

NOTAS DE Población

JULIO-DICIEMBRE

2025

AÑO LII

Nº 121

ISSN 0303-1829

Demografía, desarrollo humano y desigualdades
en materia de inseguridad alimentaria en 11 países
de América Latina y el Caribe

Jorge Paz

Fecha de publicación: 31/12/2025

Publicación de las Naciones Unidas
LC/PUB.2025/15-P
Copyright © Naciones Unidas, 2025
Todos los derechos reservados
Impreso en Naciones Unidas, Santiago
S.2500299[S]

Las Naciones Unidas y los países que representan no son responsables por el contenido de vínculos a sitios web externos incluidos en esta publicación.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización o las de los países que representan.

Esta publicación debe citarse como: Paz, J. (2026). Demografía, desarrollo humano y desigualdades en materia de inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe. *Notas de Población* (121) (LC/PUB.2025/15-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse a la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), División de Documentos y Publicaciones, publicaciones.cepal@un.org. Los Estados Miembros de las Naciones Unidas y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a la CEPAL de tal reproducción.



NACIONES UNIDAS

CEPAL

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE)-División de Población de la CEPAL

Demografía, desarrollo humano y desigualdades en materia de inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe

Jorge Paz¹

Recibido: 24/02/2025
Aceptado: 18/04/2025

Resumen

En este artículo, se estima y compara la prevalencia de la inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe, agrupados por nivel de desarrollo humano. Asimismo, se evalúa la relación entre factores sociodemográficos e inseguridad alimentaria leve, moderada y grave, y se consideran las diferencias estructurales entre países. Para ello, se utilizan microdatos de la Encuesta Mundial de Gallup y la escala de experiencia de inseguridad alimentaria (FIES) de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO). Los resultados muestran que el 40% de la población analizada vive en hogares con algún grado de inseguridad alimentaria, y el 14% experimenta su forma más extrema. La relación entre los factores demográficos y la inseguridad alimentaria varía según el nivel de desarrollo humano, lo que resalta la necesidad de implementar estrategias diferenciadas para formular políticas más efectivas y contextualizadas en la región.

Palabras clave: seguridad alimentaria, escasez de alimentos, desarrollo humano, igualdad, composición de la población, dinámica de la población, análisis de datos, modelos matemáticos, América Latina.

¹ Doctor en Economía y Doctor en Demografía. Investigador Principal del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) y Profesor Titular de la Universidad Nacional de Salta (UNSa). Investigador del Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (IELDE), Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales de la UNSa. Correo electrónico: jpaz@conicet.gov.ar.

Abstract

In this article, the prevalence of food insecurity in 11 Latin American and Caribbean countries, grouped by level of human development, is estimated and compared. The link between sociodemographic factors and mild, moderate and severe food insecurity is examined and the structural differences between countries are taken into account, on the basis of microdata from the Gallup World Poll and the Food Insecurity Experience Scale of the Food and Agriculture Organization of the United Nations. The results show that 40% of the population studied live in households facing some degree of food insecurity, 14% in its most extreme form. The link between demographic factors and food insecurity varies according to the level of human development, underscoring the need for implementation of differentiated strategies to formulate more effective and localized policies in the region.

Keywords: food security, food shortage, human development, equality, population composition, population dynamics, data analysis, mathematical models, Latin America.

Introducción²

En 2015, con ocasión de la aprobación de la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible, 193 países de todo el mundo se comprometieron a poner fin al hambre³. En concreto, la meta 2.1 del Objetivo de Desarrollo Sostenible (ODS) 2 está formulada del siguiente modo: “De aquí a 2030, poner fin al hambre y asegurar el acceso de todas las personas, en particular los pobres y las personas en situaciones de vulnerabilidad, incluidos los niños menores de 1 año, a una alimentación sana, nutritiva y suficiente durante todo el año”. Los datos mencionados en la Agenda 2030 reflejaban esta realidad: “una de cada nueve personas en el mundo está subalimentada en la actualidad; esto es, alrededor de 815 millones de personas en el mundo”. Como se destaca en un estudio reciente, la prevalencia de la inseguridad alimentaria moderada o grave en África (58%) prácticamente duplica el promedio mundial, mientras que, en América Latina y el Caribe, Asia y Oceanía, se acerca a la estimación mundial: un 28,2%, un 24,8% y un 26,8%, respectivamente (Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura [FAO] et al., 2024).

