pero el aumento del sobrepeso es sólo significativo para los varones.

La incidencia de la pobreza en las distintas dimensiones fue mayor en ambos períodos entre los hogares con jefatura femenina (Cuadro A.2.3), a excepción de la dimensión salud. Por otra parte, se observa que los hogares con jefatura femenina mostraron mejoras más importantes en las dimensiones de hacinamiento, mientras que las brechas se incrementaron en el acceso a recursos, tanto en términos de ingreso como en el índice de bienes durables. La no asistencia escolar aumenta significativamente en ambas conformaciones de hogar, con mayores privaciones en el caso de aquellos con jefatura femenina.

Las desagregaciones por área geográfica ilustran que para 2004 la incidencia de la pobreza en hacinamiento y acceso a bienes durables era mayor para el interior del país, a excepción de la pobreza por ingresos y algunas categorías de IMC (Cuadro A.2.4). En el período se observan mejoras sustanciales en todos los indicadores, con excepción de no asistencia escolar, que empeora en todos los casos, con niveles más bajos en el interior del país.

Por último, se analiza la evolución de las privaciones según ascendencia racial en la primera ola del jefe de hogar (Cuadro 17). Tal como lo señalan diversos estudios previos, la incidencia de la pobreza es muy superior en los hogares con jefatura afrodescendiente (Cabella, Nathan y Tenenbaum, 2013). Pese a las mejoras en ingresos, reducción del hacinamiento y acceso a bienes durables, las privaciones se mantienen mayores que las observadas para el resto de los hogares en la primera ola. Las cifras de no asistencia escolar son sumamente elevadas, alcanzando en la ola 3 a casi el 30% de los niños.

Cuadro 17. Incidencia de la pobreza según dimensión y ascendencia racial del jefe de hogar

| Dimensión | Ascendencia afro | | Ascendencia no afro | |
|----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | Ola 1 | Ola 3 | Ola 1 | Ola 3 |
| Hacinamiento | 46.72 (45.1 - 48.3) | 32.73 (31.3 - 34.1) | 26.92 (26.4 - 27.5) | 20.11 (19.7 - 20.6) |
| No asistencia escolar | 7.5 (6.7 - 8.4) | 28.7 (27.3 - 30.2) | 2.3 (2.1 - 2.5) | 18.8 (18.4 - 19.3) |
| Índice de bienes durables | 56.18 (54.6 - 57.8) | 37.51 (36.1 - 39.0) | 31.3 (30.7 - 31.9) | 20.26 (19.8 - 20.7) |
| Ingreso con valor locativo | 89.57 (88.6 - 90.5) | 74.98 (73.7 - 76.3) | 78.66 (78.2 - 79.2) | 57.77 (57.2 - 58.2) |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

5.2.2.2 Índices compuestos de pobreza multidimensional

Para analizar la pobreza desde una perspectiva multidimensional se aplicó la metodología de Alkire Foster. Se trabajó con las cuatro dimensiones ya mencionadas, utilizándose valores de k entre 1 y 4. Asimismo, se calculó el índice de recuento (para valores de α igual a 0, dado que la

dimensión asistencia es binaria). Los indicadores se estimaron para -2 desviaciones estándar en el caso del IMC.

Se constata que, a medida que aumenta la cantidad de privaciones necesarias para determinar que una persona sea pobre, la pobreza disminuye. De hecho, no existen casos que presenten carencias en los cinco indicadores considerados, por lo que los indicadores con k igual a cuatro arrojan el valor cero en los dos períodos.

En el caso de k igual a 1, los indicadores M_0 están indicando que existe entre un 16 y un 17% de carencias, valores que se reducen abruptamente a medida que aumenta k . Mientras tanto, el indicador H indica la proporción de niños que enfrentan al menos k privaciones. En el primer período, 46% correspondería a tener al menos alguna carencia y 16% a presentar al menos dos. Esto indica que si bien las carencias están ampliamente extendidas en la población bajo estudio, en la mayoría de los casos se presentan en forma aislada.

Si bien la comparación entre ambas olas da cuenta de la mejora evidenciada a través del análisis de las dimensiones por separado, al considerar las dimensiones en forma conjunta en el M_0 , la caída es notoriamente más leve para el caso en que k toma el valor 1 y se mantienen constantes o se incrementan para los valores 2 y 3. Los valores de H ilustran que la proporción de hogares con al menos una privación se redujo considerablemente para $k=1$, pero las mejoras fueron más leves o no existieron para valores de k mayores. Al mismo tiempo, los valores de A (promedio de privaciones entre los niños catalogados como pobres para cada valor de k) indican que los promedios de privaciones para cada valor de k aumentaron o se mantuvieron incambiados. Esto implica que las mejoras se dieron fundamentalmente porque niños que experimentaban una sola privación mejoraron su condición, al tiempo que otro grupo más pequeño agregó privaciones.

Las desagregaciones por sexo del niño muestran niveles y evoluciones muy similares, con una menor incidencia de la pobreza en el caso de las niñas.

Cuadro 18. Pobreza Multidimensional según valor de k , y ola. Total

| Indicador | Ola 1 | | | Ola 3 | | |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | K | 3 | 1 | K | 3 |
| Total | | | | | | |
| MO | 0,174 | 0,084 | 0,010 | 0,162 | 0,082 | 0,022 |
| H | 0,460 | 0,161 | 0,013 | 0,397 | 0,140 | 0,028 |
| A | 0,378 | 0,523 | 0,750 | 0,400 | 0,581 | 0,755 |
| Varones | | | | | | |
| MO | 0,183 | 0,095 | 0,014 | 0,169 | 0,088 | 0,022 |
| H | 0,472 | 0,178 | 0,019 | 0,405 | 0,149 | 0,028 |
| A | 0,387 | 0,531 | 0,750 | 0,407 | 0,586 | 0,764 |
| Niñas | | | | | | |
| MO | 0,164 | 0,074 | 0,005 | 0,155 | 0,076 | 0,021 |
| H | 0,447 | 0,144 | 0,007 | 0,389 | 0,131 | 0,029 |
| A | 0,367 | 0,512 | 0,750 | 0,393 | 0,575 | 0,745 |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

Al descomponer la contribución relativa de cada dimensión a la pobreza, se observan notorias disparidades en cada período (Cuadro 19). En los dos momentos predominan los indicadores de ingreso y hacinamiento, pero su contribución pasa de representar algo más de un tercio, al entorno de un 25%. Ello se liga tanto a la reducción de la pobreza en estas dimensiones, ya ilustrada en secciones anteriores, como al cambio en la configuración de las carencias a medida que los niños atraviesan la adolescencia.

El principal cambio consiste en el fuerte aumento de las carencias en materia educativa, que prácticamente igualan el rol de las dimensiones antes mencionadas en la tercera ola. Esta

evolución resulta de la proporción de niños que no cursan enseñanza media en el segundo período, al tiempo que bienes durables se ubican en una posición intermedia y salud tiene un peso muy menor. Se registra un aumento del peso de la salud (entendida como déficit de IMC) y una caída del peso de los bienes durables, posiblemente asociado a mejoras en los logros en estos indicadores. En el caso del ingreso, se registra un aumento de su peso relativo para $k=1$ entre las dos olas, que podría resultar que la caída en la pobreza en otras dimensiones, como bienes durables y hacinamiento, implique que quienes experimentan una sola privación se homogeneicen en mayor medida en torno al ingreso. Nótese que salud aumenta su participación como resultado del leve aumento en el bajo peso y la mejora en las restantes dimensiones.

La apertura por sexo del jefe de hogar muestra un valor superior de los indicadores multidimensionales de pobreza para los hogares de jefatura femenina en relación a los de jefatura masculina (Cuadro A.2.5).¹⁶ Al mismo tiempo, los valores de H son más elevados en el primer conjunto de hogares, aunque en ambos casos, más de la mitad de los hogares eran clasificados como pobres al considerar el umbral de una sola privación ($k=1$). En estos casos, la desagregación de las contribuciones de las distintas dimensiones a la pobreza muestra un patrón muy similar en ambas olas al descrito para el caso general. En relación a las diferencias, se registra un mayor peso de las carencias de ingreso en los hogares con jefatura femenina (Cuadro A.2.6).

Cuadro 19. Contribución de las variables consideradas a la pobreza multidimensional según k y ola. Mo

| Dimensión | Ola 1 | | | Ola 3 | | |
|----------------|-------|------|------|-------|------|------|
| | k | | | k | | |
| | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 |
| Total | | | | | | |
| Salud | 0,01 | 0,01 | 0,03 | 0,05 | 0,05 | 0,05 |
| Educación | 0,02 | 0,04 | 0,31 | 0,24 | 0,26 | 0,31 |
| Bienes dur. | 0,27 | 0,24 | 0,17 | 0,15 | 0,16 | 0,15 |
| Ingreso | 0,35 | 0,24 | 0,17 | 0,27 | 0,21 | 0,16 |
| Hacinamiento | 0,35 | 0,47 | 0,33 | 0,28 | 0,32 | 0,33 |
| Subtotal | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Varones | | | | | | |
| Salud | 0,02 | 0,01 | 0,03 | 0,05 | 0,05 | 0,09 |
| Educación | 0,04 | 0,06 | 0,30 | 0,25 | 0,27 | 0,28 |
| Bienes dur. | 0,27 | 0,23 | 0,17 | 0,14 | 0,15 | 0,14 |
| Ingreso | 0,35 | 0,24 | 0,17 | 0,27 | 0,21 | 0,16 |
| Hacinamiento | 0,33 | 0,46 | 0,33 | 0,27 | 0,31 | 0,33 |
| Subtotal | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| Niñas | | | | | | |
| Salud | 0,01 | 0,00 | 0,02 | 0,06 | 0,05 | 0,01 |
| Educación | 0,01 | 0,02 | 0,31 | 0,23 | 0,25 | 0,33 |
| Bienes dur. | 0,27 | 0,25 | 0,17 | 0,16 | 0,16 | 0,16 |
| Ingreso | 0,36 | 0,25 | 0,17 | 0,26 | 0,21 | 0,16 |
| Hacinamiento | 0,36 | 0,49 | 0,33 | 0,29 | 0,33 | 0,33 |
| Subtotal | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

16 Las estimaciones se realizaron en dos alternativas. En primer lugar, se consideró a los niños que vivían en hogares monoparentales al inicio del período y se siguió a estos hogares en la ola 3, cualquiera fuese su jefatura. En segundo lugar, se consideró el sexo del jefe en cada período. Los resultados presentados corresponden a esta segunda opción, dado que se buscó reflejar la situación de los niños en cada momento.

Para concluir la sección, se realizaron aperturas según ascendencia étnico racial del jefe de hogar. Se constatan notorias disparidades en el punto de partida, considerablemente mayores que las observadas en la apertura por sexo del jefe. En particular, la pobreza multidimensional para los niños en hogares con jefatura afrodescendiente duplica, para casi todos los valores de k , este caso, los indicadores obtenidos para el resto de los hogares (Cuadro A.2.7). Si bien se observan mejoras considerables en el período, la brecha se mantiene casi incambiada y los niveles de privación para los niños en hogares con jefatura afrodescendiente son muy superiores a las que enfrentaban. Pese a la mayor incidencia, la contribución de las distintas privaciones a la pobreza multidimensional parece muy similar según ascendencia étnico racial del jefe de hogar (Cuadro A.2.8)

5.2.2.3 Transiciones dentro y fuera de la pobreza

La naturaleza longitudinal de la información permite analizar la trayectoria de los niños en cuanto a la salida de la situación de pobreza o el ingreso en ella en el período estudiado. A esos efectos, se clasificó a los niños y sus hogares en cuatro categorías: niños en situación de pobreza en ambos períodos; niños que no experimentaron la condición de pobreza en ninguno de los dos períodos; niños que salieron de la pobreza en 2011; niños que entraron en la condición de pobreza en 2011.

