

Pobreza Multidimensional en Bahía Blanca: 2004-2017*

María Emma Santos[†] y Jerónimo Etcheverry[‡]

Resumen

En este trabajo se mide la pobreza multidimensional en una ciudad intermedia, Bahía Blanca, ubicada en el sur de la Provincia de Buenos Aires, Argentina, entre 2004 y 2017. Se aplica un Índice de Pobreza Multidimensional, el cual comprende las dimensiones de vivienda, servicios básicos, estándar de vida, educación, empleo y protección social, utilizando doce indicadores. Se encuentra que hubo una disminución inambigua y sustancial de la pobreza multidimensional entre 2004 y 2009 y también entre 2009 y 2017, aunque en menor medida. Las estimaciones 2014-2017 no permiten realizar afirmaciones certeras de reducción o incremento. Se observa que en 2017 la situación social local era aún delicada.

Palabras clave: pobreza multidimensional, pobreza monetaria, Bahía Blanca, Argentina

Abstract

In this paper we measure multidimensional poverty in an intermediate city, Bahia Blanca, located in the south of Buenos Aires Province, Argentina, between 2004 and 2017. A Multidimensional Poverty Index is implemented, comprising the dimensions of housing, basic services, living standard, education, and employment and social protection, using twelve indicators. It is found that there is an unambiguous and substantial decrease of multidimensional poverty between 2004 and 2009, as well as between 2009 and 2017, although to a much lesser extent. Estimations for 2014-2017 do not allow asserting whether poverty decreased or increased. In 2017 the local social situation was still delicate.

Keywords: multidimensional poverty, monetary poverty, Bahia Blanca, Argentina.

JEL: I32, D31, O54

Fecha de recepción: 31/10/2018; Fecha de aceptación: 11/02/2019

*Agradecimientos: Este trabajo ha sido realizado en el marco del proyecto de CONICET PIP No 11220150100659CO y del Proyecto de Unidad Ejecutora (PUE) del CONICET sobre Vulnerabilidad y Exclusión Social en Bahía Blanca. Una primera versión de este trabajo fue presentada en el panel sobre "Pobreza Multidimensional en Ciudades Intermedias: El Caso de Bahía Blanca" en la 2018 Conferencia Anual de la Human Development and Capability Association, Pontificia Universidad Católica Argentina, 30 agosto-1 septiembre. Agradecemos los comentarios recibidos de parte de los participantes.

† Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (IIESS), UNS-CONICET. Departamento de Economía, UNS. San Andrés 800. 8000 Bahía Blanca. Email: msantos@uns.edu.ar. Oxford Poverty and Human Development Initiative, Universidad de Oxford, Reino Unido.

‡ Centro Regional de Estudios Económicos de Bahía Blanca. Email: jetcheverry@creebba.org.ar.

I. Introducción

El Objetivo de Desarrollo Sostenible (ODS) 11 apunta a lograr que las ciudades y los asentamientos humanos sean inclusivos, seguros, resilientes y sostenibles; en tanto que el ODS 1.2 consiste en reducir al menos a la mitad la proporción de personas viviendo en la pobreza, en todas sus dimensiones, de acuerdo con definiciones nacionales. En este contexto, los procesos de urbanización se reconocen como centrales en las estrategias de reducción de la pobreza; más aún, evidencia empírica reciente sugiere que las ciudades secundarias o intermedias (en oposición a las grandes urbes) parecen tener un potencial clave en la performance de disminución de la pobreza (Christiaensen y Kanbur, 2018).¹

Ubicada sobre la costa de la Provincia de Buenos Aires, Bahía Blanca es una de las ciudades que nuclea mayor población en el sur de Argentina, concentrando 301.000 personas (INDEC, 2010), constituyendo una ciudad intermedia.² Las principales actividades económicas son la producción industrial – plástico, acero, biodiesel, gas líquido, forrajes, productos químicos, entre otros – asociados al polo industrial localizado cerca del puerto, actividad comercial y exportación de productos primarios (soja, trigo, maíz, gas, aceite) por medio de uno de los principales puertos del país, Ing. White.³

Sin embargo, a pesar de su actividad económica dinámica, Bahía Blanca exhibe frecuentemente un desempeño preocupante en indicadores socioeconómicos clave. Por ejemplo, en la Figura 1 puede verse que la tasa de desocupación del aglomerado de Bahía Blanca ha estado desde 2003 al 2017 entre dos y tres puntos porcentuales por encima de la tasa de desocupación del total de aglomerados de menos de 500.000 habitantes (dentro de los que está Bahía Blanca) y en varios años también ha sido superior a la del total de aglomerados urbanos.⁴

Las Figuras 2 y 3 muestran las estimaciones oficiales de pobreza e indigencia (de ingresos) del INDEC entre 2003 y 2017 para el total de aglomerados de la Encuesta Permanente de Hogares, para el total de aglomerados de menos de 500.000 habitantes y para el aglomerado de Bahía Blanca-Cerri. Como es sabido, las estadísticas oficiales de tasa de pobreza e indigencia entre 2007 y 2013 no son confiables, y entre el segundo semestre de 2013 y hasta 2015 inclusive, directamente no hubo estadísticas oficiales. Sin embargo, si bien el *nivel* de pobreza e indigencia estuvo subestimado entre 2007 y 2013, principalmente debido a una sub-estimación de la tasa de inflación, no es claro que el desempeño relativo de los diferentes aglomerados (es decir, la distribución de pobreza entre aglomerados) estuviera también distorsionado. Si bien la tasa de pobreza en Bahía Blanca está por lo general por debajo de la del total de aglomerados y de la del total de aglomerados de menos de 500.000 habitantes (Figura 2), la tasa de indigencia ha estado entre 2008 y 2013, y entre 2016 y 2018 en niveles similares y en varios casos por

¹ Véase también UN-HABITAT (2015).

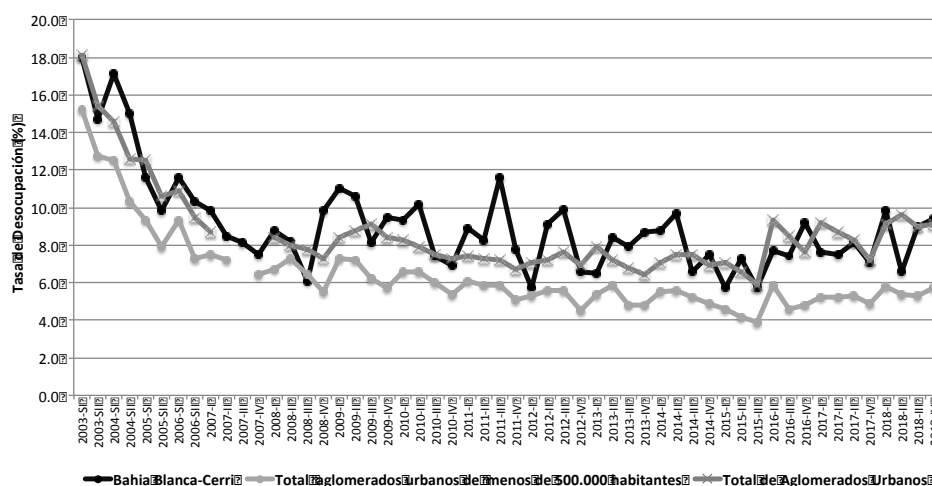
² Cada una de las cinco provincias que están al sur de Bahía Blanca (Neuquén, Río Negro, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego), tiene poblaciones por debajo de los 650.000 habitantes, en tanto que los dos departamentos de la provincia de Buenos Aires que están al sur de Bahía Blanca –Villarino y Patagones- tienen poblaciones de 30.000 habitantes cada uno (INDEC, 2010).

³ Aproximadamente el 10% del total de las exportaciones de Argentina salen del puerto de Bahía Blanca (CREEBA, 2014a).

⁴ Los aglomerados de menos de 500.000 habitantes son: Gran San Juan; Gran San Luis; Corrientes; Formosa; Gran Resistencia; Posadas; Gran Catamarca; Jujuy – Palpalá; La Rioja; Santiago del Estero – La Banda; Bahía Blanca – Cerri; Concordia; Gran Paraná; Río Cuarto; Santa Rosa – Toay; San Nicolás – Villa Constitución; Comodoro Rivadavia – Rada Tilly; Neuquén – Plottier; Río Gallegos; Ushuaia – Río Grande; Rawson – Trelew; Viedma – Carmen de Patagones.

encima de la del total de aglomerados urbanos, y que la del total de aglomerados urbanos de menos de 500.000 habitantes (Figura 3).

Figura 1: Tasa de Desocupación Bahía Blanca vs. Total de Aglomerados de menos de 500.000 habitantes y Total de Aglomerados Urbanos de la EPH, 2003-2018

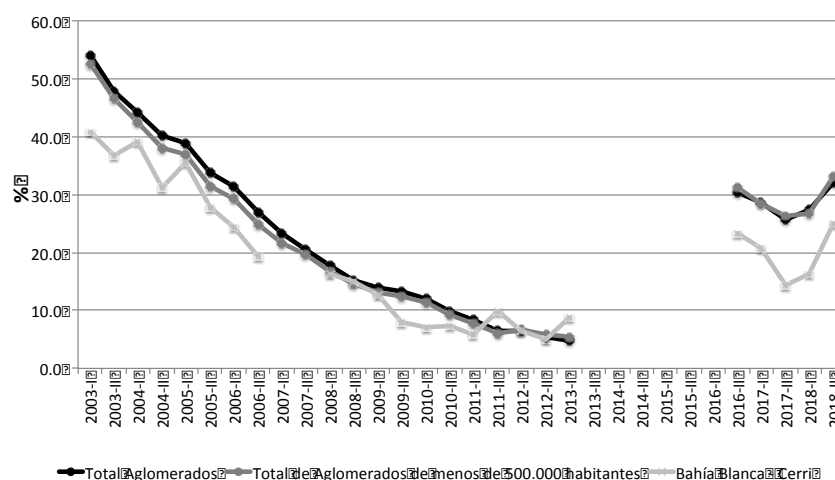


Notas: Elaboración propia a partir de las estimaciones reportadas por INDEC. Cabe señalar que del 2003 al 2006 las estimaciones son semestrales, en tanto que el resto son trimestrales. Esto se debe a que, recién en el tercer trimestre de 2006, se amplió la muestra de hogares de la EPH en los aglomerados de menos de 500.000 habitantes, de manera de permitir estimaciones trimestrales. Por otra parte, no se presentan datos del año 2007, debido a que la serie histórica de tasa de desocupación publicada por el INDEC no presenta información para el aglomerado de Bahía Blanca-Cerri ni para el primer semestre, ni para el segundo semestre (en este último caso debido a que la EPH no se llevó adelante en el III trimestre de ese año). El INDEC tampoco ofrece estadísticas para el IV trimestre de 2015 y para el I trimestre de 2016, debido a que la institución estaba en una etapa de renormalización. Nótese, además, que el total de aglomerados relevados pasó de 28 a 31 a partir del tercer trimestre de 2006.

Así, en su configuración actual, la ciudad no parece poder lograr su potencial de ciudad intermedia, desempeñando un rol de articulación e intermediación entre el campo y las grandes metrópolis. Cabe notar que la ciudad no ha experimentado un crecimiento inesperado y rápido por migración o desarrollo, lo cual podría dificultar responder satisfactoriamente a la creciente demanda de vivienda y servicios.⁵ Esto sugiere que hay características estructurales de la ciudad que hacen que encuentre limitaciones para poder incorporar adecuadamente a un nivel de vida aceptable a toda su población.

⁵ La población del partido de Bahía Blanca en 1991 era de 271.191 habitantes, en 2001 era de 284.776, (es decir hubo un crecimiento inter-censal de un 4.6%), en tanto que en 2010 la población era de 301.572, con un crecimiento inter-censal de 5.9% (INDEC, 1991, 2001, 2010). Este crecimiento poblacional es de poco más de la mitad del crecimiento poblacional a nivel nacional, el cual fue del 10.6% entre 2001 y 2010, y sustancialmente menor que varios otros partidos de la Provincia de Buenos Aires, tales como el de Berazategui, el cual, con una población similar al de Bahía Blanca en 2001, tuvo un crecimiento poblacional inter-censal del 12%. Los 24 partidos del Gran Buenos Aires tuvieron un crecimiento poblacional inter-censal del 14%. En 2017 se estimaba para la ciudad de Bahía Blanca una población de 308.000 habitantes (CREEBBA, sitio web).

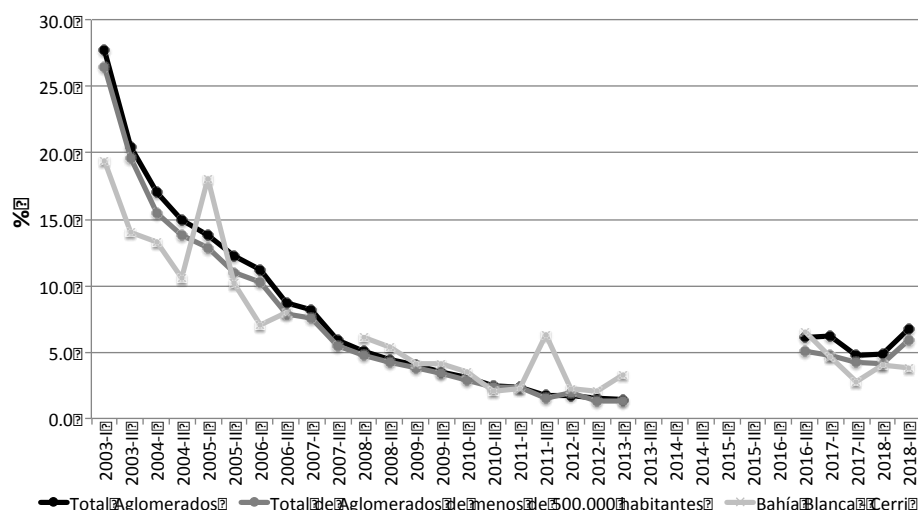
Figura 2: Tasas de Pobreza Oficiales – INDEC, 2003-2018



Notas: Elaboración propia a partir de las estimaciones reportadas por INDEC con datos de EPH.