Este patrón se confirmó a partir de otras mediciones contemporáneas. Por ejemplo, en Benites-Zapata et al. (2021), mediante una base de datos independiente elaborada por Facebook y la Universidad de Maryland en los primeros meses de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19) —abril y mayo de 2020—, se estimó que la prevalencia de la inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe alcanzaba el 75,7%, y se situaba en valores superiores al 85% en países como Haití, Nicaragua y Venezuela (República Bolivariana de). Aunque sus definiciones y medidas no son equivalentes a las de la escala de experiencia de inseguridad alimentaria (FIES) de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO), los resultados confirman la magnitud del problema en los momentos iniciales de la crisis sanitaria.

Si bien, en 2023, América Latina y el Caribe registró un descenso de la inseguridad alimentaria —entendida como la dificultad o imposibilidad de acceder a alimentos suficientes y adecuados (FAO et al., 2024)—, es evidente que esto no ha ocurrido ni en todos los países de la región, ni de manera uniforme en aquellos donde ocurrió. El crecimiento de la población, y el choque económico y sanitario provocado por la pandemia y el confinamiento, sumados a los desequilibrios macroeconómicos recurrentes en algunos países, han hecho que el logro del ODS 2 se encuentre hoy más lejos que cuando se formuló, en 2015.

El nivel de desarrollo económico, social y humano de los países podría haber influido también en estos resultados. Como se ha mostrado en otros estudios⁴, la inseguridad alimentaria no está desconectada del nivel de desarrollo de los países. De hecho, si se entiende el desarrollo humano como una ampliación de las capacidades de las personas, un

² Este documento forma parte del proyecto “Pobreza alimentaria en América Latina. Un estudio empírico sobre sus determinantes” (2930/0) del Consejo de Investigación de la UNSa.

³ Véanse más detalles en <https://www.un.org/sustainabledevelopment/es/hunger/>.

⁴ Por ejemplo, Gani y Chand Prasad (2007) en el caso de los países de ingresos bajos, y Martínez et al. (2009) en el de América Latina y el Caribe.

mayor nivel de desarrollo humano debería estar asociado a menores niveles de inseguridad alimentaria (Sen, 1981). Por ese motivo, se ha considerado aquí el desarrollo humano como un factor que contribuye a entender la trayectoria y el grado de inseguridad alimentaria en los países que conforman la muestra. A la vez, se consideró importante su introducción en el análisis en la medida en que permite evaluar el efecto de la fuerte heterogeneidad que existe dentro de los países y entre ellos como un condicionante más de las diferencias en materia de inseguridad alimentaria⁵.

Este trabajo tiene por objetivo, por un lado, estimar la prevalencia de la inseguridad alimentaria en 11 países de América Latina y el Caribe, que se pueden agrupar en tres categorías según su índice de desarrollo humano. Por otro, se analizan algunas de las razones que permiten entender las diferencias observadas entre estos grupos y dentro de ellos, y se hace hincapié en variables relacionadas con la dinámica demográfica, como la edad, el sexo, el tipo de residencia y la estructura de los hogares. El período analizado abarca la crisis económica ocurrida como consecuencia del confinamiento impuesto por los gobiernos para evitar la propagación del virus del COVID-19, que aquí se ha considerado un factor determinante más de la inseguridad alimentaria.