En términos generales, excepto en educación, es mayor la proporción de niños que salieron de la pobreza que la de quienes cayeron en ella, en línea con la evolución favorable en términos de bienestar ya descrita (La dimensión del acceso a recursos es la que muestra una mayor persistencia: más de la mitad de los niños se encontró en hogares con carencias de ingreso en los dos períodos. Al mismo tiempo, se trata de la dimensión que presenta un mejor desempeño en términos de salida de la pobreza, especialmente al considerar el ingreso, hecho que se vincula al punto de partida y a la superación de la crisis. Ello explica también que el ingreso sea la variable que presenta la menor tasa de transición hacia la pobreza en 2011. En el caso del índice de bienes durables, la privación es considerablemente menor. A su vez, según este indicador, aproximadamente el 19% de los hogares salió de la pobreza en 2011.

Gráfica 3 y Cuadros A.2.9 con intervalos de confianza). A la vez, la amplia mayoría de los niños se ubicó en la categoría *no pobres* en ambos períodos en términos de educación, hacinamiento, acceso a bienes durables y nutrición. Por las razones ya mencionadas, las mayores entradas a la pobreza en el último período se produjeron en la dimensión de la educación.

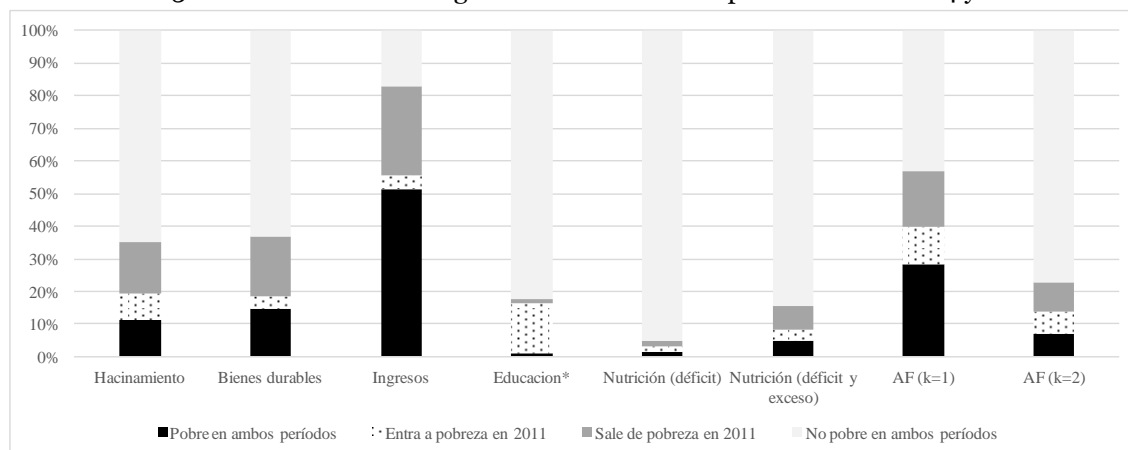
En términos de nutrición, la mayoría de los niños saludables en 2004 mantuvieron dicha condición en la tercera ola, aunque un grupo reducido transitó a presentar tanto bajo peso como, fundamentalmente, sobrepeso. Una alta proporción de quienes presentaban sobrepeso en el período inicial, se mantuvo en esa categoría.

Luego de educación y la salud, el hacinamiento es la variable que muestra menor proporción de hogares que se mantienen pobres en ambos períodos; el porcentaje de hogares que salen de la situación de privación es el doble del porcentaje de los que ingresan, lo que evidencia una mejora. Como ya se mencionó, esta evolución parece ligarse fuertemente a cambios en el tamaño de los hogares.

La dimensión del acceso a recursos es la que muestra una mayor persistencia: más de la mitad de los niños se encontró en hogares con carencias de ingreso en los dos períodos. Al mismo tiempo, se trata de la dimensión que presenta un mejor desempeño en términos de salida de la pobreza, especialmente al considerar el ingreso, hecho que se vincula al punto de partida y a la superación de la crisis. Ello explica también que el ingreso sea la variable que presenta la menor tasa de transición hacia la pobreza en 2011. En el caso del índice de bienes durables, la privación es

considerablemente menor. A su vez, según este indicador, aproximadamente el 19% de los hogares salió de la pobreza en 2011.

Gráfica 3 Transiciones de los hogares a la condición de pobreza entre 2004 y 2011



Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

Al considerar los índices de pobreza multidimensional para $k=1$, se observa que aproximadamente el 29% de los hogares se mantuvo en condiciones de privación en el período, cifra que cae abruptamente al aumentar los umbrales de exigencia. Se constata también que las salidas de la pobreza superan a las entradas, aunque la situación se revierte al aumentar el número de privaciones.¹⁷

Se buscó identificar los factores asociados a la salida de la pobreza de ingresos y multidimensional en los dos períodos considerados. Para ello, se realizaron estimaciones de probit ordenados donde la variable dependiente tomó el valor 0 si el niño no experimentó la condición de pobreza en ningún período; 1 si el niño experimentó la condición en un período; y 2 si el niño vivió en condición de pobreza en ambos períodos. Se consideraron el indicador de pobreza de ingresos y el multidimensional para valores de k iguales a 1, 2 y 3. Las variables asociadas incluidas se refirieron al primer período, a efectos de considerar las condiciones iniciales. Se incluyó el tamaño y tipo de hogar, ascendencia étnico racial, edad, nivel educativo y condición de actividad del jefe de hogar, región y tipo de hogar (Cuadro 18 para efectos marginales de la probabilidad de permanecer en pobreza y Cuadros A.11 y A.12 para restantes efectos marginales).

Si bien en términos generales, la mayoría de los determinantes que fueron significativos se mantuvieron en todas las especificaciones, sus magnitudes variaron considerablemente. En particular, para los valores 2 y 3 de k , los coeficientes caen sustancialmente debido a la baja incidencia de la pobreza multidimensional en estos casos.

Los resultados indican que la educación del jefe y su edad (excepto en este último caso para $k=3$) se asociaron negativamente a la probabilidad de que el hogar permaneciera en condiciones de pobreza para las distintas especificaciones, tanto para los indicadores de ingreso como para los multidimensionales. Los niveles educativos altos mostraron magnitudes de los coeficientes más elevados. Esto significa que los mayores niveles educativos habilitan al acceso a ingresos, pero también a los restantes indicadores de bienestar.

¹⁷ Para el caso de $k=3$ el 96% de los entrevistados no son pobres en ambos períodos y solo el 0,2% se mantiene pobre en este período. Adicionalmente el 1,1% sale de la pobreza en 2011, mientras el 2,7% entra en dicho año.

El tamaño del hogar presentó una asociación positiva con la probabilidad de que el hogar se mantenga en condición de pobreza, con coeficientes crecientes a medida que k aumenta. En relación al tipo de hogar en la ola 1, la categoría omitida fue el hogar biparental con hijos de ambos cónyuges. Los hogares monoparentales presentaron en todos los casos mayor probabilidad de mantenerse en condición de pobreza, con coeficientes elevados para la pobreza de ingresos y $k=1$. Mientras tanto, los extendidos presentan diferencias según el indicador de pobreza: para las privaciones de ingresos el coeficiente es negativo, deja de ser significativo para $k=1$ y se vuelve positivo para valores mayores de k . Esto podría dar cuenta de un mayor acceso a ingresos no traducido en mejoras en los restantes indicadores de bienestar.

La ascendencia étnico racial afro se asoció a la permanencia en la condición de pobreza multidimensional para $k=1$, pero no a la pobreza de ingresos.

La situación laboral del jefe de hogar en el período inicial (primera ola) se reflejó mediante un conjunto de variables binarias que indicaron si la persona estaba ocupada (omitida), desocupada, era jubilada o pensionista u otro inactivo. El hecho de ser jubilado o inactivo no presentó diferencias significativas con la situación de los hogares con jefe ocupado en el período inicial para la pobreza indicadores multidimensionales, mientras que el efecto fue positivo en el caso de la pobreza de ingresos. Los hogares con jefe desocupados en el primer período mostraron mayor probabilidad de mantenerse en condiciones de privación en todas las especificaciones, excepto para $k=3$.

Al considerar la variable región se observa que los hogares del interior presentaron mayor probabilidad de salir de la pobreza que los de Montevideo solo en el caso del ingreso. En la pobreza multidimensional exhiben el signo contrario para $k=1$. Esto puede asociarse a que las líneas de pobreza de ingresos no son nacionales, sino que están construidas en base a estratos de referencia para cada región. Indicaría también que las mayores salidas de la pobreza de ingresos los hogares del interior no les permitieron superar en términos de los restantes logros de bienestar de los de Montevideo.

Cuadro 21. Efectos marginales de la estimación de un modelo probit ordenado de la probabilidad de mantenerse en la condición de pobreza en los dos períodos, según indicador utilizado

| Variables | Pobreza de ingreso | Pobreza multidimensional | | |
|--|----------------------|--------------------------|---------------------|---------------------|
| | | k=1 | k=2 | k=3 |
| Edad del jefe de hogar | -0.006 (0.001)*** | -0.003 (0.001)*** | 0.000 (0.002)*** | 0.000 (0.000) |
| Personas en el hogar (log) | 0.405 (0.028)*** | 0.392 (0.025)*** | 0.017 (0.000)*** | 0.009 (0.004)*** |
| Tipo de hogar (omitida: biparental con hijo de ambos) | | | | |
| Biparental con al menos un hijo de uno de los cónyuges | 0.036 (0.030) | 0.089 (0.027)*** | 0.014 (0.005)*** | 0.002 (0.001) |
| Monoparental | 0.180 (0.029)*** | 0.168 (0.031)*** | 0.019 (0.000)*** | 0.009 (0.005)** |
| Extendido | -0.059 (0.026)** | -0.031 (0.022) | 0.008 (0.000)*** | 0.004 (0.005)** |
| Compuesto | 0.004 (0.072) | 0.072 (0.069) | 0.036 (0.666) | 0.02 (0.05) |
| Resto | 0.252 (0.122)*** | 0.013 (0.106) | 0.045 (0.601) | -0.002 (0.001)** |
| Ascendencia étnico racial del jefe de hogar (afro=1) | 0.036 (0.438) | 0.028 (0.011)*** | 0.012 (0.289) | 0.001 (0.059) |
| Dato faltante en ascendencia étnico racial | 0.150 (0.088)** | 0.225 (0.115)*** | 0.079 (0.152)* | 0.002 (0.001) |

| | | | | |
|---|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Región (interior=1) | -0.119 (0.018)*** | 0.041 (0.016)*** | 0.008 (0.502) | 0.000 (0.001) |
| Condición laboral del jefe (omitida: ocupado) | | | | |
| Desocupados | 0.175 (0.048)*** | 0.218 (0.037)*** | 0.015 (0.013)*** | 0.001 (0.002) |
| Jubilados y pensionistas | 0.105 (0.055)*** | 0.029 (0.055) | 0.022 (0.546) | -0.001 (0.002) |
| Otros inactivos | 0.181 (0.049)*** | 0.025 (0.042) | 0.014 (0.599) | 0.001 (0.001) |
| Nivel educativo del jefe de hogar (omitida: menos de 6 años) | | | | |
| Entre 7 y 9 años | -0.142 (0.022)*** | -0.139 (0.018)*** | 0.009 (0.000)*** | -0.005 (0.002)*** |
| Entre 10 y 12 años | -0.275 (0.022)*** | -0.225 (0.022)*** | 0.013 (0.000)*** | -0.007 (0.003)*** |
| Entre 12 y 15 años | -0.483 (0.051)*** | -0.379 (0.059)*** | 0.038 (0.000)*** | -0.029 (0.011)*** |
| Más de 16 años | -0.577 (0.041)*** | -0.462 (0.056)*** | 0.044 (0.000)*** | -0.029 (0.011)*** |
| Observaciones | 2056 | 2056 | 2056 | 2056 |

Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: elaborado en base a la ELBU.