No se reportaron estadísticas oficiales de pobreza para 2007 para el aglomerado de Bahía Blanca-Cerri. La encuesta no se llevó adelante en este aglomerado en el tercer trimestre de ese año. Las estimaciones para el total de aglomerados y total de aglomerados de menos de 500.000 habitantes del segundo semestre de 2007, corresponden en realidad a estimaciones del cuarto trimestre de 2007 y primero de 2008. Entre el segundo semestre de 2013 y el primero de 2016 no se reportaron estadísticas de pobreza e indigencia oficiales. Las tasas de pobreza e indigencia reportadas entre 2007 y 2013 estuvieron subestimadas. Nótese que el total de aglomerados relevados pasó de 28 a 31 a partir del tercer trimestre de 2006.

Figura 3: Tasas de Indigencia Oficiales – INDEC, 2003-2018



Notas: Elaboración propia a partir de las estimaciones reportadas por INDEC.

No se reportaron estadísticas oficiales de indigencia para 2007 para el aglomerado de Bahía Blanca-Cerri. La encuesta no se llevó adelante en este aglomerado en el tercer trimestre de ese año. Las estimaciones para el total de aglomerados y total de aglomerados de menos de 500.000 habitantes del segundo semestre de 2007, corresponden en realidad a estimaciones del cuarto trimestre de 2007 y primero de 2008. Entre el segundo semestre de 2013 y el primero de 2016 no se reportaron estadísticas de pobreza e indigencia oficiales. Las tasas de pobreza e indigencia reportadas entre 2007 y 2013 estuvieron subestimadas. Nótese que el total de aglomerados relevados pasó de 28 a 31 a partir del tercer trimestre de 2006.

Este trabajo busca ahondar en las estadísticas de pobreza, entendida en un sentido más comprehensivo que la pobreza monetaria, y en la caracterización de las privaciones que ha experimentado la población de Bahía Blanca en un ciclo político (2004-2015), y en la primera mitad de un nuevo ciclo político (2016-2017), utilizando datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). A su vez, pretende ser un primer paso de diagnóstico para avanzar en un replanteo de la agenda y el diseño de políticas públicas a nivel local, y presenta en este sentido un valor añadido tanto a las estimaciones oficiales que pueden obtenerse del INDEC, como a trabajos de investigación referidos al total de aglomerados urbanos.

Con este fin, se estima un Índice de Pobreza Multidimensional (IPM), siguiendo la metodología de Alkire y Foster (2011), en su aplicación particular al caso de América Latina, según la propuesta de Santos et al. (2015) y Santos y Villatoro (2018). El IPM comprende doce indicadores agrupados en cinco dimensiones: vivienda, servicios básicos, educación, empleo y protección social y estándar de vida. Se estima el IPM para cuatro momentos en el tiempo: 2004, 2009, 2014 y 2017.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección II se hace una breve revisión de la literatura de medición multidimensional de pobreza y aplicaciones al caso argentino. En la Sección III se describe sucintamente la metodología utilizada en este trabajo, tanto en lo que respecta al índice utilizado como a la fuente y tratamiento de los datos. En la Sección IV se presentan los resultados de las estimaciones y en la Sección V las conclusiones.

II. Medición Multidimensional: Antecedentes

La medición multidimensional no es nueva en la región; tiene sus inicios en la medición de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI) (INDEC, 1984). La misma ha sido ampliamente utilizada desde mediados de los '80, permitiendo la elaboración de mapas de pobreza con alto grado de desagregación (Feres y Mancero, 2001). Asimismo, el método NBI ha sido frecuentemente cruzado con el método de ingresos, dando lugar al método integrado o de tabla de contingencia (Beccaria y Minujin, 1985; Kaztman, 1989). Sin embargo, con el tiempo, los umbrales de privación de los indicadores NBI fueron quedando obsoletos y la metodología de agregación (proporción de hogares con una privación o más) tiene sus limitaciones.⁶

Durante la década de los 2000 hubo un surgimiento del interés en la literatura internacional de medición de pobreza multidimensional, extendiendo el marco axiomático de la medición por ingresos al caso multidimensional. Entre las medidas más utilizadas que siguieron un enfoque axiomático se encuentran Bourguignon y Chakravarty (2003) y Alkire y Foster (2011).⁷ Desde el 2010, el PNUD publica el Índice de Pobreza Multidimensional Global para más de 100 países en desarrollo (PNUD, 2010), elaborado por Alkire y Santos (2010, 2014) en colaboración con el PNUD.⁸

⁶ Para una revisión de medición multidimensional por conteo de privaciones en América Latina, véase cap. 4 de Alkire et al. (2015b) y Santos (2014).

⁷ Para una revisión exhaustiva de metodologías de medición y análisis multidimensional véase el cap. 3 de Alkire et al. (2015b).

⁸ Cabe señalar que por medición multidimensional en este trabajo se entiende índices que parten de un esquema de agregación de privaciones para un mismo individuo u hogar, permitiendo ver el grado de privaciones conjuntas o simultáneas, y luego a través de los individuos u hogar.

La disponibilidad de metodologías de medición multidimensional más robustas, sumado a una mayor disponibilidad de bases de datos de encuestas de hogares (las cuales se fueron haciendo regulares en América Latina durante los '90 y 2000), y de posibilidades computacionales de procesamiento de los mismos, dieron lugar a un renovado interés en la medición multidimensional en la región.

Algunos primeros estudios de medición multidimensional en la región fueron los de Amarante et al. (2008) y Arim y Vigorito (2007) para el caso de Uruguay; Conconi y Ham (2007) para el caso de Argentina; y Lopez-Calva y Rodriguez-Chamussy (2005), y Lopez-Calva y Ortiz-Juarez (2009) para el caso de México. Santos et al. (2010) proponen refinamientos al método NBI, siguiendo la metodología de Alkire y Foster (AF de ahora en más) y Battiston et al. (2013), y ofrecen una estimación de índices de pobreza multidimensional con los índices de AF y de Bourguignon y Chakravarty (2003). Por su parte, desde el 2004, el Observatorio de la Deuda Social Argentina de la Pontificia Universidad Católica Argentina (ODSA) implementa una encuesta en grandes aglomerados urbanos, recolectando información sobre una gran cantidad de dimensiones. En varios de los Informes de la Deuda Social Argentina se presentaba un indicador compuesto de privaciones, utilizando la metodología de componentes principales (ODSA, 2009). Luego, en Salvia et al. (2015, 2017), se implementa el método Alkire y Foster (2011). Paz (2014) y Arévalo y Paz (2015) también realizan estimaciones de un IPM, y comparan el desempeño de las regiones de Argentina. A su vez, CEPAL (2013) presentó una primera propuesta de un IPM para América Latina; luego CEPAL (2014) introdujo una segunda versión de un IPM regional, elaborada por Santos et al. (2015) y Santos y Villatoro (2018).

El renovado interés por la medición multidimensional ha excedido el ámbito académico en la región y al momento hay nueve países de América Latina que han introducido IPMs oficiales: Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Honduras, México and Panamá (Santos, 2019). Esto, en combinación con el eco que ha tenido la pobreza multidimensional en los ODS, expresa la relevancia de complementar las mediciones de pobreza monetaria con la consideración de la pobreza en otras dimensiones más allá del ingreso.

En efecto, un punto a remarcar es que la medición multidimensional se puede asociar a la medición de pobreza por el método directo (vs. el indirecto que constituye el ingreso), y en este sentido permite la implementación de una medición desde el enfoque de capacidades de Sen (1999). Lógicamente, el grado en que esto pueda llevarse a la práctica depende de las posibilidades que ofrezcan los datos, en tanto en las encuestas de hogares suelen predominar los indicadores de acceso a bienes y servicios por sobre los indicadores de funcionamientos. Pero aun con estas limitaciones, la medición multidimensional permite una medición más comprehensiva y precisa de la pobreza. En la aplicación aquí implementada, el IPM combina indicadores de pobreza no monetaria con indicadores de pobreza monetaria. Es decir, se convierte en un método híbrido o combinado (directo e indirecto) de medición de pobreza.

III. Metodología

III.1. El Índice de Pobreza Multidimensional: estructura

En este trabajo se implementa el Índice de Pobreza Multidimensional para América Latina (IPM-LA de ahora en más) propuesto por Santos et al. (2015) y Santos y Villatoro (2018). Este índice tiene la estructura de una de las medidas propuestas por Alkire y Foster (2011), la medida M_0 o ratio de recuento ajustado, la cual se define a continuación.

Sea $x_{ij} \in \mathbb{R}_+$ el desempeño del individuo $i = 1, \dots, n$ en el indicador $j = 1, \dots, d$, y sea z_j el umbral de privación del indicador j . Un individuo está privado en dicho indicador si su desempeño en el mismo es menor al umbral de privación establecido. Así, el estado de privación de una persona en el indicador j se representa como una variable dicótoma $g_{ij}^0 = 1$ cuando $x_{ij} < z_j$ y $g_{ij}^0 = 0$ en caso contrario. Luego, la privación de cada persona en cada indicador se pondera por el peso relativo de cada indicador dada por w_j , de tal manera que $\sum_j w_j = 1$. A continuación, se obtiene el puntaje de privación de cada individuo, definido como la suma ponderada de los puntajes de privación $c_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0$. Finalmente, el puntaje de privación c_i se compara con el umbral de pobreza “k” para determinar si el individuo es o no pobre. Este umbral representa la proporción mínima de privaciones que dicho individuo debe mostrar para ser identificado como pobre: una persona es pobre si $c_i \geq k$.

Las privaciones de aquellos que no fueron identificados como pobres son ignoradas; técnicamente, son censuradas. Formalmente, las privaciones censuradas se definen como $g_{ij}^0(k) = g_{ij}^0$ cuando $c_i \geq k$ y $g_{ij}^0(k) = 0$ en caso contrario. Análogamente, el puntaje de privación censurado se define como $c_i(k) = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0(k)$.

Una vez que se ha identificado a las personas en situación de pobreza multidimensional, la medida M_0 combina dos subíndices fundamentales: la proporción de personas pobres en el caso bajo estudio o *incidencia* de la pobreza y la *intensidad* con la que esa pobreza se manifiesta, dada por el promedio ponderado de las privaciones entre los pobres. Formalmente la proporción de las personas pobres viene dada por $H = q/n$, donde q es el número de pobres multidimensionales y n es el total de la población bajo estudio. La intensidad de la pobreza está dada por $A = \sum_{i=1}^n c_i(k)/q$. Finalmente, la medida M_0 es el resultado de combinar ambas medidas. Formalmente:

$$M_0 = H \times A = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0(k) \quad (1)$$

La medida M_0 permite realizar descomposiciones por subgrupos poblacionales. Esta posibilidad no puede ser aprovechada en esta aplicación por el pequeño tamaño de muestra del aglomerado de Bahía Blanca-Cerri.

También se puede realizar una descomposición por indicador y/o dimensión en particular. Para esto se deben tener en cuenta las ratios de recuento censurado (RRC) de cada indicador. Los RRC se obtienen sumando el número de personas que han sido identificadas como pobres y a la vez están privadas en el indicador en particular y dividiendo esto por el total de la población. La contribución de cada indicador j al total de pobreza se obtiene como:

$$\text{Contribución del indicador } j \text{ al IPM} = \frac{w_j RRC_j}{IPM_{total}} * 100 \quad (2)$$

La utilización de la medida M_0 se basa en su conveniencia dada por las propiedades que satisface. Específicamente: (a) Satisface la propiedad de “monotonicidad dimensional”, la cual implica que si aquellos que han sido identificados como pobres se ven privados en un indicador adicional, el índice de pobreza se incrementa; (b) Permite realizar descomposiciones por subgrupos poblacionales y por dimensiones y/o indicadores; (c) Es robusta a la utilización de variables ordinales, dado que dicotomiza los resultados individuales en privado y no privado. Esto implica que las estimaciones de pobreza no se modifican ante cambios en la escala de las variables.

III.2. El IPM-LA adaptado para Argentina: composición

Como se presenta en la Tabla 1, el IPM-LA se compone de cinco dimensiones: vivienda, servicios básicos, estándar de vida, educación, y empleo y protección social. El IPM-LA fue construido como un instrumento que permitiera monitorear la pobreza en la región, con las encuestas de hogares disponibles de manera regular. Tiene varias diferencias con el IPM-Global (Alkire y Santos, 2010, PNUD, 2010). La más importante es que incluye un componente de privación monetaria y, en virtud de la limitación de las fuentes de datos utilizadas, no incluye buenos indicadores de la dimensión de salud. La inclusión de la dimensión de ingresos puede verse como una ventaja o como una desventaja. Es una ventaja, en tanto permite sintetizar en una única medida el comportamiento agregado de la pobreza, incluyendo pero no limitándose a las privaciones de ingreso; “la atracción poderosa de una única cifra titular” (Stiglitz, Sen y Fitoussi, 2009, p.63); pero también puede verse como una desventaja, en tanto el IPM podría terminar siendo liderado por lo que ocurra con la pobreza monetaria, predeciblemente más sensible a los ciclos económicos que los indicadores no-monetarios de pobreza (Santos, 2019).

El IPM-LA parte del núcleo básico de las NBI tradicionales en la región, pero utiliza umbrales más exigentes, acordes con los mayores estándares de vida actuales. Agrega, a su vez, la dimensión social de empleo y protección social para captar un estado de vínculos precarios con las instituciones de la sociedad. CEPAL (2014) y Santos y Villatoro (2018) ofrecen una discusión de la selección de los indicadores, y Santos (2019) analiza con más detalle la cuestión de la inclusión o no del indicador de ingresos. El índice multidimensional reportado en Banco Mundial (2018) incluye la dimensión monetaria.

La Tabla 1 presenta los umbrales utilizados para cada indicador. En la dimensión de **vivienda** se considera: materiales de la vivienda, hacinamiento y régimen de tenencia de la vivienda. En **servicios básicos**: acceso a agua potable, saneamiento y energía; en el IPM-LA se considera tanto acceso a electricidad como energía utilizada para cocinar, pero la EPH no ofrece información sobre electricidad, por lo cual solo se incluye fuente de energía utilizada para cocinar. En la dimensión de **educación** se considera asistencia de los niños en edad escolar a la escuela, rezago escolar de niños que estén asistiendo a la escuela y nivel educativo de los miembros del hogar de 20 años y más. En **empleo y protección social** se incluye un indicador de empleo y otro de acceso a la protección social. El indicador de protección social cubre dos aspectos: contribución a un seguro de salud y contribución al sistema de seguridad social o percepción de jubilación. Para la dimensión de **estándar de vida** el IPM-LA incluye un indicador de ingresos y otro de bienes durables. Como la EPH no ofrece información sobre bienes durables del hogar, se

utiliza sólo el indicador de ingreso, otorgándosele el total de ponderación de esta dimensión.