Para finalizar, y en línea con los trabajos antecedentes (Jenkins y Schluter, 2003; Beccaria et al, 2013), se analizaron los cambios en los niveles de pobreza frente un conjunto de sucesos detonantes experimentados por cada hogar, que potencialmente pueden afectar la condición de pobreza multidimensional o de ingresos. No se trata de factores causales sino de asociaciones. Se consideraron los siguientes sucesos:

- cambios en la adscripción de los adultos del hogar al mercado de trabajo. Aquí se consideró si el número de ocupados en el hogar se modificó o si la madre del niño cambió su condición laboral
- aumentos en el ingreso per cápita del hogar. Se consideraron tres intervalos: aumentos del 10% o más; aumentos del 20% o más; aumentos del 50% o más.
- modificaciones en la estructura del hogar. Se analizaron las transiciones desde hogar monoparental a otras estructuras y desde todos los tipos de hogar a monoparental y biparental con hijos de algún o de ambos miembros de la pareja.
- Acceso a transferencias monetarias. Aquí se en particular se observa el acceso al programa Asignaciones Familiares (AFAM), dado que el mismo está destinado a hogares con menores de 18. El programa se expandió fuertemente en 2008.¹⁸

En el Cuadro 22 se presenta la distribución de hogares según condición de pobreza hogares antes y después de estos sucesos, así como proporción de hogares no pobres en cada período. Las estimaciones para la pobreza de ingresos y para los indicadores H y M_0 con $k=1$ de la pobreza multidimensional, en tanto los resultados para los restantes valores de k se pueden consultar en el Cuadro A.12 del Anexo.

Se evidencia que, al comparar la pobreza de ingresos y la pobreza multidimensional, existen diferencias importantes en las magnitudes de los cambios, más grandes cuando se considera exclusivamente el ingreso como privación. Con este último criterio, los detonantes más importantes para salir de la pobreza se asocian a la entrada al mercado de trabajo y los incrementos en los ingresos per cápita. Los cambios en la configuración del hogar, ya sea porque el hogar dejó de ser monoparental en el período en cuestión o porque desde otra estructura se

¹⁸ Pueden consultarse detalles sobre las características del programa en PNUD (2008).

reconfiguró hacia un hogar biparental y el acceso a prestaciones de AFAM se asocian a variaciones más moderadas. Estos resultados se encuentran en línea con los hallazgos mostrados en la literatura revisada. No obstante, todos los sucesos considerados se asocian a caídas en las tasas de pobreza, probablemente por la fuerte reducción que en términos generales se produce a lo largo de este período. Por ejemplo, hogares donde el número de ocupados se reduce también mejoran su situación, probablemente como consecuencia de un incremento en los ingresos de quienes se mantienen ocupados o por la percepción de otras fuentes de ingresos como las jubilaciones o las Asignaciones Familiares.

El estudio de sucesos detonantes de la pobreza multidimensional constituye una novedad en la literatura, pues no se han encontrado estudios que analicen este fenómeno. En términos generales, los cambios considerados se asocian débilmente con cambios en la proporción de hogares que enfrentan privaciones. Los resultados son marcadamente diferentes de los ya comentados para la pobreza de ingresos. Como ya fue mencionado las magnitudes son más reducidas, y no existe un suceso que sobresalga sobre el resto. A modo de ejemplo el incremento de un 50% los ingresos per cápita del hogar (en términos reales), que constituye el episodio que produce mayores incrementos de la población no pobre, genera un incremento de este guarismo superiores al 350% cuando se considera la pobreza de ingresos, mientras en la pobreza multidimensional apenas alcanza al 27% considerando el parámetro H (y solo un 5% para el M_0). Por otro lado, mejoras en el mercado laboral (ya sea por el número de ocupados o porque la madre del niño consiguió empleo) se asocian a incrementos de la proporción de hogares no pobres de ingresos en más del 200%, mientras con la pobreza multidimensional dicho incremento es de apenas el 10% (menos de 1% para el M_0 cuando la adscripción al mercado de trabajo aumenta).

Cuadro 22. Sucesos detonantes para el cambio en la condición de pobreza de ingresos y multidimensional

| | N° de ocupados en el hogar† | | | Empleo de la madre | | Ingreso per cápita del hogar (en términos constantes) | | | Hogar deja de ser monopar. | Otro tipo de hogar pasa a ser | | AFAM | | |
|---|-----------------------------|-------|-------|--------------------|-----------|---|-----------------|-----------------|----------------------------|-------------------------------|-----------|-----------------|----------------|----------------|
| | Sube | Baja | Igual | Lo pierde | Encuentra | Aumento del 10% | Aumento del 20% | Aumento del 50% | | monopar. | biparent. | Acceso en ola 3 | Cobra en ola 1 | Cobra en ola 3 |
| % | 0.336 | 0.108 | 0.556 | 0.126 | 0.188 | 0.786 | 0.748 | 0.609 | 0.038 | 0.120 | 0.102 | 0.195 | 0.640 | 0.671 |
| (a) Pobreza de ingresos | | | | | | | | | | | | | | |
| Se mantiene pobre | 0.608 | 0.590 | 0.447 | 0.604 | 0.662 | 0.493 | 0.485 | 0.483 | 0.610 | 0.627 | 0.524 | 0.713 | 0.530 | 0.621 |
| Sale de pobreza | 0.283 | 0.177 | 0.285 | 0.188 | 0.244 | 0.341 | 0.354 | 0.404 | 0.259 | 0.132 | 0.333 | 0.158 | 0.295 | 0.246 |
| Entra en pobreza | 0.024 | 0.108 | 0.039 | 0.085 | 0.020 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.029 | 0.065 | 0.038 | 0.045 | 0.040 | 0.040 |
| Nunca fue pobre | 0.085 | 0.126 | 0.230 | 0.123 | 0.074 | 0.166 | 0.160 | 0.113 | 0.102 | 0.176 | 0.105 | 0.083 | 0.135 | 0.092 |
| No pobre | | | | | | | | | | | | | | |
| t | 0.109 | 0.234 | 0.269 | 0.208 | 0.094 | 0.166 | 0.160 | 0.113 | 0.131 | 0.241 | 0.143 | 0.128 | 0.175 | 0.133 |
| t+1 | 0.368 | 0.303 | 0.514 | 0.311 | 0.318 | 0.507 | 0.515 | 0.517 | 0.361 | 0.308 | 0.438 | 0.241 | 0.430 | 0.338 |
| Var. % | 237% | 30% | 91% | 49% | 236% | 205% | 221% | 357% | 175% | 28% | 207% | 88% | 145% | 155% |
| (b) Pobreza multidimensional (k=1) | | | | | | | | | | | | | | |
| H | | | | | | | | | | | | | | |
| Se mantiene pobre | 0.370 | 0.273 | 0.237 | 0.308 | 0.336 | 0.301 | 0.302 | 0.319 | 0.393 | 0.387 | 0.253 | 0.452 | 0.288 | 0.369 |
| Sale de pobreza | 0.166 | 0.192 | 0.174 | 0.195 | 0.172 | 0.179 | 0.182 | 0.207 | 0.142 | 0.140 | 0.164 | 0.141 | 0.197 | 0.192 |
| Entra en pobreza | 0.122 | 0.161 | 0.095 | 0.143 | 0.116 | 0.093 | 0.092 | 0.080 | 0.069 | 0.109 | 0.139 | 0.125 | 0.118 | 0.127 |
| Nunca fue pobre | 0.342 | 0.374 | 0.494 | 0.354 | 0.375 | 0.427 | 0.424 | 0.394 | 0.396 | 0.364 | 0.444 | 0.282 | 0.397 | 0.313 |
| No pobre | | | | | | | | | | | | | | |
| t | 0.464 | 0.535 | 0.588 | 0.497 | 0.492 | 0.520 | 0.516 | 0.474 | 0.464 | 0.473 | 0.583 | 0.408 | 0.515 | 0.440 |
| t+1 | 0.508 | 0.566 | 0.668 | 0.549 | 0.547 | 0.606 | 0.607 | 0.601 | 0.538 | 0.504 | 0.608 | 0.423 | 0.594 | 0.504 |
| Var. % | 10% | 6% | 13% | 11% | 11% | 16% | 18% | 27% | 16% | 7% | 4% | 4% | 15% | 15% |
| Mo | | | | | | | | | | | | | | |
| No pobre | | | | | | | | | | | | | | |
| t | 0.791 | 0.830 | 0.847 | 0.808 | 0.810 | 0.815 | 0.813 | 0.797 | 0.783 | 0.801 | 0.839 | 0.759 | 0.821 | 0.807 |
| t+1 | 0.798 | 0.804 | 0.869 | 0.793 | 0.813 | 0.840 | 0.841 | 0.839 | 0.784 | 0.803 | 0.832 | 0.747 | 0.840 | 0.796 |
| Var. % | 0.8% | -3.2% | 2.6% | -1.8% | 0.4% | 3.1% | 3.4% | 5.3% | 0.0% | 0.2% | -0.7% | -1.6% | 2.3% | -1.4% |

†Personas integrantes que están en las dos olas

6. Comentarios finales

Este trabajo se ocupó de mostrar las privaciones que enfrentan los niños que concurrían a primer año de educación pública en 2004 en Uruguay, siguiendo sus trayectorias en dos oportunidades a lo largo de ocho años. Ello implicó abarcar todo su ciclo escolar y, en la mayor parte de los casos, su transición a la enseñanza media. Se trata de niños que nacieron en el entorno de 1998 y que vivieron la recesión y posterior crisis de la economía uruguaya siendo muy pequeños. El lapso estudiado constituyó un período de singular crecimiento económico en el país, combinado con la expansión de un amplio conjunto de reformas orientadas a mejorar las condiciones de vida de los sectores más vulnerables y a reducir la desigualdad. Sin realizar afirmaciones causales sobre el rol de dichas reformas, el estudio contribuye a apreciar cómo se reflejan algunos de estos cambios en el bienestar de los niños, y luego en los primeros años de la adolescencia.

Las dimensiones de análisis abordadas –educación, situación nutricional, hacinamiento y acceso a recursos– mostraron evoluciones dispares. Asociado al incremento del empleo, los salarios y la expansión de las transferencias, la pobreza de ingresos se redujo considerablemente, aun cuando sigue alcanzando a más de la mitad de los hogares incluidos en el estudio. Asimismo, el acceso a bienes durables, determinado en parte por el ingreso, así como por sus precios y pautas de consumo imperantes, se generalizó, reduciendo considerablemente la proporción de hogares con carencias en este aspecto. El hacinamiento se redujo ligeramente, posiblemente debido a cambios en la conformación de los hogares. Los indicadores de acceso a conocimientos en términos de hogares aumentaron, debido a la acumulación de más años de educación por parte de los adultos de los hogares y de los adolescentes que pasaron a ser adultos. Sin embargo, entre los niños estudiados, la asistencia al sistema educativo experimentó un empeoramiento, con aproximadamente un 20% de adolescentes que no concurría al ciclo medio en la tercera ola. De esta forma, la mejora en el acceso a recursos coexistió con el empeoramiento en términos educativos para el grupo de niños estudiados.

Los indicadores nutricionales indican un leve aumento del déficit de masa corporal, el sobrepeso y la obesidad. Este resultado deberá ser cotejado en futuras olas, dado que la etapa en la que se encontraban los adolescentes se asocia a fuertes divergencias en el crecimiento.

La consideración de los índices multidimensionales de pobreza y desigualdad permitió observar cómo se conjugan las distintas privaciones dentro de los hogares, observándose mejoras en ambos grupos de indicadores. No obstante, los avances son notoriamente más lentos en los indicadores multidimensionales que en los relativos al ingreso. La desigualdad multidimensional muestra una fuerte persistencia, particularmente en los estratos muy bajos y muy altos. La educación constituye la dimensión que presenta mayor inercia. Mientras tanto, la mayor movilidad se verifica en el caso de los ingresos, por lo que los indicadores monetarios subestimarían los niveles de rigidez en el período considerado.

Se observó que algo menos de la mitad de los hogares ha experimentado privaciones a lo largo del período y que la incidencia de la pobreza multidimensional cae fuertemente cuando aumenta k . Esto significa que existen grupos concentrados de hogares que experimentan varias privaciones a la vez. Sin embargo, no se encontraron casos que experimentaran las cinco privaciones al mismo tiempo posiblemente debido al bajo número de niños en condiciones de déficit de masa corporal. Mientras tanto, el número de privaciones promedio, medido a través del parámetro A , no enfrentó variaciones significativas en el período. Esto significa que la intensidad de la pobreza sería similar en los dos períodos para quienes experimentaron esta condición.

Las aperturas por sexo y ascendencia étnico racial del jefe, mostraron fuertes disparidades en términos de las diversas dimensiones del bienestar y de los índices agregados. Particularmente,

los niños en hogares con jefatura afro descendiente son los que experimentan mayores privaciones: sus niveles de pobreza de ingresos y multidimensional duplican al resto de los hogares. Este resultado se encuentra en línea con Burton y Phipps (2008), quienes observan que pueden coexistir caídas de la desigualdad con el mantenimiento, o incluso incrementos, de las disparidades horizontales.

El estudio también puso de manifiesto que aproximadamente un 28% de los niños se mantuvo en pobreza multidimensional en los dos períodos (con $k=1$), mientras un 50% lo hizo en términos de ingresos. Quienes pudieron superar la condición de pobreza (de ingresos o multidimensional), fueron los hogares con jefes no afrodescendientes, mayores niveles educativos y menor número de integrantes. Esto indica que los niños y los hogares que se mantienen en condiciones de privación cuentan con menores recursos que el resto para poder superar esta condición. Ello podría indicar la relevancia de tratar a estos niños con un conjunto de políticas que ataque a las múltiples dimensiones de la pobreza. A la vez, quienes entran en la pobreza multidimensional en el segundo periodo lo hacen, en buena medida, como consecuencia del empeoramiento de sus desempeños educativos. El rasgo estructural de esta privación probablemente haga irreversible el cambio de esta condición, a diferencia de lo que ocurre con las privaciones en el acceso a recursos.

La consideración de sucesos detonantes de la condición de pobreza vinculados a cambios en la adscripción al mercado laboral, los niveles de ingreso, el acceso a prestaciones sociales y la composición familiar mostraron notorias diferencias entre los indicadores de privación considerados. En primer lugar, se encontró una asociación directa con la pobreza de ingresos. En este caso, los dos primeros factores constituyeron los de mayor relevancia. A la vez, las variaciones de los indicadores multidimensionales frente a los sucesos detonantes fueron muy leves. Dado que las principales intervenciones en Uruguay en el período se orientaron a regular el mercado de trabajo y aumentar los ingresos de los hogares vía la expansión de las transferencias no contributivas, los resultados consistentes con la mayor caída de la pobreza y desigualdad de ingresos con respecto a los indicadores multidimensionales. Queda pendiente identificar en futuras investigaciones los sucesos detonantes que podrían producir mayores variaciones en los indicadores multidimensionales. Ello es particularmente relevante, dado que, no hemos identificado hasta el momento estudios que realicen un análisis como el que aquí se presenta para el caso multidimensional.

Por último, cabe destacar que las divergencias de trayectorias, por dimensión, encontradas están en línea con los hallazgos de Escobal (2012) y Roelen (2014), respecto a la relevancia que cobran las distintas dimensiones a lo largo del ciclo de vida con dos derivaciones importantes. Por un lado, ponen de relieve la discusión sobre la pertinencia de considerar las trayectorias por dimensión junto con los indicadores multidimensionales, y por el otro, hacen notar las dificultades en la selección de indicadores para realizar comparaciones longitudinales durante la niñez y la adolescencia.

7. Bibliografía

- Administrative Committee on Coordination (ACC)/Sub-Committee on Nutrition (SCN) (2000). *Fourth Report on the World Nutrition Situation*, Génova, WHO
- Alkire S. (2002). "Dimensions of Human Development", *World Development*, 30: 191-205.
- Alkire S. y Foster J. (2007). "Counting and Multidimensional Poverty Measurement. OPHI Working Paper 7". *OPHI Working Paper Series*. Universidad de Oxford

- Alkire S. y Santos M.E. (2010) "Acute Multidimensional Poverty: A New Index for Developing Countries". *Human Development Research Papers*, PNUD
- Alves G. y Zerpa M. (2011). "Pobreza en la adolescencia en áreas rurales y urbanas en Uruguay". *Documento de trabajo 04/11. Instituto de Economía. Universidad de la República*
- Amarante V., Arim R. y Vigorito A. (2012) "Multidimensional poverty among children in Uruguay", *Research on Economic Inequality*, v.: 18.
- Amarante V., Arim R. y Vigorito A. (2012) "Multidimensional poverty among children in Uruguay", *Research on Economic Inequality*, v.: 18.
- Amarante V., Arim R., Aldabe I., Severi C. y Vigorito A. (2007). *El estado nutricional de los niños y las políticas alimentarias*. Montevideo: PNUD-UDELAR.
- Antía F., Castillo M., Midaglia C. y Sanguinetti M. (2012). *Distribución de vulnerabilidades y estrategias públicas de protección social*. Montevideo: Departamento de Ciencia Política, Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR. Convenio MIDES/Dirección Nacional de Política Social - UDELAR/ICP.
- Apablaza, M., y Yalonetzky, G. (2011). Measuring the dynamics of multiple deprivations among children: the cases of Andhra Pradesh, Ethiopia, Peru and Vietnam. *Young Lives Research in Progress, Oxford: University of Oxford*.
- Araar A. (2009). "The Hybrid Multidimensional Index of Inequality" *Cahiers de recherche 0945, CIRPEE*
- Arim, R. y Vigorito, A. (2006). "Un análisis multidimensional de la pobreza en Uruguay. 1991-2005". *Documento de trabajo 10/06. Instituto de Economía. Universidad de la República*
- Aristimuño, A., De Armas, G. 2012. *La transformación de la educación media en perspectiva comparada. Tendencias y experiencias innovadoras para el debate en Uruguay*. UNICEF Uruguay.
- Atkinson A. (2003) "Multidimensional Deprivation: Contrasting Social Welfare and Counting Approaches", *Journal of Economic Inequality* (1):51-65.
- Banco Mundial (2007). "Uruguay: equidad y calidad de la educación básica". Informe N° 38082, Banco Mundial.
- Bane, M. J., y Ellwood, D. T. (1983). Slipping into and out of poverty: The dynamics of spells. NBER.
- Battiston D., Cruces G., Lopez Calva L., Lugo M., y Santos M.E (2009). "Income and Beyond: Multidimensional Poverty in Six Latin American Countries" [*Social Indicators Research* 112\(2\):291-314](#)
- Beccaria, L., Esquivel, V., y Maurizio, R. (2007). Crisis y recuperación. Efectos sobre el mercado de trabajo y la distribución del ingreso. *Argentina: Universidad Nacional de General Sarmiento*. Whelan, C. T., y Maître, B. (2005). Economic vulnerability, multidimensional deprivation and social cohesion in an enlarged European community. *International Journal of Comparative Sociology*, 46(3), 215-239.
- Beccaria, L., Maurizio, R., Fernández, A. L., Monsalvo, P. y Álvarez, M. (2013). Urban poverty and labor market dynamics in five Latin American countries: 2003–2008. *The Journal of Economic Inequality*, 11(4), pp. 555-580.
- Behrman J. y Wolfe B. (1987). "Investments in Schooling in Two Generations in Pre-Revolutionary Nicaragua: The Roles of Family Background and School Supply", en *Journal of Development Economics*, 27(1-2): 395-420.