Como puede notarse de la definición de los umbrales, los indicadores de las dimensiones de educación y protección social son a nivel de hogar, para lo cual se asume que existen externalidades positivas y negativas intra-hogar. En particular, si al menos un niño en edad escolar no está asistiendo a la escuela, todos los miembros del hogar son contados como privados en esta dimensión. Lo mismo se aplica al caso de los niños con rezago escolar. Los hogares que no tienen niños se consideran no-privados en estos indicadores. El indicador de empleo define como privados a todos los miembros de un hogar donde al menos un miembro está desempleado, con trabajo sin remuneración o es un trabajador desalentado. De este modo, la transformación de los logros a nivel individual en estos indicadores a nivel de hogar sigue un criterio de unión (si al menos algún miembro está privado, todo el hogar está privado), lo cual asume la presencia de una externalidad negativa intra-hogar.

A su vez, el indicador de logro educativo y de protección social, asumen la presencia de externalidades positivas, y utilizan un criterio de intersección al ir de lo individual al indicador a nivel de hogar. En particular, si *ningún* miembro de 20 a 59 años o más ha completado la baja secundaria y ningún miembro de 60 años o más tiene el primario completo, todo el hogar se considera privado en educación. Nótese que si hubiera una persona con logro educativo adecuado, este criterio sería "suficiente", bajo el supuesto de que sus capacidades inciden positivamente en el resto de los miembros del hogar (Basu y Foster, 1998). Análogamente, el hogar está privado en protección social si *ningún* miembro tiene cobertura de obra social contributiva (no cuentan los servicios de salud pública), o si *ningún* miembro ocupado está aportando a la seguridad social, o si *ningún* miembro jubilado está percibiendo haber jubilatorio.⁹

El umbral monetario utilizado corresponde a la Canasta Básica Total, y no sólo a la alimentaria, en tanto ofrece una base más completa para identificar la privación de ingresos. Los detalles de la definición del umbral monetario se precisan en la siguiente sección.

El IPM-LA contiene información muy limitada en la dimensión de salud. Sería muy fructífero poder incluir indicadores que capten directamente ciertos resultados o funcionamientos esenciales, tales como el estado nutricional y el estado de salud. Los datos de la EPH sólo permiten incorporar el acceso a cobertura de salud, lo cual, aún con sus limitaciones, es importante, tal como es reconocido en el ODS 3.8.

La estructura de ponderación es la siguiente. Las dimensiones de vivienda, servicios básicos, estándar de vida y educación reciben una ponderación igual a 22.22%, en tanto que la dimensión de protección social tiene una ponderación de 11.11%. Los pesos dentro de las dimensiones están igualmente distribuidos en el caso de vivienda, servicios básicos y educación. En el caso de empleo y protección social, el empleo recibe una ponderación que es dos veces la de protección social. Esto resulta en que todas las

⁹ Puede argüirse que en el caso de la protección social, la presencia de externalidades positivas es más débil, especialmente en lo que respecta a cobertura de salud (que no es transferible a otros miembros). En ese sentido, el indicador es algo conservador. Pero a su vez, nótese que se utiliza un criterio de unión entre la presencia de las diferentes privaciones (obra social, aportes a la seguridad social y percepción de haberes). Por otra parte, es un indicador con una incidencia de privación elevada (entorno al 40%), con lo cual, utilizar un criterio de unión para cada sub-indicador, daría una preponderancia aún mayor a las privaciones en protección social.

privaciones tienen el mismo peso (7.4%) excepto la de protección social (3.4%) e ingresos, que recibe toda la ponderación de la dimensión porque no se cuenta con el indicador de bienes durables.¹⁰

El motivo para darle un menor peso a la dimensión de empleo y protección social reside, en primer lugar, en que las privaciones contenidas en esta dimensión van un paso más allá de la concepción tradicional de la pobreza no-monetaria en la región; y en segundo lugar, en que la ponderación efectiva de un indicador es el resultado no sólo de la ponderación explícita, sino también del nivel de privación que existe en ese indicador. Como se verá en la Sección IV, las tasas de privación en empleo y protección social (especialmente en el segundo indicador) son altas (dados los umbrales utilizados). De modo que se sigue la práctica frecuentemente usada de pesar menos a las privaciones más prevalentes (Decancq y Lugo, 2012, Desai y Shah, 1988).

En el IPM-LA completo, el indicador de ingresos recibe el doble de ponderación que el de bienes durables, tal que ingresos pesa 14.8% y bienes durables 3.4%. La mayor ponderación del ingreso se justifica por el hecho de que, en economías mercantilizadas, el ingreso es un *medio* importante de acceso a la satisfacción de necesidades y porque actúa como subrogante de indicadores que no pudieron ser incluidos. En su aplicación a Argentina, como no se dispone del indicador de bienes durables, el de ingresos recibe una ponderación de 22.22%.

Finalmente, en lo que respecta al umbral de pobreza, se presentan estimaciones para todo el rango de valores de k relevante. En el análisis de la evolución de los componentes del IPM (incidencia e intensidad), se trabaja con un valor de k intermedio de $k = 25\%$. Con ese umbral es necesario estar privado en el equivalente de una dimensión completa y algo más; es decir, la pobreza monetaria no es suficiente para ser identificado como multidimensionalmente pobre, lo cual puede resultar algo exigente.

Santos et al. (2015) y Santos y Villatoro (2018) ofrecen un amplio análisis de robustez, tanto con respecto a los umbrales de los indicadores utilizados, los agrupamientos de los mismos y las ponderaciones. Los autores encuentran que los ordenamientos de pobreza entre países obtenidos con el IPM-LA son altamente robustos a modificaciones razonables en estos parámetros.

¹⁰ En el IPM-LA, el indicador de ingresos recibe el doble de ponderación que el de bienes durables, tal que ingresos pesa 14.8% y bienes durables 7.4%.

Tabla 1. Índice multidimensional de pobreza para América Latina –adaptado a Argentina: dimensiones, indicadores de privación y ponderaciones

Dimensiones	Indicadores de privación: personas que viven en...	Ponderación (porcentajes)
Vivienda		22,2
Precariedad de los materiales de la vivienda ^a	Viviendas con piso de tierra o con techo o muros con materiales precarios (desechos, cartón, latas, caña, palma, paja, otros materiales).	7,4
Hacinamiento	Hogares con tres o más personas por cuarto.	7,4
Tenencia insegura de la vivienda	Hogares que i) habitan viviendas ocupadas ilegalmente, o ii) residen en viviendas cedidas o prestadas.	7,4
Servicios básicos		22,2
Carencia de fuentes de agua mejoradas ^b	Hogares que obtienen agua de alguna de las siguientes fuentes: - red pública fuera del terreno; - pozos no protegidos o sin bomba a motor; - fuentes móviles (aljibe, carro tanque, aguatero, entre otros); - agua embotellada, o - río, quebrada, lluvia y otros.	7,4
Carencia de saneamiento mejorado ^b	Hogares en alguna de las siguientes situaciones: - con evacuación no conectada a red de alcantarillado o fosa séptica; - con baño compartido, o - que no disponen de servicio higiénico.	7,4
Carencias de energía ^c	Hogares que usan leña, carbón o desechos como combustible para cocinar.	7,4
Educación		22,2
Inasistencia a la escuela	Hogares donde al menos un niño o adolescente (entre 6 y 17 años) no asiste a un establecimiento educativo.	7,4
Rezago escolar	Hogares donde al menos un niño o adolescente (entre 6 y 17 años) está rezagado en el sistema educativo en más de dos años de acuerdo a su edad.	7,4
Logro educativo insuficiente	Hogares donde ninguna persona de 20 años o más alcanzó un nivel educativo mínimo, entendiéndose por ello lo siguiente: - personas de entre 20 y 59 años: no cuentan con el primer ciclo de la educación secundaria completo, y - personas de 60 años o más: no cuentan con educación primaria completa.	7,4

Tabla 1 (continuación): Índice multidimensional de pobreza para América Latina – adaptado a Argentina: dimensiones, indicadores de privación y ponderaciones

Dimensiones	Indicadores de privación: personas que viven en...	Ponderación (porcentajes)
Empleo y protección social		11,1
Desocupación ^d	Hogares donde al menos una persona de entre 15 y 65 años de edad está en alguna de las siguientes situaciones: - desempleada; - empleada sin remuneración, o - es un trabajador desalentado.	7,4
Precariedad de la protección social	Hogares donde se cumplen al menos una de las siguientes condiciones: - ninguna persona cuenta con algún tipo de seguro de salud contributivo, o - ninguna persona está afiliada a un sistema de previsión social contributivo, o - ninguna persona tiene ingresos por pensiones o jubilaciones	3,7
Estándar de vida^e		22,2
Insuficiencia de recursos ^f	Hogares con ingresos por adulto equivalente insuficientes para cubrir sus necesidades alimentarias y no alimentarias (CBT de INDEC para 2004; CBT de FIEL para 2009-2017).	22.2

Notas: CEPAL (2014) y Santos y Villatoro (2018).

^a La EPH no brinda información sobre el material predominante en las paredes, de manera que este material fue ignorado.

^b Agua y saneamiento tienen umbrales diferentes en áreas rurales en el IPM-LA, los cuales no son aplicables aquí, puesto que la EPH sólo recolecta datos en aglomerados urbanos.

^c El IPM-LA considera también falta de acceso a electricidad pero, puesto que esta información no está disponible en la EPH, sólo se considera el combustible utilizado para cocinar.

^d De acuerdo a la información recabada por la EPH, un trabajador desalentado se define como aquel que a la pregunta de por qué motivo no buscó trabajo en los últimos 30 días, respondió la opción "se cansó de buscar trabajo" o la opción "hay poco trabajo en esta época del año".

^e El IPM-LA incluye un indicador de bienes durables en la dimensión de estándar de vida, que aquí no ha podido ser incluido por falta de información en la EPH.

^f El IPM-LA utiliza la definición de ingreso per cápita del hogar, en tanto que esta aplicación utiliza la definición de ingreso por adulto equivalente de acuerdo con la última especificación metodológica de INDEC (2016b).

III.3. Fuente, procesamiento de los datos y líneas de pobreza monetaria

Para el cálculo del IPM se utilizan los microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) relevados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina (INDEC), utilizando los cuatro trimestres de los años 2004, 2009, 2014 y 2017. Las razones por las cuales se eligieron estos puntos en el tiempo obedecen a que, en primer lugar, se busca estimar la evolución de la pobreza multidimensional tomando como punto de partida un año de salida de la crisis económica y social, pasando por una crisis internacional, incluyendo un año próximo a la conclusión de un ciclo político de extensa duración, y terminando con el año 2017 por tratarse del año más reciente con información completa

(de los cuatro trimestres) disponible.¹¹ A su vez, se trata de un punto medio del nuevo ciclo político iniciado en 2016, lo cual hace interesante incluirlo en el análisis.

Cabe destacar que, como es de público conocimiento, el INDEC estuvo intervenido entre el año 2007 y 2015. Durante ese lapso, el Índice de Precios al Consumidor (IPC) estuvo sub-valorado, lo cual llevo a una subestimación del costo de la Canasta Básica Alimentaria (CBA) y de la Canasta Básica Total (CBT), dando lugar a estimaciones artificialmente bajas de las tasas de indigencia y pobreza. Esto motivó el surgimiento de estadísticas de pobreza alternativas por parte de consultoras privadas y por el ODSA.¹²

Por este motivo, si bien para el año 2004 se utilizaron las CBT del INDEC para la identificación de pobreza monetaria, para los años 2009 y 2014 se utilizó la CBT que estima la Fundación de Investigaciones Latinoamericanas (FIEL) desde el año 2009 (FIEL, 2009-2017). La CBT computada por FIEL utiliza la misma metodología que utilizaba el INDEC hasta el 2013, solo que con una valorización de precios ajustada a la realidad. La composición de alimentos de la CBA de FIEL corresponde a la definida en IPA/INDEC (1985; 1988). La actualización de precios de FIEL corresponde a la de Capital Federal. En este trabajo, esta canasta fue ajustada por el coeficiente de Paridad de Poder de Compra del Consumidor¹³ (PPCC) que utilizaba el INDEC para la región Pampeana, de 0.949 (INDEC, 2002). Si bien esta línea de pobreza monetaria no es la ideal para utilizar para un aglomerado del interior, es lo que se consideró más apropiado de lo que estaba disponible.

Cabe señalar a su vez que FIEL (2016) realizó una revisión retroactiva del valor de las CBT para los años previos, las cuales afectan en este trabajo a las líneas de pobreza utilizadas para 2009 y 2014. La revisión consistió en que se actualizaron los ponderadores del IPC de FIEL (utilizado para el cómputo de la inversa del coeficiente de Engel) de acuerdo con la información de la Encuesta de Gastos de los Hogares del año 2005. A su vez, se actualizó la base del índice, utilizando como referencia el promedio del año 2012 (FIEL, 2016). Estas revisiones afectan sensiblemente las estimaciones de pobreza monetaria del año 2014, y consecuentemente su comparación con las estimaciones para 2017. Cabe señalar sin embargo que estas revisiones están en línea con las que introdujo el INDEC en 2016, y las CBT que FIEL venía computando con la antigua metodología fueron discontinuadas después de 2016. En esencia, si se utiliza la versión original de las CBT de FIEL para 2009 y 2014, se favorece la comparación con la CBT de 2004 (ya que se continua con la metodología que venía utilizando INDEC), pero las mismas no son estrictamente comparables con las estimaciones de 2017. Si se utiliza la versión de las CBT de revisadas para 2009 y 2014, esto afecta a la comparabilidad con 2004, pero favorece la comparación con 2017. En este trabajo se presentan estimaciones con ambas alternativas de CBT de FIEL para los años 2009 y 2014.

Las estimaciones de pobreza monetaria para el año 2017 presentan cuestiones adicionales. Luego de la normalización del INDEC a fines de 2015, se reanudaron en 2016 las estimaciones de pobreza por ingresos. El INDEC realizó una serie de mejoras

¹¹ Se toma al año 2004 como punto inicial en la estimación para garantizar la comparabilidad de los datos debido a que en el año 2003 el INDEC introdujo modificaciones significativas en la EPH, tanto en su estructura como su periodicidad, entre otros aspectos (INDEC, 2003).