- Behrman J., Hoddinott J., Maluccio J. and Martorell R. (2009). *Brains versus Brawn: Labor Market Returns to Intellectual and Health Human Capital in a Poor Developing Country*, Middlebury College Working Paper Series 0907, Middlebury College, Department of Economics.
- Bérgolo M., Leites M. y Salas G. (2006). *Privaciones nutricionales: su vínculo con a pobreza y el ingreso monetario*. DT 03/06. Montevideo: Instituto de Economía, Serie Documentos de Trabajo.
- Biggeri M., Libanora R., Mariani S. and Menchini L. (2006). "Children conceptualizing their capabilities: results of a survey conducted during the first Children's World Congress on Child Labour". *Journal of Human Development and Capabilities*, 7:1, 59-83
- Boado M. y Fernández T (2010) *Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes uruguayos El panel PISA 2003-2007*. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales
- Borras V. (2015). La multidimensionalidad de la pobreza en el Uruguay: ¿cómo afecta a los habitantes de distintos territorios? Análisis del período 2006-2013 https://www.colibri.udelar.edu.uy/bitstream/123456789/7678/1/TMS_BorrasVictor.pdf (último acceso: 26 de diciembre de 2016)
- Borras V., Capel, Colombo K., González F., Messina P., Tenenbaum V. y Zacheo L. (2012). *Avances para la medición multidimensional de la pobreza en Uruguay desde un enfoque de derechos*. Trabajo presentado en las XI Jornadas de Investigación Científica de la Facultad de Ciencias Sociales, Udelar. Dirección Nacional de Evaluación y Monitoreo, Ministerio de Desarrollo Social.
- Bourguignon F. (1999). "Comment to 'Multidimensional Approaches to Welfare Analysis' por E. Maasoumi", en *Handbook of income inequality measurement*. (Ed. J. Silber). Boston, Dordrecht and London: Kluwer Academic, pp. 477-484.
- Bourguignon, F., y Chakravarty S. R. (2003), "The measurement of multidimensional poverty", *Journal of Economic Inequality*, 1 (1): 25-49.
- Bove, I. y Cerruti, F (2011). *Encuesta Nacional sobre estado nutricional, prácticas de alimentación y anemia*. MSP – MIDES – RUANDI – UNICEF. Montevideo. Uruguay. Disponible en: http://www.unicef.org/uruguay/spanish/Documento_resumen_ENCUESTA_NACIONAL SOBRE LACTANCIA.pdf
- Bradbury, B., Jenkins, S. P., y Micklewright, J. (Eds.). (2001). *The dynamics of child poverty in industrialised countries*. Cambridge University Press.
- Brandolini A. (2008). "On applying synthetic indices of multidimensional well-being: health and income inequalities in selected EU countries," *Temì di discussione (Economic working papers)* 668. Banco de Italia
- Burdín, G., De Rosa, M., y Vigorito, A. (2015). *Sectores de altos ingresos en Uruguay: participación relativa y patrones de movilidad en el período 2009-2012* Documento de Trabajo 03/15. Instituto de Economía.
- Burton, P., y Phipps, S. (2009). The Prince and the Pauper: Movement of Children Up and Down the Canadian Income Distribution, 1994-2004. *Canadian Labour Market and Skills Researcher Network, Working Paper*, (31).
- Cabella W., Nathan M. y Tenenbaum M. (2013). *La población afro-uruguaya en el Censo 2011. Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad en Uruguay*. Fascículo 2. INE-UDELAR-MIDES-UNFPA-OPP. Editorial Trilce. Montevideo.

- Calvo J., Borrás V., Cabella W., Carrasco P., De los Campos H., Koolhaas M., Macadar D., Nathan M., Nuñez S., Pardo I., Tenenbaum M., y Varela C. (2013). *Las Necesidades Básicas Insatisfechas a partir de los Censos 2011*. Atlas Sociodemográfico y de la Desigualdad en Uruguay. Fascículo 1. INE-UDELAR-MIDES-UNFPA-OPP. Editorial Trilce. Montevideo.
- Cappellari, L., & Jenkins, S. P. (2004). Modelling low income transitions. *Journal of applied econometrics*, 19(5), pp. 593-610.
- Cheli B. y Lemmi A. (2005). "The fuzzy approach to multidimensional poverty. The case of Italy in the 90s." Artículo presentado en la conferencia *The Many Dimensions of Poverty*. Centre for Poverty Analysis. Brazilia.
- Chiappero Martinetti E. (2000) "A multi-dimensional assessment of well-being based on Sen's functioning theory". *Rivista Internazionale di Scienze Sociali* CVIII: 207-231.
- Colacce M. y Tenenbaum V. (2016). Pobreza y privaciones múltiples en la infancia en Uruguay. CEPAL-UNICEF. Montevideo.
- Colafranceschi M. Failache E. y Vígorigo A. (2013). "Desigualdad multidimensional y dinámica de la pobreza en Uruguay en los años recientes". *Cuadernos sobre Desarrollo Humano*, 2. PNUD
- Colafranceschi M., Sanguinetti M. y Peyrou M. (2009). *Pobreza multidimensional en Uruguay: una aplicación de técnicas multivariadas*. Monografía para la obtención de la Licenciatura en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UdelaR.
- Conti G. y J. Heckman. (2012). *The Developmental Approach to Child and Adult Health*, NBER Working Papers 18664, National Bureau of Economic Research.
- Di Tomasso M. L. (2006). "Measuring the well being of children using a capability approach. An application to Indian data". *CHILD Working Paper 6/2006*
- Duclos J., Sahn D. y Younger S. (2006) "Robust Multidimensional Poverty Comparisons," *Economic Journal*, Royal Economic Society, 116(514):943-968
- Duncan, G. J., y Rodgers, W. (1991). Has children's poverty become more persistent? *American Sociological Review*, pp. 538-550.
- Escobal, J. (2012). *Pobreza multidimensional y desigualdad de oportunidades en el Perú: tomando ventaja de la dimensión longitudinal de Niños del Milenio*, (No. Niñosm 79). Niños del Milenio (*Young Lives*).
- Feres J. y Mancero X. (2001) "Enfoques para la medición de la pobreza. Breve revisión de la literatura". *Serie de Estudios Estadísticos y Prospectivos*, 04, CEPAL
- Ferreira F., y Lugo A.M. (2012). "Multidimensional poverty analysis: Looking for a middle ground", Banco Mundial Policy Research Working Paper, WPS 5964.
- Ferrer-i-Carbonell A. y Van Praag B. (2008) "Happiness quantified: a satisfaction calculus approach". Oxford University Press, Oxford
- Filgueira F. y Kaztman R. (1999). *Panorama Social de la Infancia*. IPES-UNICEF. Montevideo.
- Foster J., Greer. J., y Thorbecke E. (1984), "A class of decomposable poverty measures". *Econometrica*, 52:761-766.
- Furtado M. (2003). "Trayectoria educativa de los jóvenes: el problema de la deserción". *Serie Aportes TEMS. Cuaderno Nro. 22*
- Gasparini, L. y N. Lustig (2011) *The rise and fall of income inequality in Latin America*. En Handbook of Latin American Economics, Chapter 28. Oxford University Press.

- Glewwe P. (1999). "Why does Mother's Schooling Raises Child Health in Developing Countries? Evidence from Morocco" *The Journal of Economic Resources*, 34(1):124-159
- Glewwe P. (2005) "The impact of child health and nutrition on education in developing countries: Theory, econometrics issues, and recent empirical evidence", *Food and Nutrition Bulletin* 26(2):235-250
- Goodman R. (1997) "The Strengths and Difficulties Questionnaire: A Research Note", *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38:581-586
- Gradín, C., Del Río, C., y Cantó, O. (2012). Measuring poverty accounting for time. *Review of Income and Wealth*, 58(2), pp. 330-354.
- Günther, I., y Klasen, S. (2007). Measuring chronic non-income poverty. *Chronic Poverty Research Centre Working Paper*, (79).
- Heckman J. (2008). "Schools, Skills, and Synapses". *Economic Inquiry* 46(3):289-324
- Jackson A. (2000). All that glitters. *Br. Nutr. Foundation Nutr Bull.* (25):11-24
- Jenkins, S. P., y Schluter, C. (2003). Why are child poverty rates higher in Britain than in Germany? A longitudinal perspective. *Journal of Human Resources*, 38(2), pp. 441-465.
- JND-MIDES-MSP –OPS. (2012). *II Encuesta Nacional de Salud Adolescente*
- Lavalleja M., Mathieu G. y Messina P. (2012). Evaluación de los mecanismos de selección de beneficiarios de Asignaciones Familiares-Plan de Equidad. Monografía para la obtención de la licenciatura en Economía. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad de la República
- Llambí, C.; Perera, M.; Messina, P. (2009). "Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos". En: Fondo Concursable Carlos Filgueira – INFAMILIA MIDES (Org.). *Infancia, adolescencia y políticas sociales*. Montevideo
- Lugo A.M. (2005). *Comparing Multidimensional Indices of Inequality: Methods and Application*, ECINEQ Working Paper 2005-04.
- Maasoumi, E. (1986), "The Measurement and Decomposition of Multi-dimensional Inequality", *Econometrica*, 54 (4): 991-997.
- Machado, A. F., y Ribas, R. P. (2010). Do changes in the labour market take families out of poverty? Determinants of exiting poverty in Brazilian Metropolitan Regions. *The journal of development studies*, 46(9), 1503-1522.
- Moratorio X., Severi C., Berri G. (2012) *Sistema de monitoreo nutricional en base a la información del Sistema Informático Perinatal*. SIPNUT, FAO/ MSP
- MSP. (2009). *Primera encuesta nacional de factores de riesgo de enfermedades crónicas de enfermedades no transmisibles*
- Nathan M. y Zerpa M. (2011). *La pobreza multimensional en los niños en Montevideo y el área metropolitana*. Convenio UDELAR-UNICEF-mimeo Nussbaum, M. C. 2001. *Women and human development: The capabilities approach*. Cambridge Univ Press
- Neilson, C., Contreras, D., Cooper, R., y Hermann, J. (2008). The dynamics of poverty in Chile. *Journal of Latin American Studies*, 40(02), pp. 251-273.
- OCDE (2011). *A Better life index*. Disponible en : www.oecdbetterlifeindex.org/
- Osmond C, Kajantie E, Forsén T, Ericsson J, Barrer D. (2007). "Infant growth and stroke in adult life. The Helsinki birth cohort". *Stroke* (38): 264-70

- PNUD (2005). *Informe de Desarrollo Humano. Uruguay*. Montevideo: PNUD.
- PNUD (2008). *Política, políticas y desarrollo Humano en Uruguay*. Informe Nacional, PNUD. Montevideo
- Ravallion M. (2011). "On multidimensional indices of poverty", *Journal of Economic Inequality*, vol.9 (2), pp. 235-248.
- Robeyns I. (2005). "Selecting capabilities for quality of life measurement", *Social Indicators Research*, 74, pp. 191-215.
- Roelen, K. (2014). Multidimensional child poverty in Vietnam from a longitudinal perspective—improved lives or impoverished conditions? *Child Indicators Research*, 7(3), pp.487-516.
- Sen A.K. (1992). *Inequality Reexamined*. Cambridge: Cambridge University Press.
- _____. (1993). "Capability and well-being". En M. Nussbaum and A. K. Sen (eds.), *The Quality of Life*, Clarendon Press, Oxford
- _____. (1999). "Beyond the Crisis: Development Strategies in Asia," *Sustainable Development and Human Security: Second Intellectual Dialogue on Building Asia's Tomorrow*. En Pamela J. Noda (ed.), Tokyo: Japan Center for International Exchange, pp. 15-37. Disponible en: http://www.jcie.org/researchpdfs/SustDev/dialogue2_sen.pdf.
- Smith, H (2000). Explaining Child Malnutrition in Developing Countries: A Cross-Country Analysis. Research Report 111. Washington, DC: International Food Policy Research Institute.
- Stiglitz J., Sen. A. y Fitoussi J.P. (2009). *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*. Disponible en: http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/documents/rapport_anglais.pdf
- Toczydlowska, E., Chzhen, Y., Bruckauf, Z., y Handa, S. (2016, June). Income Inequality among Children in Europe 2008–2013. n 2016 APPAM International Conference. Appam
- Tran, V. Q., Alkire, S., y Klasen, S. (2015). Static and Dynamic Disparities between Monetary and Multidimensional Poverty Measurement: Evidence from Vietnam. *Measurement of Poverty, Deprivation, and Economic Mobility (Research on Economic Inequality, Volume 23)* Emerald Group Publishing Limited, 23, 249-281.
- Tsui, K. (1999). "Multidimensional Inequality and Multidimensional Generalized Entropy Measures: An Axiomatic Derivation", *Social Choice and Welfare*, 16 (1), pp. 145-157.
- Uauy, R, Carmuega, E, Barker, D. (2009). *Impacto del crecimiento y desarrollo temprano sobre la salud y el bienestar de la población*. Instituto Danone del Cono Sur, Buenos Aires
- Yaqub, S. (2002). *Child Nutrition, Child Health and School Enrolment. A Longitudinal Analysis*. Working Paper 189. Banco Mundial.

Anexo 1. Comparación con las Encuestas Continuas de Hogares del INE

Para analizar la precisión de la captación por parte de la ELBU de las principales variables socioeconómicas, se realizó una comparación con la ECH (Cuadro A.1.1). Con ese fin, en la ECH 2004 se restringió la población de análisis a los hogares con niños que asistían a primer año de escuela pública, y en la ECH 2011 se consideró únicamente a los hogares que tuvieran integrantes de 13 o 14 años que hubiesen asistido o estuvieran asistiendo a la escuela pública. Cabe destacar que la información es aproximativa pues la pregunta retrospectiva refiere a si al centro educativo al que concurrieron en primaria era público o privado, no distinguiendo años dentro del nivel. En ambas encuestas se consideraron únicamente las capitales departamentales.

Como se observa en el cuadro, en la comparación entre ambas encuestas para ambos años los resultados difieren según la variable que sea considerada. En el 2004, la pobreza en los indicadores de hacinamiento, clima educativo y bien durable heladera son mayores para la ELBU que en la ECH. Por otro lado, para el bien durable calefón, microondas, cable, computadora, conexión a internet y auto, la pobreza es más alta para la ELBU aunque en muchos casos con valores muy similares. Mientras tanto, en el caso de pobreza monetaria y en el bien durable lavarropas y lavavajillas las diferencias no son estadísticamente significativas. Para el año 2011 se observa una mayor incidencia de la pobreza de hacinamiento, clima educativo considerando el umbral de 6 años de educación, bien durable computadora, y pobreza monetaria en la ELBU que en la ECH. En el caso de clima educativo con umbral de 9 años, heladera, lavarropa y lavavajilla no hay diferencias significativas. Para los indicadores de calefón, cable, conexión a internet y auto, la pobreza es mayor en la ECH que en la ELBU.

En el caso de la pobreza monetaria sin seguro de salud, se observa una diferencia importante entre ambas fuentes. Dicha diferencia puede deberse a la mayor cantidad de preguntas realizadas en la ECH, lo cual permite una mejor captación de los ingresos, en particular los ingresos en especie o vinculados a transferencias.

Cuadro A.1.1 Comparación entre indicadores obtenidos en base a ECH y ELBU

| Dimensiones | ECH | | | | ELBU | | | |
|--------------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 2004 | | 2011 | | 2004 | | 2011 | |
| Hacinamiento | 22.8 | | 15 | | 30 | | 22 | |
| | 22.3 | 23.4 | 14.7 | 15.4 | 29.5 | 30.5 | 21.5 | 22.4 |
| Clima educativo | 10 | | 10.1 | | 21.9 | | 13.8 | |
| | 9.6 | 10.4 | 9.8 | 10.3 | 21.5 | 22.3 | 13.4 | 14.1 |
| Clima educativo* | 58.7 | | 55.3 | | 65.7 | | 54.5 | |
| | 58.1 | 59.4 | 54.8 | 55.8 | 65.2 | 66.2 | 54 | 55 |
| Bienes durables: Calefón | 42.9 | | 31.6 | | 27.4 | | 24.2 | |
| | 42.2 | 43.6 | 31.2 | 32.1 | 26.9 | 27.8 | 23.8 | 24.6 |
| Bienes durables: Microondas | 77.3 | | 51.8 | | 75.2 | | 48.4 | |
| | 76.8 | 77.9 | 51.3 | 52.3 | 74.7 | 75.6 | 47.9 | 48.9 |
| Bienes durables: Heladera | 7.7 | | 3.4 | | 9.7 | | 3.4 | |
| | 7.3 | 8 | 3.3 | 3.6 | 9.4 | 10 | 3.2 | 3.5 |
| Bienes durables: Lavarropa | 44.5 | | 27.4 | | 45.6 | | 27 | |
| | 43.8 | 45.2 | 26.9 | 27.8 | 45.1 | 46.1 | 26.6 | 27.5 |
| Bienes durables: Lavavajilla | 97.9 | | 97.6 | | 97.8 | | 97.6 | |
| | 97.7 | 98.1 | 97.4 | 97.7 | 97.7 | 98 | 97.4 | 97.7 |
| Bienes durables: Cable | 76 | | 54.4 | | 64.3 | | 45.4 | |
| | 75.5 | 76.6 | 54 | 54.9 | 63.8 | 64.8 | 44.9 | 45.9 |
| Bienes durables: Computadora | 89.8 | | 40.7 | | 87 | | 47.3 | |
| | 89.4 | 90.2 | 40.3 | 41.2 | 86.6 | 87.3 | 46.8 | 47.8 |
| Bienes durables: Conexión a Internet | 94.4 | | 55.4 | | 92.2 | | 53.5 | |
| | 94.1 | 94.7 | 54.9 | 55.9 | 91.9 | 92.5 | 53 | 54 |
| Bienes durables: Auto | 85.4 | | 77.1 | | 79.7 | | 73.6 | |
| | 84.9 | 85.9 | 76.8 | 77.5 | 79.3 | 80.1 | 73.2 | 74.1 |
| Pobreza sin FONASA** | 79.9 | | 43.6 | | 80.8 | | 60.8 | |
| | 79.3 | 80.4 | 43.2 | 44.1 | 80.4 | 81.2 | 60.3 | 61.3 |

* Considerando el umbral más estricto

** Se utilizó el ingreso con valor locativo sin imputaciones por FONASA

Fuente: Elaborado a partir de la ELBU y la ECH del INE.

Anexo 2. Cuadros y gráficos adicionales

Cuadro A.2.1. Factores asociados a la variación de quintil multidimensional de pertenencia de los hogares entre 2004 y 2011 según índice de desigualdad multidimensional

| $\beta; \alpha$ | Baja | | Igual | | Sube | |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | -30;1 | 0;1 | -30;1 | 0;1 | -30;1 | 0;1 |
| (1) Quintil 2 | | | | | | |
| Edad del jefe de hogar | -0.001 (0.003) | 0.004 (0.003) | -0.0004 (0.0011) | 0.001 (0.001) | 0.001 (0.004) | -0.006 (0.004) |
| Log de cantidad de personas en el hogar (t-1) | 0.193 (0.093)** | 0.003 (0.085) | 0.084 (0.043)* | 0.001 (0.027) | -0.276 (0.132)** | -0.004 (0.112) |
| Región (Interior=1) | 0.098 (0.046)** | 0.054 (0.052) | 0.044 (0.024)* | 0.017 (0.018) | -0.142 (0.068)** | -0.071 (0.069) |
| Desocupados (t-1) | -0.010 (0.124) | 0.027 (0.155) | -0.004 (0.058) | 0.007 (0.038) | 0.0144 (0.182) | -0.034 (0.192) |
| Jubilados y pensionistas (t-1) | 0.245 (0.234) | -0.198 (0.059)*** | 0.026 (0.036) | -0.149 (0.088)* | -0.271 (0.201) | 0.346 (0.142)** |
| Otros inactivos (t-1) | -0.136 (0.052)*** | -0.142 (0.079)* | -0.0977 (0.0557)* | -0.0805 (0.0680) | 0.234 (0.105)** | 0.223 (0.145) |
| Sexo del jefe de hogar (Hombre=1) | 0.006 (0.056) | 0.002 (0.072) | 0.003 (0.025) | 0.001 (0.023) | -0.009 (0.081) | -0.003 (0.095) |
| Años de educación del jefe | 0.007 (0.008) | -0.005 (0.010) | 0.003 (0.004) | -0.002 (0.003) | -0.011 (0.012) | 0.007 (0.014) |
| Observaciones | 231 | 246 | 231 | 246 | 231 | 246 |
| (2) Quintil 3 | | | | | | |
| Edad del jefe de hogar | 0.004 (0.003) | 0.002 (0.004) | 9.93e-05 (0.0002) | 0.0002 (0.0005) | -0.004 (0.003) | -0.002 (0.005) |
| Log de cantidad de personas en el hogar (t-1) | -0.046 (0.105) | 0.075 (0.103) | -0.001 (0.004) | 0.008 (0.012) | 0.047 (0.108) | -0.083 (0.113) |
| Región (Interior=1) | -0.039 (0.063) | 0.037 (0.064) | -0.001 (0.002) | 0.004 (0.008) | 0.0394 (0.064) | -0.041 (0.072) |
| Desocupados (t-1) | -0.097 (0.158) | -0.0923 (0.165) | -0.0107 (0.033) | -0.019 (0.053) | 0.107 (0.191) | 0.111 (0.218) |
| Jubilados y pensionistas (t-1) | 0.011 (0.132) | -0.151 (0.143) | 0.0002 (0.001) | -0.044 (0.075) | -0.011 (0.133) | 0.195 (0.217) |
| Otros inactivos (t-1) | 0.436 (0.159)*** | -0.153 (0.103) | -0.113 (0.082) | -0.043 (0.051) | -0.323 (0.083)*** | 0.196 (0.153) |
| Sexo del jefe de hogar (Hombre=1) | 0.085 (0.069) | -0.009 (0.09) | 0.004 (0.007) | -0.001 (0.009) | -0.090 (0.0739) | 0.010 (0.097) |
| Años de educación del jefe | 0.006 (0.008) | -0.055 (0.012)*** | 0.0001 (0.0004) | -0.006 (0.004) | -0.006 (0.008) | 0.061 (0.014)*** |
| Observaciones | 246 | 225 | 246 | 225 | 246 | 225 |
| (3) Quintil 4 | | | | | | |
| Edad del jefe de hogar | 0.004 (0.004) | 0.002 (0.005) | -0.001 (0.001) | -0.0004 (0.001) | -0.003 (0.003) | -0.001 (0.004) |
| Log de cantidad de personas en el hogar (t-1) | 0.243 (0.154) | 0.394 (0.122)*** | -0.063 (0.046) | -0.099 (0.039)** | -0.180 (0.111) | -0.295 (0.095)*** |
| Región (Interior=1) | 0.127 (0.068)* | 0.057 (0.069) | -0.031 (0.017)* | -0.014 (0.017) | -0.096 (0.054)* | -0.043 (0.053) |
| Desocupados (t-1) | -0.047 (0.137) | -0.039 (0.178) | 0.011 (0.027) | 0.009 (0.034) | 0.036 (0.110) | 0.031 (0.144) |
| Jubilados y pensionistas (t-1) | -0.450 (0.010)*** | -0.047 (0.203) | -0.099 (0.110) | 0.010 (0.036) | 0.549 (0.201)*** | 0.037 (0.167) |
| Otros inactivos (t-1) | -0.177 (0.137) | 0.341 (0.151)** | 0.023 (0.011)** | -0.158 (0.010) | 0.155 (0.138) | -0.183 (0.057)*** |
| Sexo del jefe de hogar (Hombre=1) | -0.141 (0.103) | -0.039 (0.079) | 0.044 (0.038) | 0.010 (0.022) | 0.098 (0.067) | 0.029 (0.057) |
| Años de educación del jefe | 0.006 (0.012) | -0.019 (0.011)* | -0.002 (0.003) | 0.005 (0.003) | -0.005 (0.009) | 0.014 (0.008)* |
| Observaciones | 250 | 234 | 250 | 234 | 250 | 234 |