¹² Véase por ejemplo ODSA (2011).

¹³ El coeficiente de PPCC mide la "relación entre el costo de una canasta de bienes y servicios representativos del consumo de la población urbana de una región determinada y el costo que esa misma canasta tendría si se pudiera adquirir a los precios medios de otra región que se toma como base para las comparaciones" (INDEC, 2002, p.1)

metodológicas en la medición de pobreza monetaria. No solo la valorización de la CBT comenzó a realizarse con un IPC creíble, sino que se modificaron las siguientes cuestiones: (a) teniendo en cuenta los patrones de consumo relevados en la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENGHo) de 2004/05 se actualizó la composición alimentaria de la CBA, incorporando el concepto de densidad nutricional¹⁴; (b) con base en (a), se elaboró una CBA *propia* de cada región del país (en vez de utilizar un coeficiente de ajuste); (c) se modificó la escala de adulto equivalente; (d) se incorporó la práctica de expandir la CBA por una inversa del coeficiente de Engel propia de cada región para obtener la CBT. Estas mejoras metodológicas inducen a modificaciones en las estimaciones de las tasas de pobreza e indigencia.

A su vez, hubo una modificación importante en el tratamiento de los ingresos faltantes. Hasta el 2015, cuando un hogar no respondía alguna fuente de ingreso, se imputaba su ingreso utilizando la metodología de *hot-deck*. En cambio, a partir de 2016, se implementa una metodología de ajuste a partir de la aplicación de ponderadores específicos para las variables de ingreso.¹⁵

En vistas de todas estas modificaciones, tanto en la presentación de los microdatos como en la metodología de estimación de pobreza, se presentan algunos problemas de comparabilidad entre las estimaciones de 2014 con las que se puedan obtener para 2017.¹⁶ Para minimizar estos problemas se procedió de la siguiente manera. Todas las estimaciones del indicador de privación monetaria (2004 a 2017) utilizan la nueva escala de adulto equivalente definida por INDEC (2016b). La identificación de hogares con privación monetaria se realizó comparando el ingreso total familiar con la CBT multiplicada por el total de adultos equivalentes del hogar. En cuanto a la CBT utilizada en 2017, se presentan las estimaciones obtenidas utilizando la CBT de FIEL, la cual es comparable con la CBT de FIEL revisada para 2009 y 2014. En ese caso, la única diferencia metodológica (inevitable) en las estimaciones de 2017 es que se utiliza el ponderador específico de ingresos (variable *pondih* de la EPH), en vez del ponderador general (*pondera*).¹⁷ Sin embargo, en la Sección IV.4 también se presentan para 2017 las estimaciones obtenidas con la línea oficial del INDEC. Las estimaciones con la línea de FIEL privilegian la comparabilidad en el tiempo, en tanto que las estimaciones con la línea del INDEC privilegian una estimación reciente más precisa.

Para todos los años, e independientemente de la fuente del valor de las CBT, se utilizó para cada trimestre el valor promedio de la CBT de los tres meses. Los diferentes valores de las CBT utilizados están detallados en la Tabla A.2 del Anexo. La Tabla A.1 presenta los tamaños muestrales de cada año.

¹⁴ “El concepto de densidad nutricional se refiere a una medida de calidad de la dieta que expresa la relación entre el contenido de cada nutriente y la energía. De esta manera, una vez cubierta la necesidad energética, también se asegura la necesidad de nutrientes” (INDEC, 2016, p. 8).

¹⁵ La metodología contempla la no respuesta, corrigiéndola según el aglomerado donde se presenta y, dentro de los aglomerados, según el estrato de la muestra (INDEC, 2017).

¹⁶ Tornarolli (2018) explica en detalle todas las modificaciones metodológicas introducidas por el INDEC para el computo de la pobreza y la indigencia, evaluando el impacto de cada una en las estimaciones obtenidas; a su vez presenta series comparables de pobreza e indigencia en el tiempo utilizando la nueva metodología del INDEC.

¹⁷ Si se quisiera garantizar la comparabilidad perfecta, debería o bien implementarse la metodología *hot-deck* que el INDEC utilizó hasta 2015 para las estimaciones del 2017, o bien aplicar el ponderador de ingresos de 2017 para las estimaciones anteriores. Sin embargo, dado que INDEC no hace públicas ninguna de las dos metodologías, esto implicaría un trabajo adicional que es en sí mismo un trabajo de investigación aparte y excede el alcance de este trabajo.

Además del conocido problema de la distorsión en las estimaciones oficiales de inflación por parte del INDEC entre 2007 y 2015, hubo distorsiones menos visibles en la recolección de los datos de la EPH. INDEC (2016a) señala que hubo problemas en términos de la cobertura geográfica, falta de capacitación conceptual y operativa del personal responsable del proceso de recolección de los datos y utilización de prácticas sesgadas para la realización del trabajo de campo, entre otros. A su vez, el organismo público destaca el incremento significativo en la tasa de no respuesta de los hogares. A diferencia del problema de estimación de la inflación para la correspondiente valuación de la CBA y CBT, estas otras distorsiones no son sencillas de enmendar a posteriori, por lo cual se realizan las estimaciones con los datos disponibles, a sabiendas de que las mismas pueden ser imprecisas.

Una última aclaración metodológica necesaria es que la muestra de la EPH para el aglomerado de Bahía Blanca es pequeña, específicamente de entre 380 y 550 hogares por trimestre (entre 1500 y 2100 hogares al año). Esto redundo en un error de muestreo que, si bien está presente en toda encuesta, se hace más significativo en este caso, con coeficientes de variación de las estimaciones puntuales mayores al 12%. Por este motivo se utiliza la técnica de *bootstrap* para obtener intervalos de confianza de las estimaciones puntuales obtenidas y poder realizar afirmaciones más certeras sobre la evolución de la pobreza multidimensional.¹⁸ Se tomaron 1000 muestras de hogares, con reemplazo, a partir de la muestra de cada año y se estimó el IPM, el H y el A para cada muestra. Con esos valores se construyeron los intervalos de confianza de cada medida al 95%.

Una señal adicional de las limitaciones de la EPH para estudios pormenorizados de pobreza en el aglomerado de Bahía Blanca es que, de acuerdo con la encuesta, la proporción de población que habita en villa de emergencia es inferior al 1% (es decir, menos de 3000 personas en villas), algo que es claramente una subestimación muy importante. En efecto, el relevamiento de TECHO (2016) indicaba que hay 16 asentamientos, villas o barrios precarios en Bahía Blanca, con un total de 3050 familias lo cual, a un tamaño familiar estándar de cuatro personas (que es una estimación muy conservadora, especialmente para hogares en situación de pobreza), lleva a un total de 12.200 personas. Esto sugiere que, además del error de muestreo, la EPH tiene un error de cobertura: el diseño muestral no parece representar de manera apropiada a la población que se quiere medir.

IV. Resultados

A continuación, se presentan los resultados obtenidos organizados en dos secciones. En primer término, se analiza la evolución temporal de la pobreza multidimensional en Bahía Blanca en el período bajo estudio, analizando la performance del IPM agregado, de sus dos grandes componentes –incidencia e intensidad– y de sus componentes dimensionales –la privación monetaria y las privaciones no-monetarias. En segundo término, se ofrece un panorama de la composición de la pobreza multidimensional en 2017 por grupos de intensidad y se presentan cruces entre la pobreza multidimensional, la pobreza monetaria y la indigencia. Vale señalar que los resultados aquí presentados

¹⁸ Los errores estándar estimados mediante *bootstrap* tienen algunas ventajas por sobre los errores estándar analíticos, siendo la primera de ellas que en presencia de muestras pequeñas los errores estándar analíticos calculados por medio de aproximaciones asintóticas basadas en el Teorema Central del Límite pueden ser imprecisos (Alkire et al., 2015).

correspondientes al aglomerado de Bahía Blanca-Cerri siguieron una tendencia similar a la del agregado nacional, pero en niveles menores, como puede observarse en la Figura A.1 del Apéndice.¹⁹

IV.1. Evolución de la pobreza multidimensional en Bahía Blanca

Las Figuras 4.A y 4.B presentan las estimaciones del IPM o tasa de recuento ajustada (M_0), para Bahía Blanca para diferentes umbrales de pobreza k , desde 10% hasta 50% para los cuatro años bajo estudio. Se presentan tanto las estimaciones puntuales del IPM para cada año y valor del k , como el límite inferior y el límite superior de cada estimación, dado por el intervalo de confianza obtenido por medio del remuestreo (*bootstrap*). La diferencia entre las dos Figuras es que en la Figura 4.A se utiliza para el valor de línea de pobreza por ingresos de 2009 y 2014 el valor de la CBT de FIEL revisado en 2016, el cual tiene diferencias metodológicas con la CBT de 2004, pero es comparable con el valor de 2017. En cambio, en la Figura 4.B se utiliza para el valor de línea de pobreza por ingresos de 2009 y 2014 el costo de la CBT de FIEL sin revisiones, el cual es metodológicamente igual al de la CBT de 2004, pero no es estrictamente comparable con el valor de 2017. En estas Figuras no se incluyen estimaciones del IPM utilizando para la privación monetaria la línea de pobreza de INDEC 2017 porque la misma es completamente diferente de la línea de INDEC en 2004 y de las de FIEL, y por ende no permite realizar comparaciones en el tiempo con las estimaciones previas.

En las Figuras 5.A y 5.B se presentan las estimaciones del IPM para un $k=25\%$, presentando también las estimaciones de los dos subíndices: H, la incidencia de la pobreza multidimensional, y A, la intensidad de la misma, para las valorizaciones alternativas de la CBT en 2009 y 2014, en todos los casos con sus intervalos de confianza.

En lo que respecta a la composición del IPM, la Figura 6 presenta la evolución de la pobreza monetaria en el aglomerado, considerando las líneas alternativas de FIEL, cada estimación con sus correspondientes intervalos de confianza. Finalmente, las Figuras 7 y 8 consideran las privaciones no-monetarias. En la Figura 7 se presentan las tasas de privación por indicador, es decir, el porcentaje de personas en hogares privados en cada uno de los indicadores, en tanto que en la Figura 8 se presentan las tasas de privación censuradas, es decir, el porcentaje de personas en *hogares pobres* (de acuerdo con un $k=25\%$) privados en cada uno de los indicadores. Vale aclarar que en este caso no se ofrecen los intervalos de confianza de cada estimación, de manera que los resultados por indicador son orientativos pero la información no es suficiente para afirmar si las diferencias de cada indicador en el tiempo son estadísticamente significativas. Sin embargo, estos cambios están contenidos en las estimaciones agregadas del IPM sobre las cuales se reportan los intervalos de confianza.

¹⁹ González y Santos (2018) analizan la evolución del IPM aquí utilizado para el agregado de aglomerados urbanos de la EPH.

Figura 4.A. Estimaciones del IPM para Bahía Blanca para diferentes valores de k , 2004-2017. Intervalos de Confianza al 95% obtenidos con bootstrap.
(Estimaciones que consideran líneas de pobreza monetaria construidas con la CBT con revisiones de FIEL (2016) para los años 2009, 2014 y 2017)

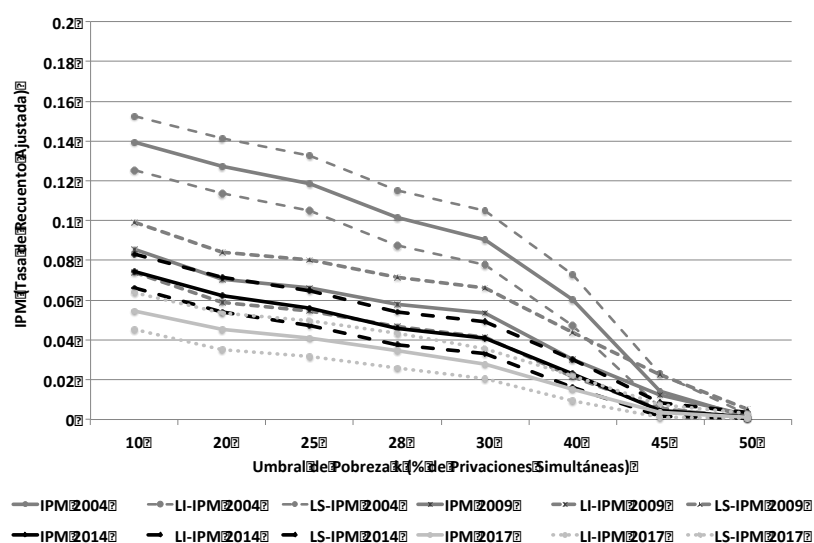
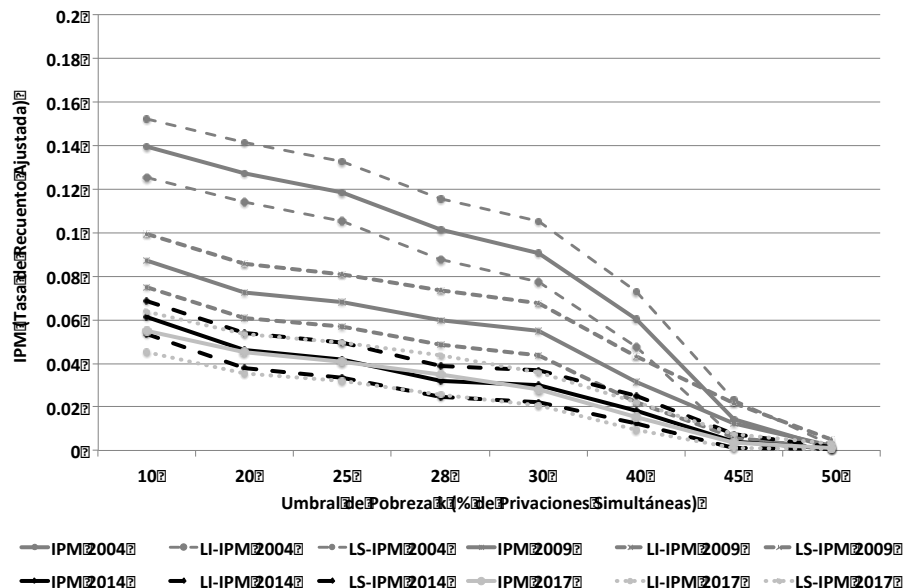


Figura 4.B. Estimaciones del IPM para Bahía Blanca para diferentes valores de k , 2004-2017. Intervalos de Confianza al 95% obtenidos con bootstrap
(Estimaciones que consideran líneas de pobreza monetaria construidas con la CBT sin las revisiones de FIEL (2016) para los años 2009, 2014).