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro A.2.2 Probabilidad de mantenerse en el primer y quinto quintil

| $\beta; \alpha$ | Quintil 1 | | Quintil 5 | |
|---|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | -30;1 | 0;1 | -30;1 | 0;1 |
| Edad del jefe de hogar | 0.007 (0.004)* | 0.003 (0.003) | -0.0003 (0.005) | 0.001 (0.00) |
| Log de cantidad de personas en el hogar (t-1) | -0.089 (0.089) | -0.283 (0.010)*** | 0.131 (0.133) | -0.155 (0.137) |
| Región (Interior=1) | 0.123 (0.071)* | 0.183 (0.075)** | -0.144 (0.070)** | -0.0821 (0.075) |
| Desocupados (t-1) | -0.058 (0.107) | -0.103 (0.122) | 0.166 (0.249) | -0.132 (0.227) |
| Jubilados y pensionistas (t-1) | 0.127 (0.247) | -0.064 (0.187) | -0.116 (0.160) | -0.0635 (0.199) |
| Otros inactivos (t-1) | -0.0212 (0.135) | 0.158 (0.151) | | |
| Sexo del jefe de hogar (Hombre=1) | -0.143 (0.082)* | -0.021 (0.082) | 0.078 (0.098) | 0.092 (0.096) |
| Años de educación del jefe | -0.009 (0.010) | -0.043 (0.013)*** | -0.016 (0.010) | 0.043 (0.013)*** |
| Observaciones | 222 | 230 | 215 | 235 |

Cuadro A.2.3. Incidencia de la pobreza según dimensión y ola según sexo del jefe de hogar

| Dimensiones | Jefatura Masculina | | Jefatura femenina | |
|----------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | Ola 1 | Ola 3 | Ola 1 | Ola 3 |
| Hacinamiento | 28.37 (27.81 - 28.93) | 21.17 (20.66 - 21.67) | 33.51 (32.66 - 34.36) | 23.55 (22.79 - 24.3) |
| No asistencia escolar | 2,7 (2,5 - 2,9) | 19,3 (18,8 - 19,9) | 3,2 (2,9 - 3,5) | 23,3 (22,6 - 23,9) |
| Índice de bienes durables | 35.68 (35.09 - 36.28) | 20.31 (19.81 - 20.81) | 43.7 (42.82 - 44.59) | 29.21 (28.39 - 30.03) |
| Ingreso con valor locativo | 79.28 (78.78 - 79.78) | 58.48 (57.87 - 59.08) | 83.91 (83.26 - 84.56) | 65.58 (64.74 - 66.42) |
| Salud | 1.07 (0.04 - 0.17) | 3.53 (2.27 - 4.80) | 0.06 (-0.01 - 0.13) | 3.20 (1.73 - 4.66) |

Fuente: Elaboración propia en base a ELBU

Cuadro A.2.4. Incidencia de la pobreza según dimensión y año por área geográfica

| Dimensión | Montevideo | | Interior | |
|----------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | Ola 1 | Ola 3 | Ola 1 | Ola 3 |
| Hacinamiento | 28.91 (28.3 - 29.6) | 20.87 (20.3 - 21.5) | 31.04 (30.4 - 31.7) | 22.98 (22.4 - 23.6) |
| No asistencia escolar | 3,9 (3,6 - 4,1) | 21,4 (20,8 - 22,0) | 2,0 (1,8 - 2,2) | 20,9 (20,3 - 21,5) |
| Índice de bienes durables | 34.06 (33.3 - 34.7) | 21.69 (21.1 - 22.3) | 42.24 (41.5 - 42.9) | 24.59 (23.9 - 25.2) |
| Ingreso con valor locativo | 84.06 (83.5 - 84.6) | 67.4 (66.7 - 68.1) | 77.71 (77.1 - 78.3) | 54.58 (53.9 - 55.3) |

Fuente: Elaborado a partir de la ELBU

Cuadro A.2.5. Pobreza Multidimensional según valor de k, α , ola y sexo del jefe de hogar

| Dimensión y jefatura | Ola 1 | | | Ola 3 | | |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | k | | | k | | |
| | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 |
| Jefatura femenina | | | | | | |
| MO | 0.189 | 0.092 | 0.013 | 0.162 | 0.082 | 0.022 |
| H | 0.499 | 0.175 | 0.017 | 0.392 | 0.142 | 0.029 |
| A | 0.379 | 0.525 | 0.750 | 0.400 | 0.582 | 0.737 |
| Jefatura masculina | | | | | | |
| MO | 0.167 | 0.081 | 0.009 | 0.162 | 0.082 | 0.021 |
| H | 0.442 | 0.155 | 0.011 | 0.399 | 0.140 | 0.028 |
| A | 0.377 | 0.522 | 0.750 | 0.400 | 0.580 | 0.764 |

Cuadro A.2.6. Contribución de las variables consideradas a la pobreza multidimensional según k, ola y sexo del jefe de hogar

| Dimensión y jefatura | Ola 1 | | | Ola 3 | | |
|----------------------|--------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | K | | | k | | |
| | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 |
| | Jefatura femenina | | | | | |
| Salud | 0.007 | 0.006 | 0.000 | 0.040 | 0.046 | 0.064 |
| No asistencia | 0.021 | 0.044 | 0.333 | 0.235 | 0.270 | 0.310 |
| Bienes durables | 0.264 | 0.241 | 0.167 | 0.182 | 0.167 | 0.138 |
| Ingreso | 0.349 | 0.242 | 0.167 | 0.289 | 0.219 | 0.163 |
| Hacinamiento | 0.359 | 0.467 | 0.333 | 0.253 | 0.298 | 0.325 |
| Total | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| | Jefatura masculina | | | | | |
| Salud | 0.015 | 0.011 | 0.046 | 0.065 | 0.059 | 0.039 |
| No asistencia | 0.026 | 0.035 | 0.287 | 0.249 | 0.257 | 0.301 |
| Bienes durables | 0.268 | 0.238 | 0.167 | 0.126 | 0.144 | 0.163 |
| Ingreso | 0.351 | 0.242 | 0.167 | 0.254 | 0.199 | 0.163 |
| Hacinamiento | 0.340 | 0.475 | 0.333 | 0.306 | 0.340 | 0.333 |
| Total | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |

Cuadro A.2.7. Pobreza Multidimensional según valor de k, ola y ascendencia étnico racial del jefe de hogar

| Dimensión y jefatura | Ola 1 | | | Ola 3 | | |
|------------------------|-------|------|------|-------|------|------|
| | k | | | k | | |
| | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 |
| Jefe afro descendiente | | | | | | |
| MO | 0.29 | 0.18 | 0.03 | 0.25 | 0.12 | 0.02 |
| H | 0.70 | 0.34 | 0.05 | 0.62 | 0.21 | 0.03 |
| A | 0.41 | 0.53 | 0.75 | 0.40 | 0.57 | 0.73 |
| Resto de jefes | | | | | | |
| MO | 0.15 | 0.06 | 0.01 | 0.14 | 0.07 | 0.02 |
| H | 0.41 | 0.12 | 0.01 | 0.34 | 0.11 | 0.02 |
| A | 0.37 | 0.52 | 0.75 | 0.39 | 0.58 | 0.76 |

Cuadro A.2.8. Contribución de las variables consideradas a la pobreza multidimensional según k, ola y ascendencia étnico racial del jefe de hogar

| Dimensión y jefatura | Ola 1 | | | Ola 3 | | |
|-------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | k | | | k | | |
| | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 |
| Jefe afro descendiente | | | | | | |
| Salud | 0.007 | 0.006 | 0.000 | 0.041 | 0.035 | 0.021 |
| Clima educativo | 0.021 | 0.044 | 0.333 | 0.252 | 0.271 | 0.312 |
| Bienes durables | 0.264 | 0.241 | 0.167 | 0.165 | 0.173 | 0.167 |
| Ingreso | 0.349 | 0.242 | 0.167 | 0.291 | 0.211 | 0.167 |
| Hacinamiento | 0.359 | 0.467 | 0.333 | 0.251 | 0.310 | 0.333 |
| Total | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| Resto de jefes | | | | | | |
| Salud | 0.015 | 0.011 | 0.046 | 0.061 | 0.059 | 0.062 |
| Clima educativo | 0.026 | 0.035 | 0.287 | 0.238 | 0.261 | 0.304 |
| Bienes durables | 0.268 | 0.238 | 0.167 | 0.147 | 0.150 | 0.145 |
| Ingreso | 0.351 | 0.242 | 0.167 | 0.259 | 0.209 | 0.161 |
| Hacinamiento | 0.340 | 0.475 | 0.333 | 0.295 | 0.322 | 0.328 |
| Total | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |

Cuadro A.2.9. Transiciones según categoría del IMC. Olas 1 y 3

| | | Ola 3 | | | | |
|-------|------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-------|
| | | Bajo Peso | Saludable | Sobrepeso | Obesidad | Total |
| Ola 1 | Bajo Peso | 0.5 (0.41 - 0.58) | 2.53 (2.34 - 2.72) | 0.17 (0.12 - 0.22) | 0 (0 - 0) | 3.2 |
| | Saludable | 0.47 (0.39 - 0.55) | 84.19 (83.75 - 84.63) | 2.53 (2.34 - 2.72) | 0.56 (0.47 - 0.65) | 87.75 |
| | Sobre peso | 0 (0 - 0) | 4.97 (4.71 - 5.24) | 2.73 (2.54 - 2.93) | 0.91 (0.8 - 1.03) | 8.61 |
| | Obesidad | 0 (0 - 0) | 0 (0 - 0) | 0.22 (0.16 - 0.28) | 0.22 (0.16 - 0.28) | 0.44 |
| | Total | 0.97 | 91.69 | 5.65 | 1.69 | 100 |

Fuente: Elaborado a partir de la ELBU.