Notas: Estimaciones propias con microdatos de los cuatro trimestres de cada año de la EPH. La valorización de la CBT para el computo de privación monetaria en 2004 corresponde a la del INDEC. La valorización de la CBT para el computo de privación monetaria en 2017 corresponde a la del FIEL (que incorporó las modificaciones introducidas en 2016).

Figura 5.A. Estimaciones del IPM para Bahía Blanca para $k=25\%$, 2004-2017. Intervalos de Confianza al 95% obtenidos con bootstrap.

(Estimaciones que consideran líneas de pobreza monetaria construidas con la CBT con revisiones de FIEL (2016) para los años 2009, 2014 y 2017)

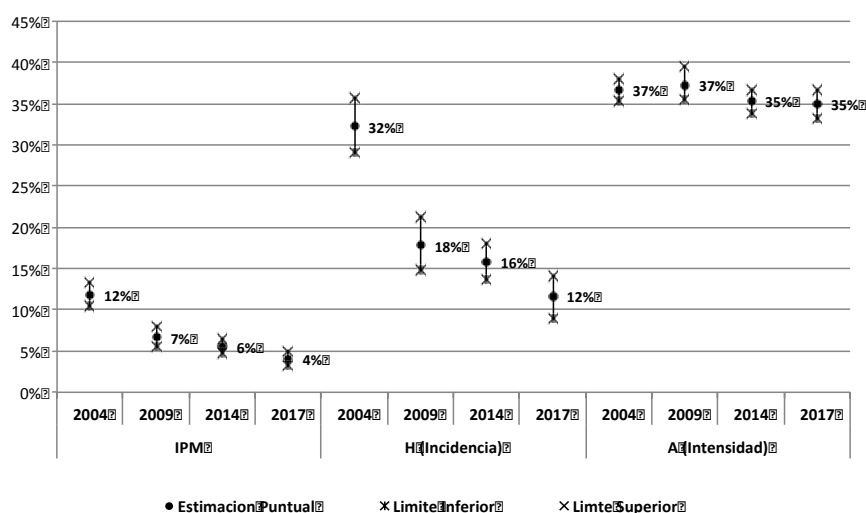
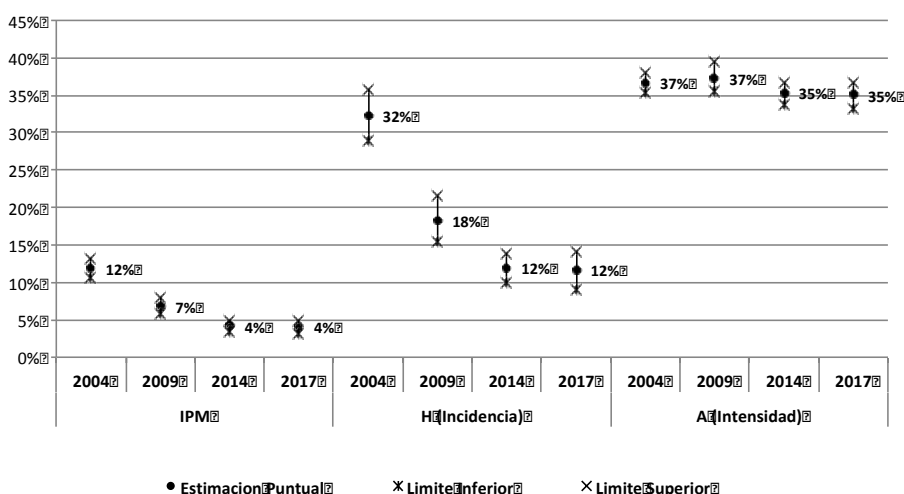


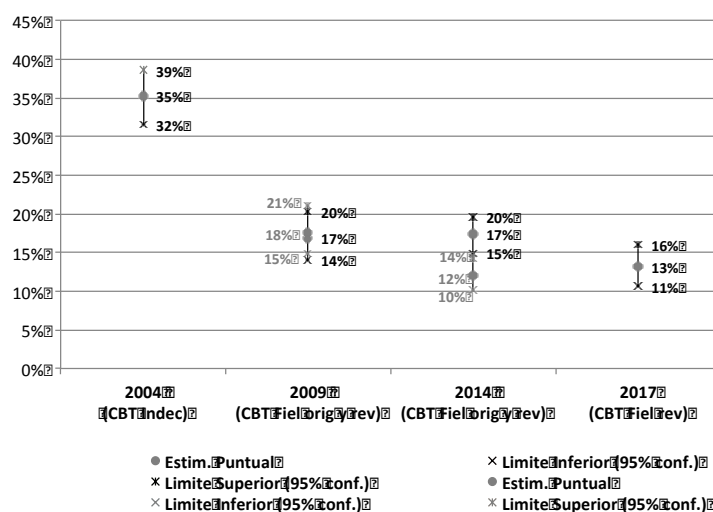
Figura 5.B: Estimaciones del IPM para Bahía Blanca para $k=25\%$, 2004-2017. Intervalos de Confianza al 95% obtenidos con bootstrap

(Estimaciones que consideran líneas de pobreza monetaria construidas con la CBT sin las revisiones de FIEL (2016) para los años 2009, 2014).



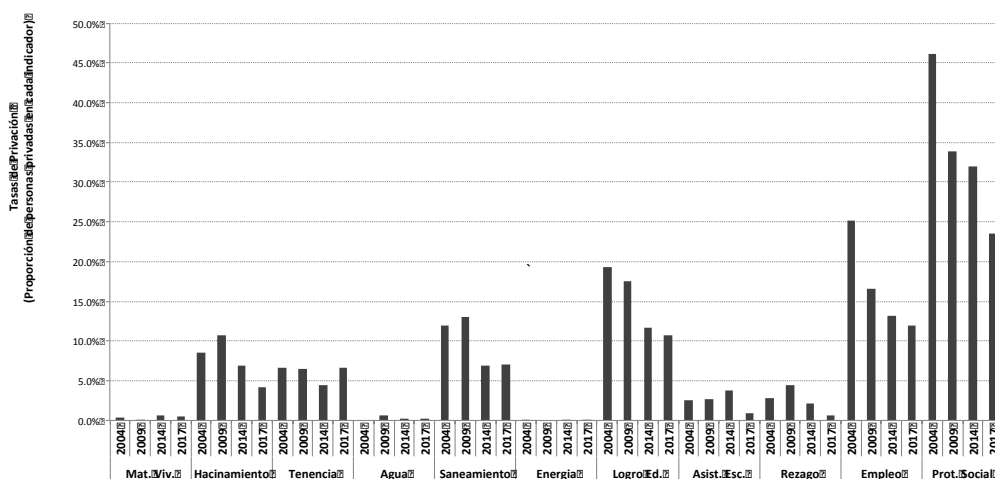
Notas: Estimaciones propias con microdatos de los cuatro trimestres de cada año de la EPH. La valorización de la CBT para el computo de privación monetaria en 2004 corresponde a la del INDEC. La valorización de la CBT para el computo de privación monetaria en 2017 corresponde a la del FIEL (que incorporó las modificaciones introducidas en 2016).

Figura 6. Tasas de pobreza por ingreso con líneas de pobreza alternativas Bahía Blanca 2004-2017



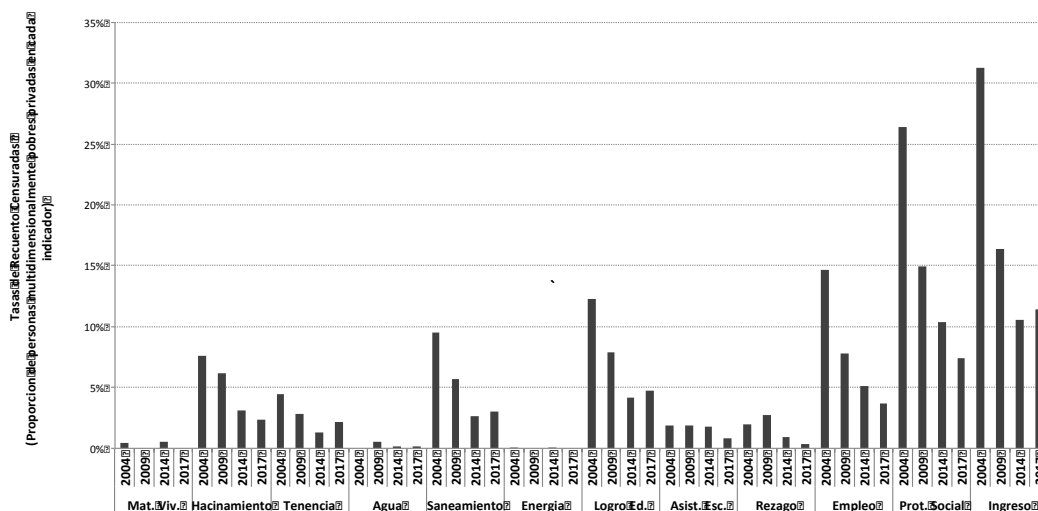
Notas: Elaboración propia con microdatos de los cuatro trimestres de cada año de la EPH. Las estimaciones en gris en los años 2009 y 2014 corresponden a las obtenidas utilizando la valorización de la CBT de FIEL sin la revisión introducida en 2016.

Figura 7. Tasas de privaciones no-monetarias – Bahía Blanca 2004-2017



Notas: Elaboración propia a partir de estimaciones de la EPH. Las definiciones de cada indicador de privación pueden encontrarse en la Tabla 1.

**Figura 8. Tasas de Recuento censuradas del IPM ($k=25\%$)
 Bahía Blanca 2004-2017**



Notas: Elaboración propia a partir de estimaciones de la EPH. Las estimaciones para 2009 y 2014 utilizan la valorización de la CBT de FIEL revisada en 2016; la de 2017 también utiliza la CBT de FIEL

¿Qué conclusiones pueden extraerse de la lectura conjunta de todas estas figuras? Se resumen a continuación los principales puntos de análisis para cada período.

- **Período 2004-2009**

Este período estuvo caracterizado por una reducción inambigua y sustancial de la pobreza multidimensional, tal como puede observarse en la Figura 4.B, que ofrece estimaciones comparables entre 2004 y 2009. Los intervalos de confianza de cada año no muestran solapamiento hasta un valor de k de 40% inclusive.²⁰ La misma reducción inambigua del IPM también se observa en la Figura 4.A, aunque las estimaciones de 2009 no son estrictamente comparables con las de 2004 (por las diferencias en la línea de pobreza monetaria).

Como puede observarse en la Figura 5.B,²¹ esta reducción sustancial de la pobreza multidimensional provino de una reducción de cerca de la mitad en la tasa de incidencia. Utilizando un $k=25\%$, la incidencia pasó del 32% (con un intervalo de confianza de entre 29% y 36%) -lo que equivale aproximadamente a 96 mil personas- a 18% (con un intervalo de confianza de entre 15% y 21%), es decir, 54 mil personas aproximadamente. La intensidad promedio de la pobreza, en cambio, no mostró variaciones significativas en ese período, sugiriendo que, quienes permanecieron pobres, permanecieron -en promedio- igual de intensamente pobres.²²

²⁰ Umbrales de pobreza mayores al 40% (en los cuales se superponen los intervalos de confianza) no son relevantes, ya que tienen asociadas estimaciones de pobreza virtualmente nulas.

²¹ La Figura 5.A evidencia lo mismo, pero se referencia el 5.B, puesto que esta ofrece estimaciones estrictamente comparables entre 2004 y 2009.

²² Cabe aclarar que, si bien este comportamiento relativo de los indicadores en la reducción de la pobreza multidimensional (una reducción relativa mucho mayor en la incidencia que en la intensidad) es el más frecuente, no es inequívoco. Por ejemplo, Alkire et al. (2015a) encuentran que Etiopía y Níger siguieron el

En términos de la composición de la pobreza, la Figura 6, junto con las Figuras 7 y 8, indican que la reducción de la incidencia de la pobreza multidimensional estuvo liderada por la reducción de la pobreza monetaria, cuya tasa se redujo a la mitad (Figura 6), conjuntamente con mejoras muy importantes en el indicador de desempleo en los hogares y de acceso a la seguridad social (Figuras 7 y 8). En efecto, la tasa de desocupación en la ciudad pasó de una tasa entorno al 16% en 2004, a una tasa entorno al 10% en 2009 (ver Figura 1).²³ La creación de empleo provino del sector privado, y el salario real aumentó en promedio 9.5% al año (CREEBBA, 2009).

Por su parte, el indicador de seguridad social mejoró en sus tres componentes: acceso de personas a cobertura de salud y realización de aportes previsionales -ambos asociados a incrementos en la formalidad del empleo-, como acceso a haberes previsionales por parte de personas en edad jubilatoria. La proporción de personas con cobertura de salud en Bahía Blanca pasó de un 60% en 2004 a un 71% en 2009 (estimaciones propias con datos de EPH), en tanto que la proporción de ocupados-asalariados realizando aportes jubilatorios pasó de 41% en 2004 a 53% en 2009 (estimaciones propias con datos de EPH). Tanto la reducción del desempleo como el incremento del empleo formal (entendido como empleo con cobertura de salud y aportes previsionales) presumiblemente estuvo dinamizado por el alto crecimiento económico que experimentó la economía argentina en ese período, en el marco de un proceso de gran recuperación post-crisis. Entre el año 2004 y hasta el tercer trimestre de 2008, la tasa de crecimiento promedio del PBI fue del 8%; recién a partir del IV trimestre del 2008 y hasta el final del 2009 hubo recesión.²⁴

En lo que respecta al incremento del acceso a beneficios previsionales, cabe destacar la Ley 25.994 y la Ley 24.476. La Ley 25.994, sancionada en 2004 (y vigente hasta el 2007), otorgó el derecho a obtener una jubilación a personas que, cumpliendo con los requisitos de edad, no tuvieran los años de aporte necesarios y aquellos que, habiendo completado los años de aporte, le faltasen menos de cinco años para alcanzar la edad jubilatoria (jubilación adelantada) (Calabria y Gaiada, 2012). A su vez, en 2005 se reglamentó la Ley 24.476 (sancionada en 1995), por medio de la cual, los trabajadores autónomos en edad jubilatoria que no hubieran realizado aportes jubilatorios o no hubieran completado los años de aporte requeridos, podrían comenzar a acceder a una jubilación en el marco de un plan de moratoria (Calabria y Gaiada, 2012).²⁵ Éstas, junto con otras medidas, tales como la simplificación de la normativa de probatoria para la acreditación de servicios y remuneraciones (por ejemplo, Resoluciones 980/05 y 524/08), llevaron a un incremento de la tasa de cobertura previsional desde 55.9% en 2006 a 81.4% en 2009 (ANSES, 2011, p.13).²⁶

patrón inverso. Encuentran además que los países que más han logrado reducir la pobreza multidimensional, redujeron *ambos* componentes. El análisis de la evolución temporal de las estimaciones puede desglosarse mucho más, siguiendo la metodología de Alkire et al. (2015a).