Cuadro A.2.10 Efectos marginales de la estimación de un modelo probit ordenado de la probabilidad de no haber experimentado la condición de pobreza, según indicador utilizado

| Variables | Pobreza de ingreso | Pobreza multidimensional | | |
|---|----------------------|--------------------------|----------------------|----------------------|
| | | k=1 | k=2 | k=3 |
| Edad del jefe de hogar | 0.004 (0.0006)*** | 0.004 (0.001)*** | 0.003 (0.001)*** | 0.001 (0.001) |
| Personas en el hogar (log) | -0.237 (0.021)*** | -0.427 (0.028)*** | -0.418 (0.028)*** | -0.116 (0.019)*** |
| Tipo de hogar (omitida: biparental con hijo de ambos) | | | | |
| Biparental con al menos un hijo de uno de los cónyuges | -0.021 (0.017) | -0.092 (0.026)*** | -0.084 (0.028)*** | -0.025 (0.017) |
| Monoparental | -0.089 (0.013)*** | -0.160 (0.026)*** | -0.141 (0.033)*** | -0.091 (0.020)** |
| Extendido | 0.038 (0.017)** | 0.037 (0.026) | 0.078 (0.023)*** | -0.044 (0.050) |
| Compuesto | -0.003 (0.043) | -0.076 (0.068) | -0.035 (0.077) | 0.046 (0.020)** |
| Sin datos | -0.116 (0.041)*** | -0.014 (0.117) | -0.052 (0.092) | 0.046 (0.008)** |
| Ascendencia étnico racial del jefe de hogar (afro=1) | -0.016 (0.021) | -0.114 (0.031)*** | -0.029 (0.027) | -0.011 (0.014) |
| Resto | -0.077 (0.038)** | -0.203 (0.083)*** | -0.206 (0.115*) | -0.025 (0.017) |
| Región (interior=1) | 0.070 (0.011)*** | -0.045 (0.018)*** | -0.012 (0.018) | 0.006 (0.010) |
| Condición laboral del jefe (omitida: ocupado) | | | | |
| Desocupados | -0.10 (0.029)*** | -0.237 (0.041)*** | -0.089 (0.035)*** | -0.014 (0.022) |
| Jubilados y pensionistas | -0.061 (0.032)** | -0.032 (0.060) | 0.031 (0.051) | 0.013 (0.029) |
| Otros inactivos | -0.106 (0.029)*** | -0.027 (0.045) | -0.017 (0.032) | -0.020 (0.017) |
| Nivel educativo del jefe de hogar (omitida: menos de 6 años) | | | | |
| Entre 7 y 9 años | 0.083 (0.014)*** | 0.152 (0.020)*** | 0.133 (0.020)*** | 0.061 (0.013)*** |
| Entre 10 y 12 años | 0.161 (0.015)*** | 0.246 (0.023)*** | 0.233 (0.025)*** | 0.099 (0.023)*** |
| Entre 12 y 15 años | 0.283 (0.031)*** | 0.413 (0.062)*** | 1.395 (0.046)*** | 0.392 (0.037)*** |
| Más de 16 años | 0.338 (0.024)*** | 0.503 (0.057)*** | 0.508 (0.096)*** | 0.389 (0.037)*** |
| Observaciones | 2056 | 2056 | 2056 | 2056 |

Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaborado en base a la ELBU

Cuadro A.2.11 Efectos marginales de la estimación de un modelo probit ordenado de la probabilidad de haber experimentado la condición de pobreza en una de las dos olas, según indicador utilizado

| Variables | Pobreza de ingreso | Pobreza multidimensional | | |
|--|----------------------|--------------------------|----------------------|----------------------|
| | | k=1 | k=2 | k=3 |
| Edad del jefe de hogar | 0.003 (0.000)*** | 0.000 (0.000)*** | -0.002 (0.001)*** | -0.001 (0.001) |
| Personas en el hogar (log) | -0.168 (0.012)*** | 0.035 (0.009)*** | 0.237 (0.017)*** | 0.107 (0.017)*** |
| Tipo de hogar (omitida: biparental con hijo de ambos) | | | | |
| Biparental con al menos un hijo de uno de los cónyuges | -0.015 (0.013) | 0.003 (0.002)*** | 0.045 (0.014)*** | 0.002 (0.001) |
| Monoparental | -0.091 (0.017)*** | -0.008 (0.006)*** | 0.070 (0.015)*** | 0.009 (0.005)** |
| Extendido | 0.021 (0.009)** | -0.006 (0.004) | -0.049 (0.015)*** | -0.044 (0.020)** |
| Compuesto | -0.002 (0.029) | 0.004 (0.003) | 0.019 (0.042) | 0.045 (0.005)** |
| Resto | -0.136 (0.081)*** | 0.002 (0.011) | 0.028 (0.048) | -0.002 (0.001)** |
| Ascendencia étnico racial del jefe de hogar (afro=1) | -0.012 (0.015) | 0.009 (0.003)*** | 0.016 (0.015) | 0.001 (0.001) |
| Dato faltante en ascendencia étnico racial | -0.073 (0.050)** | (-0.022) (0.032)*** | 0.092 (0.036)* | 0.002 (0.001) |
| Región (interior=1) | 0.049 (0.008)*** | 0.004 (0.002)*** | 0.007 (0.010) | 0.000 (0.001) |
| Condición laboral del jefe (omitida: ocupado) | | | | |
| Desocupados | -0.072 (0.020)*** | 0.019 (0.006)*** | 0.050 (0.020)*** | 0.001 (0.002) |
| Jubilados y pensionistas | -0.043 (0.023)*** | 0.003 (0.005) | -0.018 (0.029) | -0.001 (0.002) |
| Otros inactivos | -0.075 (0.020)*** | 0.002 (0.004) | 0.010 (0.018) | 0.001 (0.001) |
| Nivel educativo del jefe de hogar (omitida: menos de 6 años) | | | | |
| Entre 7 y 9 años | 0.059 (0.009)*** | -0.012 (0.003)*** | -0.076 (0.012)*** | -0.005 (0.002)*** |
| Entre 10 y 12 años | 0.114 (0.010)*** | -0.020 (0.005)*** | -0.132 (0.015)*** | -0.007 (0.003)*** |
| Entre 12 y 15 años | 0.200 (0.024)*** | -0.034 (0.008)*** | -0.791 (0.045)*** | -0.029 (0.011)*** |
| Más de 16 años | 0.239 (0.023)*** | -0.041 (0.009)*** | -0.288 (0.055)*** | -0.029 (0.011)*** |
| Observaciones | 2056 | 2056 | 2056 | 2056 |

Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: elaborado en base a la ELBU.

Cuadro A.2.12. Sucesos detonantes para el cambio en la condición de pobreza de ingresos y multidimensional

| | N° de ocupados en el hogar† | | | Empleo de la madre | | Ingreso per cápita del hogar (en términos constantes) | | | Hogar deja de ser monopar. | Otro tipo de hogar pasa a ser | | AFAM | | |
|---|-----------------------------|-------|-------|--------------------|-----------|---|-----------------|-----------------|----------------------------|-------------------------------|-----------|-----------------|----------------|----------------|
| | Sube | Baja | Igual | Lo pierde | Encuentra | Aumento del 10% | Aumento del 20% | Aumento del 50% | | monopar. | biparent. | Acceso en ola 3 | Cobra en ola 1 | Cobra en ola 3 |
| (a) Pobreza multidimensional (k=2) | | | | | | | | | | | | | | |
| H | | | | | | | | | | | | | | |
| Se mantiene pobre | 0,098 | 0,124 | 0,048 | 0,158 | 0,068 | 0,085 | 0,086 | 0,095 | 0,152 | 0,106 | 0,089 | 0,124 | 0,073 | 0,098 |
| Sale de pobreza | 0,122 | 0,032 | 0,079 | 0,031 | 0,126 | 0,102 | 0,107 | 0,110 | 0,080 | 0,103 | 0,064 | 0,151 | 0,086 | 0,117 |
| Entra en pobreza | 0,075 | 0,077 | 0,060 | 0,080 | 0,088 | 0,057 | 0,057 | 0,049 | 0,077 | 0,090 | 0,065 | 0,119 | 0,058 | 0,082 |
| Nunca fue pobre | 0,706 | 0,767 | 0,813 | 0,730 | 0,718 | 0,756 | 0,750 | 0,747 | 0,691 | 0,701 | 0,782 | 0,606 | 0,783 | 0,703 |
| No pobre | | | | | | | | | | | | | | |
| t | 0,781 | 0,844 | 0,873 | 0,811 | 0,806 | 0,813 | 0,808 | 0,796 | 0,768 | 0,791 | 0,847 | 0,725 | 0,841 | 0,785 |
| t+1 | 0,828 | 0,799 | 0,892 | 0,762 | 0,844 | 0,858 | 0,857 | 0,857 | 0,771 | 0,803 | 0,846 | 0,757 | 0,869 | 0,819 |
| Var. % | 6% | -5% | 2% | -6% | 5% | 6% | 6% | 8% | 0% | 2% | 0% | 4% | 3% | 4% |
| M_o | | | | | | | | | | | | | | |
| No pobre | | | | | | | | | | | | | | |
| t | 0,899 | 0,876 | 0,938 | 0,857 | 0,908 | 0,917 | 0,916 | 0,916 | 0,861 | 0,890 | 0,906 | 0,854 | 0,924 | 0,894 |
| t+1 | 0,887 | 0,921 | 0,932 | 0,899 | 0,901 | 0,903 | 0,900 | 0,893 | 0,872 | 0,894 | 0,916 | 0,851 | 0,919 | 0,904 |
| Var. % | -1,3% | 5,2% | -0,6% | 4,9% | -0,8% | -1,6% | -1,8% | -2,5% | 1,3% | 0,4% | 1,1% | -0,4% | -0,5% | 1,1% |
| (b) Pobreza multidimensional (k=3) | | | | | | | | | | | | | | |
| H | | | | | | | | | | | | | | |
| Se mantiene pobre | 0,001 | 0,000 | 0,002 | 0,000 | 0,000 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,001 | 0,001 |
| Sale de pobreza | 0,011 | 0,003 | 0,013 | 0,024 | 0,008 | 0,013 | 0,014 | 0,017 | 0,046 | 0,007 | 0,024 | 0,045 | 0,003 | 0,016 |
| Entra en pobreza | 0,029 | 0,084 | 0,014 | 0,071 | 0,029 | 0,027 | 0,027 | 0,026 | 0,039 | 0,024 | 0,035 | 0,063 | 0,021 | 0,038 |
| Nunca fue pobre | 0,959 | 0,913 | 0,970 | 0,905 | 0,963 | 0,959 | 0,958 | 0,956 | 0,916 | 0,968 | 0,941 | 0,893 | 0,975 | 0,946 |
| No pobre | | | | | | | | | | | | | | |
| t | 0,988 | 0,997 | 0,984 | 0,976 | 0,992 | 0,986 | 0,985 | 0,982 | 0,954 | 0,993 | 0,976 | 0,955 | 0,996 | 0,983 |
| t+1 | 0,970 | 0,916 | 0,983 | 0,929 | 0,971 | 0,972 | 0,972 | 0,973 | 0,961 | 0,976 | 0,965 | 0,937 | 0,978 | 0,962 |
| Var. % | -2% | -8% | 0% | -5% | -2% | -1% | -1% | -1% | 1% | -2% | -1% | -2% | -2% | -2% |
| M_o | | | | | | | | | | | | | | |
| No pobre | | | | | | | | | | | | | | |
| t | 0,977 | 0,937 | 0,987 | 0,947 | 0,978 | 0,979 | 0,978 | 0,979 | 0,971 | 0,982 | 0,974 | 0,953 | 0,983 | 0,971 |
| t+1 | 0,991 | 0,998 | 0,988 | 0,982 | 0,994 | 0,989 | 0,989 | 0,986 | 0,966 | 0,995 | 0,982 | 0,966 | 0,997 | 0,990 |
| Var. % | 1,4% | 6,5% | 0,1% | 3,7% | 1,6% | 1,1% | 1,1% | 0,7% | -0,5% | 1,3% | 0,9% | 1,4% | 1,5% | 2,0% |

†integrantes que están en las dos olas

INSTITUTO DE ECONOMÍA

Serie Documentos de Trabajo

Diciembre, 2016

DT 11/2016



Instituto de Economía

Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República - Uruguay

© 2011 iecon.ccee.edu.uy | instituto@iecon.ccee.edu.uy | Tel: +598 24000466 | +598 24001369 | +598 24004417 | Fax: +598 24089586 | Joaquín Requena 1375 | C.P. 11200 | Montevideo - Uruguay