²³ Si bien la tasa de actividad tuvo fluctuaciones entre 2004 y 2009, punta a punta hubo solo una pequeña reducción, de manera que la reducción en la tasa de desocupación provino fundamentalmente del incremento en la tasa de empleo.

²⁴ Cálculos propios en base a INDEC (2019).

²⁵ Esta ley, aún vigente, es un plan de moratoria permanente con un vencimiento natural en función de la edad de las personas.

²⁶ Cabe señalar, también, que en el año 2007 se sancionó la Ley 26.222 de Libre Opción del Régimen Jubilatorio, la cual permitió el traspaso de afiliados del régimen de capitalización al régimen de reparto. A su vez, en 2008 se crea el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA).

Durante este período, los indicadores de privaciones no-monetarias en las dimensiones de vivienda, servicios básicos y educación no presentaron variaciones significativas (Figura 7).²⁷

- **Período 2009-2014**

Este fue un período con una performance de la pobreza multidimensional agregada menos clara que el anterior, debido a la no-robustez de la performance del indicador de pobreza monetaria. Cabe señalar que el desempeño en términos de crecimiento económico entre 2009 y 2014 fue mixto. Se alternaron años de crecimiento económico elevado (2010, 2011) con años de crecimiento económico modesto (2013) y años recesivos (2012 y 2014).²⁸ Además, se registró un progresivo incremento en la tasa de inflación que repercutió negativamente sobre el salario real, el cual cayó aproximadamente un 6%, retrotrayendo el mismo a niveles similares a los de 2010 (CREEBBA 2014b). Sin embargo, cabe señalar también, que a finales de 2009 se introdujo la Asignación Universal por Hijo (AUH), lo cual sumó un componente de política redistributiva importante con potencial impacto, tanto sobre la pobreza monetaria (Gasparini y Cruces, 2010), como sobre el indicador de asistencia escolar y el de logro educativo, dada la condicionalidad de la AUH.

Entre 2009 y 2014, las figuras muestran diferentes evoluciones dependiendo de la línea de pobreza monetaria que se utilice. Cuando se utilizan las líneas de FIEL sin la revisión (Figura 4.B), las estimaciones indican que hubo una reducción inambigua adicional de la pobreza multidimensional entre 2009 y 2014, aunque menor que la acontecida entre 2004 y 2009.²⁹ Utilizando estas valorizaciones de la CBT, la pobreza monetaria se redujo en 6 puntos porcentuales (de 18% a 12%, Figura 6). En cambio, cuando se utilizan las líneas de pobreza revisadas de FIEL (Figura 4.A), las cuales son entre un 25 y un 30% más altas que las no-revisadas, la tasa de pobreza para el aglomerado es mucho más alta en 2014 y su intervalo de confianza se solapa con el intervalo de confianza de las estimaciones para 2009,³⁰ indicando que aunque las estimaciones de pobreza puntuales de 2014 son menores que las de 2009, no puede afirmarse que haya habido una reducción inambigua de la pobreza en este período.

Similar a lo ocurrido en el período anterior, aún con las estimaciones que sugieren una reducción de la pobreza multidimensional (Figura 4.B), la misma estuvo dada por una reducción en la incidencia, sin modificaciones significativas en la intensidad promedio (Figura 5.B).

Entre los indicadores no-monetarios, cabe señalar que se dieron mejoras adicionales, aunque de menor magnitud en la reducción del desempleo (Figura 2) y en el acceso a la seguridad social (Figura 7). En lo que respecta el empleo, sin embargo, entre 2012 y

²⁷ Las pequeñas variaciones observadas en algunas tasas de privación (Figura 7), pueden deberse a variaciones muestrales. Nótese que, leyendo la Figura 7 en conjunto con la Figura 8, puede deducirse que las reducciones observadas en las tasas de recuento censuradas de algunas de las privaciones no-monetarias (Figura 8) provinieron de la reducción en la tasa de pobreza multidimensional, inducida por reducciones en la privación monetaria, de empleo y de seguridad social.

²⁸ Cálculos propios en base a INDEC (2019).

²⁹ La diferencia en la evolución de la pobreza monetaria con una y otra línea de pobreza puede apreciarse en la Figura 6, en donde se observa que, con la línea de pobreza revisada, el intervalo de confianza de la estimación para 2014 se solapa con el intervalo de confianza de la estimación para el 2009; en tanto que, con la línea de pobreza sin revisar (marcado en la Figura en gris), el intervalo de confianza de la estimación para 2014 es menor y no se solapa con el intervalo de confianza de la estimación para el 2009.

³⁰ Nótese, por ejemplo, que el límite superior del intervalo de confianza de las estimaciones del 2014 coincide para varios valores de k con las estimaciones puntuales de 2009.

2014 ocurrió un cambio cualitativo: el sector privado prácticamente dejó de generar empleo, rol que asumió activamente el estado nacional mediante la creación de empleo público (CREEBBA, 2014b).

A su vez, en este período, a diferencia del anterior, se observaron reducciones más importantes en las privaciones en las dimensiones de vivienda (hacinamiento y saneamiento)³¹, servicios básicos y educación (Figura 7); con las mejoras en los indicadores de asistencia escolar y logro educativo presumiblemente ligadas, al menos en parte, a los efectos de la introducción de la AUH (Edo, Marchionni y Garganta, 2015; Edo y Marchionni, 2018).

Cuando las reducciones en varias privaciones no-monetarias son puestas en conjunto con una reducción de la pobreza monetaria (utilizando la valorización de la CBT no revisada de FIEL), tal como ocurrió en el período 2004-2009, es natural que produzcan una reducción de la pobreza multidimensional. En cambio, cuando las mejoras en privaciones no-monetarias son puestas en conjunto con una no-mejoría en la privación monetaria (utilizando la valorización revisada de la CBT de FIEL), esta última opaca a las primeras y produce que el cambio entre 2009 y 2014 de la pobreza multidimensional no sea significativo, como muestra la Figura 4.A. La diferencia de resultados proviene de la no-robustez de las estimaciones de pobreza monetaria al uso de líneas de pobreza alternativas. En cualquiera de los dos casos, la utilización de un IPM, que agrega el comportamiento de las distintas dimensiones, permite obtener una conclusión respecto a qué ocurrió en definitiva con el grupo identificado como pobre (i.e. con privaciones simultáneas), algo que no es posible observando los indicadores de privaciones por separado (Alkire, Foster y Santos, 2011).

• **Período 2014-2017**

Este período comprende el final de un ciclo político en 2015 y la primera mitad del siguiente ciclo político. Se alternaron años recesivos y de alta inflación (entorno al 40% en 2014 y 2016) con años de crecimiento modesto (entorno al 3%) e inflación más moderada (un poco por encima del 25% en 2015 y 2017). Cabe señalar sin embargo que, a comienzos de 2016, se amplió la AUH a los hijos de monotributistas, lo cual significó un incremento significativo en la cantidad de perceptores de este beneficio (ANSES, 2018). En este período, además, se continuó avanzando en la universalización del acceso a la seguridad social. La Ley 26970 sancionada en 2014 (y vigente hasta 2016) representó una nueva moratoria para los trabajadores autónomos y monotributistas, extendiendo el período sin aportes que se podía regularizar.³² A su vez, se impulsó el registro de las trabajadoras del servicio doméstico (Ley 26844 sancionada en 2013). A nivel local, en el año 2016 se iniciaron obras de extensión de la red cloacal y agua, de la red de gas natural y algunas obras de mejoramiento de viviendas (Municipio de Bahía Blanca).³³

Para este período, corresponde analizar la Figura 4.A, puesto que presenta estimaciones con valorizaciones de la CBT comparables entre 2014 y 2017. Allí puede verse que, si bien la estimación puntual del IPM para 2017 es menor que la de 2014, los intervalos de confianza de las estimaciones de 2014 se superponen con las de 2017, indicando que no

³¹ Si bien presumiblemente no haya impactado en las estadísticas aquí obtenidas, cabe señalar que en este período se llevaron adelante obras de infraestructura, incluyendo agua y saneamiento, en el barrio Villa Rosario Sur en el marco del Programa Nacional de Mejoramiento de Barrios (PROMEBA).

³² La ley incluyó un filtro socioeconómico para el acceso a esta moratoria.

³³ <http://www.bahia.gob.ar/obras/cloacasdesaguesyagua-2016/>

se pueden realizar afirmaciones inambiguas respecto de la reducción del IPM. Sin embargo, la Figura 5.A permitiría afirmar que hubo una reducción de la incidencia de la pobreza multidimensional, ya que el límite superior en 2017 apenas coincide con el límite inferior de la estimación para 2014.

Este comportamiento del IPM es producto de que ni la pobreza monetaria ni las privaciones en las dimensiones no-monetarias registraron reducciones inambiguas. Si bien se observan disminuciones en las estimaciones puntuales de privación de ingresos (Figura 6), hacinamiento, logro educativo, rezago educativo y empleo (Figura 7), las mismas fueron de magnitud muy pequeña y no permiten afirmar que hubo mejoras significativas; e inclusive se observa un empeoramiento en la estimación puntual del indicador de tenencia de la vivienda. Las reducciones en las estimaciones puntuales de privación en asistencia escolar y rezago fueron algo mayores, aunque sólo la mejora en el indicador de acceso a la seguridad social parece haber sido de magnitud significativa³⁴, reflejando las modificaciones legales mencionadas en materia previsional ocurridas en este período.

Algo importante a notar es que entre 2009 y 2017, se observa una reducción inambigua del IPM (Figura 4.A), inducido por reducción de la incidencia de la pobreza multidimensional (aunque no de la intensidad). Utilizando un $k=25\%$, en 2017 la incidencia era del 12% (con un intervalo de confianza de entre 9% y 14%), es decir aproximadamente 36 mil personas, contrastando con el 18% del 2009 (Figura 4.A). Esta reducción estuvo dada tanto por reducciones en la pobreza monetaria (Figura 6), como por reducciones en la mayor parte de las privaciones no-monetarias: hacinamiento, saneamiento, logro educativo, asistencia escolar, rezago educativo, empleo y seguridad social.

En resumen, el pequeño tamaño de muestra de Bahía Blanca genera una variabilidad muestral importante, que redundo en intervalos de confianza amplios para las estimaciones. Dadas estas restricciones, y para ser rigurosos, es posible afirmar que la pobreza multidimensional se redujo inambiguamente entre 2004 y 2009 de manera muy significativa, y también entre 2009 y 2017, aunque en menor medida. Las estimaciones 2014-2017 no permiten realizar afirmaciones certeras de reducción o incremento. Las reducciones estuvieron dadas fundamentalmente por disminuciones en la incidencia de la pobreza. Sólo en un análisis punta a punta (2004-2017) se sugiere alguna reducción en la intensidad de la pobreza, aunque las estimaciones de 2017 no son estrictamente comparables con las de 2004.³⁵

IV.2 Situación reciente de la pobreza multidimensional: subgrupos de intensidad y privaciones monetarias vs. no monetarias

El apartado anterior estuvo orientado a dilucidar la tendencia en la evolución de la pobreza multidimensional en el aglomerado de Bahía Blanca-Cerri, y los componentes principales de la misma, con las restricciones que impone la falta de una serie

³⁴ Esta afirmación está basada sólo en la magnitud del cambio en la estimación puntual; se requeriría el intervalo de confianza para afirmarlo con certeza.

³⁵ Teniendo en cuenta esta no-estricta comparabilidad, se observa que la intensidad promedio bajó de 37% en 2004 (con un intervalo de confianza de 35 a 39%), lo cual implica una privación promedio de 4.4 indicadores ponderados, a un 35% (con un intervalo de confianza de 33 a 37%), lo cual equivale a una privación promedio de 4.2 indicadores ponderados. Si bien hay un solapamiento de un punto porcentual entre el límite superior del intervalo de confianza del A para el 2004 y el límite inferior del intervalo de confianza del A para el 2017, la superposición es pequeña y podría entenderse como una reducción.

comparable de valorización de la CBT, así como también el problema de la muestra pequeña en el aglomerado. Las mejoras metodológicas de la estimación de pobreza monetaria introducidas por el INDEC en 2016, si bien dificultan la comparación con estimaciones para años previos, permiten realizar un análisis más preciso de la situación actual.

Es por eso que en la Tabla 3 se presentan las estimaciones para 2017 obtenidas cuando se utiliza valorización de la nueva CBT realizada por el INDEC (2017) para tres umbrales de intensidad.³⁶ Las estimaciones sugieren que casi el 24% de la población Bahiense (con un intervalo de confianza bastante amplio) experimenta al menos 10% de las privaciones consideradas, lo cual implica estar privado en al menos dos indicadores no-monetarios o bien en el indicador monetario.³⁷ A partir de estas estimaciones, pueden armarse tres categorías de pobreza multidimensional, de manera algo *ad hoc*, pero intuitiva e informativa. Las mismas se presentan en la Figura 9.

Dentro del 24% de la población Bahiense que experimenta privaciones, un 8.6% (26 mil personas aproximadamente) puede clasificarse como en pobreza multidimensional de intensidad moderada, experimentando entre un 10% y un 25% de privaciones. Son aquellos que están privados en ingresos solamente, o bien en alguno de los indicadores de vivienda, servicios básicos o educación, más protección social. Luego, un 11% (34 mil personas aproximadamente)- se encuentra en pobreza multidimensional intensa, experimentando entre un 25% y un 39% de las privaciones. Son aquellos privados en ingresos y algo más, o bien en cuatro indicadores de las dimensiones de vivienda, servicios básicos o educación, o desempleo. Finalmente, existe también un núcleo de casi 4% personas (12 mil personas aproximadamente) en pobreza multidimensional severa.³⁸ Estas personas experimentan una pobreza muy intensa: están privadas en dos o más dimensiones completas. Por ejemplo, pueden estar privadas en ingresos y los tres indicadores de vivienda, o servicios básicos o educación, o en ingresos, desempleo y protección social y otros dos indicadores de las demás dimensiones.

¿Cómo se vinculan las privaciones monetarias con las privaciones no-monetarias en los tres grupos de la Tabla 3? Por ejemplo, y dado que la magnitud de las estimaciones es similar, ¿coincide el grupo de personas en pobreza multidimensional severa con el grupo de personas en situación de indigencia (ambos, entorno al 4%)? Se examinan estas cuestiones en las Tablas 4 y 5.

Independientemente de si el ingreso es incluido o no en un IPM, hay una relación entre el umbral de pobreza utilizado en un IPM y el tamaño posible de las discrepancias entre pobreza por ingresos y pobreza de IPM; esta relación se hace aún más sistemática cuando el ingreso es un indicador del IPM (Santos, 2019). La discrepancia de inclusión, entendida como la proporción de personas que serían identificadas como pobres por ingresos pero que pueden no ser pobres multidimensionales aumenta a medida que aumenta el umbral de pobreza del IPM. Esto es porque utilizar un umbral de pobreza más demandante (es decir, requerir un mayor número de privaciones para ser identificado como pobre) hace más probable que personas que son pobres por ingresos no sean multidimensionalmente pobres (pueden no exhibir muchas de las otras privaciones). A la

³⁶ Las estimaciones son más altas que las presentadas en las Figuras 4.A y 4.B para el año 2017 debido a que la valorización de la CBT del INDEC para 2017 es más alta que la de FIEL, utilizada en las figuras.

³⁷ Por definición, esta estimación es superior a la tasa de pobreza monetaria para ese año, utilizando la línea de pobreza de INDEC, la cual fue del 18% (estimaciones propias con datos de INDEC, EPH, Santos, 2018).

³⁸ Por definición, la suma de la proporción de personas en pobreza multidimensional intensa y severa, que es del 15%, es menor que la tasa de pobreza monetaria estimada para ese año en el aglomerado.

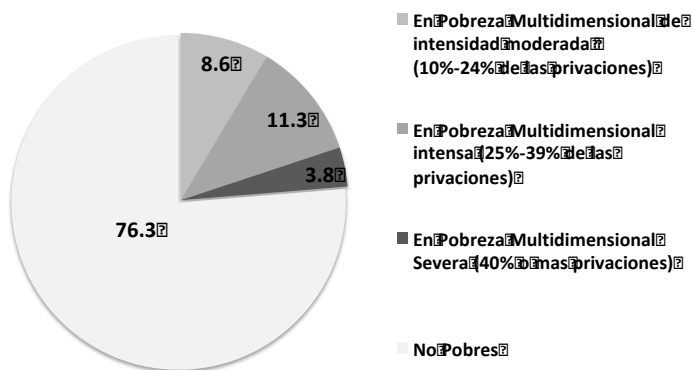
inversa, la discrepancia de exclusión, es decir, la proporción de personas que, siendo multidimensionalmente pobres no serían identificadas como pobres utilizando el ingreso, disminuye a medida que el umbral de pobreza multidimensional aumenta (Santos, 2019).

Tabla 3: Estimaciones de pobreza multidimensional para Bahía Blanca - Año 2017

(Intervalos de Confianza obtenidos por bootstrap entre paréntesis)			
Umbral de Pobreza k (% de privaciones simultáneas experimentadas)	Índice de Pobreza Multidimensional (IPM)	Tasa de pobreza multidimensional (H)	Intensidad de la Pobreza Multidimensional
10% o más	6.6% (5.6%-7.6%)	23.7% (20.3%-26.8%)	27.7% (26.1%-29.4%)
25% o más	5.2% (4.2%-6.2%)	15.1% (12.4%-18.1%)	34.3% (32.9%-35.7%)
40% o más	1.7% (1.1%-2.5%)	3.8% (2.4%-5.5%)	45.0% (42.9%-47.2%)

Notas: Elaboración propia en base a microdatos de la EPH. El IPM se corresponde con el descripto en la Tabla 1. Para estas estimaciones se utilizó para la privación monetaria la CBT de INDEC (2017).

Figura 9. Composición de la Pobreza Multidimensional en Bahía Blanca- Cerri por niveles de intensidad



Nota: Elaboración propia a partir de datos de EPH, INDEC.

En la Tabla 4 se presentan los cruces entre pobreza multidimensional y pobreza monetaria (como proporción del total de pobres multidimensionales y no-pobres multidimensionales) utilizando un k de 10% y más en la Tabla 4.A y utilizando un k de 40% y más en Tabla 4.B. Estas tablas reflejan la relación antes mencionada: para un k más bajo (como es el 10%), la discrepancia de inclusión (pobre por ingresos que no sea pobre multidimensional) es 0, en tanto que para un k más alto (como es el de 40%), la discrepancia de exclusión (no pobre por ingresos, pero pobre multidimensional) es 0. En las Tablas 5.A y 5.B se repite el ejercicio, pero cruzándolo con la indigencia.

Tabla 4: Pobreza Multidimensional y Pobreza Monetaria en el aglomerado de Bahía Blanca-Cerri -Año 2017- Líneas de Pobreza Monetaria de INDEC

Tabla 4.A				Tabla 4.B			
Pobreza Multidimensional con k=10%				Pobreza Multidimensional con k=40%			
		Pobre	No-Pobre			Pobre	No-Pobre
Pobreza Monetaria	Pobre	74%	0%	Pobreza Monetaria	Pobre	100%	14%
	No-Pobre	26%	100%		No-Pobre	0%	86%
Total		100%	100%	Total		100%	100%

Notas: Estimaciones propias con datos de la EPH. La definición de pobreza multidimensional sigue las especificaciones de la Tabla 1.

Tabla 5: Pobreza Multidimensional e Indigencia en el aglomerado de Bahía Blanca-Cerri -Año 2017- Líneas de Indigencia de INDEC

Tabla 5.A				Tabla 5.B			
Pobreza Multidimensional con k=10%				Pobreza Multidimensional con k=40%			
		Pobre	No-Pobre			Pobre	No-Pobre
Indigencia	Indigente	16%	0%	Indigencia	Indigente	45%	2%
	No-Indigente	84%	100%		No-Indigente	55%	98%
Total		100%	100%	Total		100%	100%

Notas: Estimaciones propias con datos de la EPH. La definición de pobreza multidimensional sigue las especificaciones de la Tabla 1.

Observando las tablas, es interesante notar que el 26% de quienes experimentan al menos una pobreza multidimensional moderada no son pobres por ingresos (Tabla 4.A), de manera que utilizar solo el indicador de ingresos excluiría a una fracción significativa de personas en situación de privación. Asimismo, el 84% de quienes son pobres multidimensionales con un k de 10% o más, no son indigentes (Tabla 5.A). Por otra parte, el grupo de quienes están en pobreza multidimensional severa no coincide totalmente con el grupo de quienes son indigentes en el aglomerado. En efecto, solo un 55% de quienes son severamente pobres en términos multidimensionales, son indigentes (Tabla 5.B). Estas discrepancias sugieren el valor añadido por el enfoque multidimensional en la medición de pobreza.

V. Conclusiones

En este trabajo se ofrecen estimaciones de un índice de pobreza multidimensional que busca aprovechar de la mejor manera posible la información disponible en la Encuesta Permanente de Hogares. Cubre cinco dimensiones fundamentales del bienestar, incluyendo el núcleo duro de necesidades básicas insatisfechas, la privación de ingresos y

privaciones que pueden entenderse como “de segundo orden” pero fundamentales para un país en desarrollo: el empleo y la protección social.

Las estimaciones sugieren que la performance del aglomerado fue similar a la del total de aglomerados urbanos, pero en niveles de pobreza menores. Se registra una significativa reducción de la pobreza multidimensional entre 2004 y 2009. Esta reducción estuvo guiada en buena medida por la recuperación en la dimensión de ingresos, pero también por la reducción del desempleo y el incremento del registro formal del empleo, todas estas variables directamente asociadas a la recuperación económica general que atravesó el país tras la profunda depresión del 2001-2002. Se evidenció, además, una mejora muy importante en el acceso a la seguridad social -percepción de jubilaciones, resultado de políticas específicas orientadas en este sentido.

La mejora en la reducción de la pobreza fue desacelerándose a partir del 2009 y si bien en 2017 se registraron niveles de pobreza menores a los de 2009, no es posible afirmar una reducción inequívoca, cuando se compara con 2014. Entre 2009 y 2014 el comportamiento de la dimensión monetaria no es robusto a la utilización de líneas de pobreza alternativas, y entre 2014 y 2017 no muestra variaciones significativas. Esto está en consonancia con una performance macroeconómica que alternó años de crecimiento con años de recesión, y niveles de inflación crecientes, pero que a partir de 2009 introdujo un componente de protección social importante: la Asignación Universal por Hijo. Sin embargo, en ambos periodos, y especialmente entre los extremos 2009 y 2017, se continuaron evidenciando avances en el acceso a previsión social, en el de empleo, y se observaron reducciones en las privaciones de hacinamiento, saneamiento, y educación, estas últimas presumiblemente ligadas, al menos en parte, a los efectos de la introducción de la AUH (Edo, Marchionni y Garganta, 2015; Edo y Marchionni, 2018). Podría decirse entonces que, de alguna manera, la falta de un contexto macroeconómico estable y favorable fue compensada por los efectos de políticas redistributivas de protección y seguridad social. A nivel local no se evidenciaron políticas específicas que marcaran una diferencia con los resultados a nivel nacional.

Pese a la reducción acontecida, la pobreza multidimensional permanece en niveles altos en el aglomerado de Bahía Blanca-Cerri. Utilizando la línea de pobreza monetaria de INDEC (2017) se estiman unas 26 mil personas aproximadamente en pobreza multidimensional de intensidad moderada (experimentando entre un 10% y un 25% de privaciones); unas 34 mil personas en pobreza multidimensional intensa (experimentando entre un 25% y un 39% de las privaciones) y un núcleo de casi 4% personas, 12 mil personas aproximadamente, en pobreza multidimensional severa, grupo que coincide solo en poco más de la mitad con el grupo de indigentes.

El trabajo deja abiertas varias líneas posibles para profundizar, la más importante quizás es de qué manera podría la política local a nivel del municipio complementar de un modo eficaz las políticas nacionales, especialmente en lo que respecta al grupo prioritario de personas en pobreza multidimensional severa y al grupo de personas en situación de indigencia. Por último, se remarca la importancia de mejorar las fuentes de datos a nivel local, de manera que se puedan obtener estimaciones más precisas que las que permite la EPH.

V. Referencias

- Alkire, S. y Foster, J.E. (2011). "Counting and multidimensional poverty measurement", *Journal of Public Economics*, 95 (7-8), 476–487.
- Alkire, S, Foster, J., and Santos, M. E. (2011). "Where did identification go?", *Journal of Economic Inequality*, 9(3), 501–505.
- Alkire, S., Foster, J., Seth, S., Santos, M. E., Roche, J. M. y Ballon, P. (2015a). *Multidimensional Poverty Measurement and Analysis: A Counting Approach*. Oxford: Oxford University Press.
- Alkire, S. y Santos, M. E. (2010). "Acute multidimensional poverty: A new index for developing countries". *OPHI Working Paper* 38. University of Oxford.
- Alkire S. y Santos, M. E. (2014). "Measuring Acute Poverty in the Developing World: Robustness and Scope of the Multidimensional Poverty Index". *World Development* 59, 251-274.
- Alkire, S., Roche, J. M., y Vaz, A. (2015b). "Changes Over Time in Multidimensional Poverty: Methodology and Results for 34 Countries". *OPHI Working Papers* 76. University of Oxford.
- Amarante, V., Arim, R. y Vigorito, A. (2008). "Multidimensional poverty among children in Uruguay 2004-2006. Evidence from panel data". Presented at the *Meeting of the LACEA / IADB / WB/ UNDP Network on Inequality and Poverty*, Universidad Católica de Santo Domingo. Santo Domingo, República Dominicana.
- ANSES (2018). Asignación Universal por Hijo para Protección Social. Boletín Mensual (Noviembre).
- Arévalo, C. y Paz J. (2015). "Pobreza en Argentina. Privaciones Múltiples y Asimetrías Regionales". *Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico*. Universidad Nacional de Salta.
- Arim, R. y Vigorito, A. (2007). "Un análisis multidimensional de la pobreza en Uruguay. 1991-2005". *Serie Documentos de Trabajo DT 10/06*, Instituto de Economía, Universidad de la República, Uruguay.
- Basu, K. y Foster, J. E. (1998). "On Measuring Literacy". *The Economic Journal*, 108 (451), 1733-1749.
- Battiston, D., Cruces, G., Lopez-Calva, L. F., Lugo, M. A. y Santos, M. E. (2013), "Income and Beyond: Multidimensional Poverty in Six Latin American Countries", *Social Indicators Research*, 112 (2), 291-314,
- Beccaria, L. y Minujin, A. (1988), "Métodos alternativos para medir la evolución del tamaño de la pobreza", *Instituto Nacional de Estadística y Censos de Argentina*, Buenos Aires.
- Bourguignon, F. y Chakravarty, S. (2003). 'The measurement of multidimensional poverty', *Journal of Economic Inequality*, 1 (1), 25-49.
- Calabria, A., y Gaiada, J. (2012), "Análisis del Sistema Previsional Argentino: Cobertura,

Distribucion y Tasa de Sustitucion". *Anales de la Asociacion Argentina de Economia Politica*. Disponible en: <https://aaep.org.ar/anales/works/works2012/Calabria.pdf>

CEPAL (2013), *Social Panorama of Latin America, 2013* (LC/G.2580-P). Santiago de Chile.

CEPAL (2014), *Social Panorama of Latin America, 2014* (LC/G.2580-P). Santiago de Chile.

Christiaensen, L. y Kanbur, R (2018). "Secondary towns, Jobs and poverty reduction: Introduction to World Development Special Symposium", *World Development*, 108, 210-220.

Conconi, A. y Ham, A. (2007). "Pobreza multidimensional relativa: Una aplicación a la Argentina". *Documento de trabajo CEDLAS N. 57*. CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata, Argentina.

CREEBBA (2009). *Aspectos del Mercado Laboral Bahiense*. En *Indicadores de Actividad Económica* N°105.

CREEBBA (2014a), *La importancia del Puerto Local En Indicadores de Actividad Económica* N°136.

CREEBBA (2014b). *El Salario de los Trabajadores Bahienses*. En *Indicadores de Actividad Económica* N°137.

Decancq, K. y Lugo, M. A. (2012). "Weights in Multidimensional Indices of Wellbeing: An Overview", *Econometric Reviews*, 32(1), 7-34

Desai, M. y Anup, S. (1998). "An Econometric Approach to the Measurement of Poverty", *Oxford Economic Papers*, 40 (3), 505-522.

Edo, M. y Marchionni, M. (2018), "Fading out effect or long lasting nudge? The impact of a Conditional Cash Transfer Program beyond starting the school year in Argentina". Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), *Documento de Trabajo No 225*. Universidad Nacional de La Plata.

Edo, M., Marchionni, M. y Garganta, S. (2015), "Conditional Cash Transfer Programs and Enforcement of Compulsory Education Laws. The case of Asignación Universal por Hijo in Argentina". Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS). *Documento de Trabajo Nro. 190*. Universidad Nacional de La Plata.

Feres, J. C. y Mancero, X. (2001). "El método de las necesidades básicas insatisfechas (NBI) y sus aplicaciones a América Latina", *Series Estudios Estadísticos y Prospectivos*. CEPAL -Naciones Unidas.

FIEL (2009-2018), "Valorización de la Canasta Basica Alimentaria y Canasta Basica Total. Disponible en: <http://www.fiel.org/canasta>

González, F. y Santos, M. E. (2018), "Las Múltiples Dimensiones de la Pobreza: Posadas en el contexto de la Argentina Urbana". *Visión de Futuro*, Año 1522 (2), 117-136.

INDEC (1984). *La Pobreza en la Argentina, Indicadores de Necesidades Básicas Insatisfechas a partir de los datos del censo nacional de Población y Vivienda 1980*. Presidencia de la Nación. Secretaría de planificación.

INDEC (2019). Series trimestrales desestacionalizadas de oferta y demanda agregada globales. Años 2004-2019. Disponible en: https://www.indec.gov.ar/nivel4_default.asp?id_tema_1=3&id_tema_2=9&id_tema_3=47.

INDEC. (1991) Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 1991. Disponible en: https://www.indec.gov.ar/nivel4_default.asp?id_tema_1=2&id_tema_2=41&id_tema_3=136

INDEC (2001). Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2001. Disponible en: https://www.indec.gov.ar/nivel4_default.asp?id_tema_1=2&id_tema_2=41&id_tema_3=134

INDEC (2002), "Paridades de Poder de Compra del Consumidor". Informe Metodológico. Dirección de Índices de Precios de Consumo. Disponible en: <http://www.indec.gov.ar/nuevaweb/cuadros/10/PPCC-Metodologia.pdf>

INDEC (2010), Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010. Disponible en: https://www.indec.gov.ar/nivel4_default.asp?id_tema_1=2&id_tema_2=41&id_tema_3=135

INDEC (2017). No respuesta de ingresos en la Encuesta Permanente de Hogares. Documento Técnico. Disponible en: https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/sociedad/nota_EPH_ingresos_06_17.pdf

INDEC (2016a). "Anexo Informe de Prensa. Mercado de trabajo: Principales indicadores. Segundo Trimestre de 2016. Consideraciones sobre la revisión, evaluación y recuperación de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH)". INDEC. Disponible en: https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/sociedad/anexo_informe_eph_23_08_16.pdf

INDEC (2016b), "La Medición de la Pobreza y la Indigencia en la Argentina". Metodología INDEC No. 22. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). Disponible en: https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/sociedad/EPH_metodologia_22_pobreza.pdf

INDEC (2017), Incidencia de la pobreza y la indigencia en 31 aglomerados urbanos. Segundo semestre 2017. Disponible en: https://www.indec.gob.ar/uploads/informesdeprensa/eph_pobreza_02_17.pdf

IPA/INDEC (1985), *Características de una línea de pobreza para Argentina*, DT No 8. Buenos Aires.

IPA/INDEC (1988). *Canasta básica de alimentos - Gran Buenos Aires*, DT N° 3, Buenos Aires.

Kaztman, R. (1989), "La Heterogeneidad de la Pobreza, El Caso de Montevideo", *Revista de la Cepal*, 37, 141-152.

López-Calva, L. F. y Ortiz-Juárez, E. (2009), "Medición multidimensional de la pobreza en México: Significancia estadística en la inclusión de dimensiones no monetarias", *Estudios Económicos* [en línea], 3-33.

López-Calva, L. F. y Rodríguez-Chamussy, L. (2005). "Muchos rostros, un solo espejo: Restricciones para la medición multidimensional de la pobreza en México". En Székely, M. (ed.), *Números que Mueven al Mundo: La Medición de la Pobreza en México*, México: Miguel Ángel Porrúa.

ODSA (2009). "La Deuda Social Argentina 2004-2008: El desarrollo humano y social en la Argentina en los umbrales del bicentenario". Barómetro de la Deuda Social Argentina No 5. Año 2009. Universidad Católica Argentina.
http://wadmin.uca.edu.ar/public/ckeditor/Interior_del_Barometro1.pdf

ODSA (2011). "Situación de pobreza e indigencia en los grandes centros urbanos 2006-2010" [Informe de Prensa]. Observatorio de Deuda Social Argentina. Universidad Católica Argentina. Disponible en:
http://wadmin.uca.edu.ar/public/20180503/1525379836_Informe_prensa_pobreza__2011.pdf

ODSA (2018), "Pobreza por Ingresos y Pobreza Multidimensional en la Argentina Urbana. 2010-2017" [Comunicado de Prensa]. Observatorio de Deuda Social Argentina. Universidad Católica Argentina.

Paz, J. (2014). "Pobreza Multidimensional en Argentina. Asimetrías regionales (Parte 1)" *Working Paper 11*, Instituto de Estudios Laborales y Desarrollo Económico (IELDE).

Salvia, A., Bonfiglio, J., Vera J. (2015). "Nota de Investigación. Las cifras de la pobreza y la importancia de una medición multidimensional". En Salvia, A., Bonfiglio, J. I., Donza, E., Rodríguez Espínola, S., Santángelo, M. C. y Vera, J., *Progresos sociales, pobreza estructurales y desigualdades persistentes. Ilusiones y Desilusiones en el desarrollo humano y la integración social al quinto año del bicentenario*. Observatorio de Deuda Social Argentina. Serie del Bicentenario 2010-2016, Año V.

Salvia, A. y Bonfiglio, J. I. (2019), "Pobreza Multidimensional fundada en derechos económicos y sociales. Argentina urbana: 2010-2018". Observatorio de Deuda Social Argentina. Universidad Católica Argentina.

Salvia A., Bonfiglio J. y Vera J. (2017). *La Pobreza Multidimensional en la Argentina Urbana 2010-2016. Un ejercicio de aplicación de los métodos OPHI y CONEVAL al caso argentino*. Observatorio de Deuda Social Argentina. Serie del Bicentenario (2010-2016), Año VII. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Educa.

Santos, M. E. (2014). "Measuring multidimensional poverty in Latin America: Previous experience and the way forward". *OPHI Working Paper 66*. University of Oxford.

Santos, M. E. (2016). "Pobreza por Ingresos en Argentina y Bahía Blanca: Estimaciones de referencia, cuestiones metodológicas y la importancia de restituir la estadística oficial". *Actualidad Económica*, 26 (89), 5-17.

Santos, M. E. (2018), "Informe: Pobreza en Bahía Blanca: 2004-2018". Documentos de Trabajo del IIESS No 8. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur.

Recuperado de: https://iiess.conicet.gov.ar/images/DDT/Informe_pobreza-_en_BB_2018_DDT_IIESS.pdf

Santos, M. E. (2019). "Desafíos en el diseño de medidas de pobreza multidimensional". *Series Estudios Estadísticos*, No.100, Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Santos, M. E., Lugo, M. A., Lopez-Calva, L. F., Cruces, G. y Battiston, D. (2010). "Refining the basic needs approach: A multidimensional analysis of poverty in Latin America". *Research on Economic Inequality Vol. 18: Studies in Applied Welfare Analysis: Papers from the Third ECINEQ Meeting*, 1–29.

Santos, M. E. y Villatoro, P. (2018). "A Multidimensional Poverty Index for Latin America", *Review of Income and Wealth*, 64(1), 52-82.

Santos, M. E., Villatoro, P., Mancero, X. y Gerstenfeld, P. (2015). "A Multidimensional Poverty Index for Latin America", *OPHI Working Paper No 79*. University of Oxford.

Sen, A. (1999). *Development as Freedom*. Oxford: Oxford University Press.

Stiglitz, J. E., Sen, A.K, and Fitoussi, J.P. (2009). *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*. Recuperado de: www.stiglitz-sen-fitoussi.fr.

TECHO (2016). Relevamiento de Asentamientos Informales de Argentina. Recuperado de: <http://relevamiento.techo.org.ar>.

Tornarolli, L. (2018). "Series Comparables de Indigencia y Pobreza: Una Propuesta Metodológica". *Documento de Trabajo No. 226*. CEDLAS.

UN-HABITAT (2015). "Intermediate Cities: Urban Growth and Renewal". Cuenca Declaration of Habitat III. Cuenca, Ecuador.

UNDP (2010). *The real wealth of nations: Pathways to human development. Human Development Report 2010*. New York: UNDP.

VI. Anexo

Tabla A.1: Tamaños muestrales de la EPH en Bahía Blanca para cada año analizado

Año	Trim.	Total de hogares	Total de personas
2004	1er	402	1156
	2do	398	1089
	3ro	403	1107
	4to	386	1094
	Total	1589	4446
2009	1er	456	1236
	2do	428	1143
	3ro	506	1388
	4to	488	1322
	Total	1878	5089
2014	1er	489	1281
	2do	554	1431
	3ro	545	1436
	4to	556	1426
	Total	2144	5574
2017	1er	506	1428
	2do	500	1352
	3ro	522	1446
	4to	539	1493
	Total	2067	5719

Notas: Elaboración propia a partir de los microdatos de la EPH.

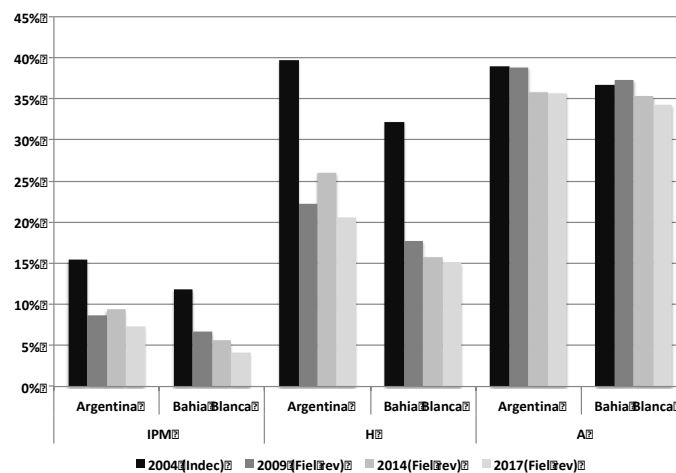
Tabla A.2: Valores alternativos de la Canasta Básica Total (CBT) utilizados para las estimaciones

Año	Trim.	CBT Capital Federal	CBT Región Pampeana (Bahía Blanca) (0.904*CBT_{CF})	Fuente
2004	1er	232.14	209.85	INDEC Serie histórica de la CBT ¹
	2do	233.65	211.22	
	3ro	236.19	213.52	
	4to	238.48	215.59	
2009	1er	474.73	429.16	FIEL (2009), Promedio del valor de la CBT de los tres meses de cada trimestre.
	2do	500.33	452.30	
	3ro	509.66	460.73	
	4to	534.23	482.94	
2009	1er	474.73	429.16	FIEL (2016), Promedio del valor de la CBT de los tres meses de cada trimestre. (CBT con revisiones)
	2do	500.33	452.30	
	3ro	509.66	460.73	
	4to	534.23	482.94	
2014	1er	1435.3	1297.51	FIEL (2009), Promedio del valor de la CBT de los tres meses de cada trimestre.
	2do	1599.97	1446.37	
	3ro	1702.67	1539.21	
	4to	1803.7	1630.54	
2014	1er	1894.47	1712.60	FIEL (2016), Promedio del valor de la CBT de los tres meses de cada trimestre.
	2do	2080.63	1880.89	
	3ro	2133.47	1928.66	
	4to	2267.43	2049.76	
2017	1er	4432.32	4006.82	FIEL (2018), Promedio del valor de la CBT de los tres meses de cada trimestre.
	2do	4834.12	4370.04	
	3ro	4932.17	4458.68	
	4to	5219.2	4718.16	
2017 ²	1er		4403.46	INDEC (2017) (incorpora varias mejoras metodológicas, entre ellas canastas específicas de cada región).
	2do		4700.88	
	3ro		4895.47	
	4to		5198.14	

Notas: Elaboración propia a partir de las canastas reportadas en cada fuente citada. 1: <https://www.indec.gov.ar/informacion-de-archivo.asp?solapa=2>

Los valores corresponden al promedio de los tres meses de cada trimestre. La CBT es el valor de la Canasta Básica Total para el adulto equivalente (hombre de 30 a 60 años de edad). 2: Dado que a partir de 2016 el INDEC ofrece valores de la CBT específicos de cada región no fue necesario tomar el valor de la CBT y ajustarlo para la región Pampeana.

Figura 1.A. Pobreza Multidimensional en Argentina y Bahía Blanca
 2004-2017, con $k=25\%$



Notas: Estimaciones propias en base a EPH, INDEC. Se utiliza aquí la especificación del IPM detallada en la Tabla 1. Para el indicador de privación monetaria se utilizan las líneas de FIEL con revisiones.