Además del sufrimiento individual e inmediato que implica el hambre involuntaria, que justifica de por sí su estudio, en la literatura sobre el tema se destacan el impacto negativo sobre el crecimiento económico (Leibenstein, 1957; Lipton, 1983) y la distribución del ingreso (Stiglitz, 1976; Dasgupta y Ray, 1986; Bliss y Stern, 1978; Strauss, 1986; Behrman, 1993, entre otros) entre las consecuencias económicas de la malnutrición moderada y grave. Se podrían agregar también los efectos negativos sobre el desarrollo cognitivo, la actividad física y, como se analiza en Laraia (2013) y Jones (2017), la salud mental y física. Estos fenómenos, si bien no son económicos en una primera instancia, tienen claros efectos sobre la productividad individual a largo plazo y, por tanto, afectan al crecimiento económico. Asimismo, la inseguridad alimentaria se ha asociado con una peor gestión de enfermedades crónicas como la diabetes (Nelson et al., 2001), lo que tiene consecuencias relacionadas con el ausentismo laboral y la mortalidad prematura, junto con otros impactos económicos significativos (Jonsson, 1998).

El documento está estructurado en siete secciones. En la sección A se presenta el marco conceptual que sirvió de guía para formular la hipótesis de investigación e interpretar los resultados. La sección B presenta los datos y la metodología empleada para desarrollar el trabajo empírico, cuyos resultados se muestran en la sección C. Para concluir, en la sección D se ponen en contexto los resultados y se relacionan brevemente con la literatura sobre el tema.

⁵ El concepto de “heterogeneidad interna” se usa aquí en el sentido dado a las diferencias que existen entre países por los estudios que han abordado el tema de la heterogeneidad económica y productiva en la región. Entre esos estudios, se encuentra el trabajo fundacional de Pinto (1970).

A. Marco conceptual

El término técnico que describe de manera precisa el fenómeno que se analiza en este documento es “inseguridad alimentaria”, un concepto que trasciende la falta de alimentos, dado que incorpora estados previos al hambre, como la zozobra ocasionada por una hipotética restricción en el acceso a bienes alimentarios básicos. La inseguridad alimentaria se define entonces como la incapacidad de comprar alimentos o disponer de ellos en cantidad suficiente y con la calidad adecuada en formas socialmente aceptables, o la incertidumbre respecto de poder hacerlo o no (Dowler y O'Connor, 2012; Coleman-Jensen et al., 2022; Taylor y Loopstra, 2016).

Además de su importancia teórica, esta perspectiva conceptual se usa también para medir la prevalencia de la inseguridad alimentaria (Loopstra et al., 2016; Davis y Geiger, 2017), y ofrece una base teórica para la medición del fenómeno, lo que permite comparar niveles entre países o grupos de países y en un mismo país, en diferentes años. El proyecto Voices of the Hungry (VoH) de la FAO ha desarrollado una medida experiencial de la inseguridad alimentaria: la escala de experiencia de inseguridad alimentaria (FIES). El objetivo del proyecto VoH es producir estimaciones anuales comparables de la inseguridad alimentaria en todo el mundo, y la FIES es el primer protocolo de encuesta para medir la experiencia directa de inseguridad alimentaria de las personas a nivel individual a escala mundial (Cafiero et al., 2018).

La conceptualización de la seguridad alimentaria ha cambiado en los últimos 50 años, y se ha estructurado a partir de cuatro pilares fundamentales, a saber: disponibilidad, acceso, utilización y estabilidad (del Carmen González-Catalán et al., 2022). En Clapp et al. (2022) se propone agregar dos dimensiones adicionales: capacidad de influencia (*agency*) y sostenibilidad. Estos elementos amplían el enfoque, al incluir la capacidad de los individuos para influir en sus sistemas alimentarios y la viabilidad ecológica y social a largo plazo de dichos sistemas. Estas dimensiones son particularmente relevantes en América Latina y el Caribe, donde la desigualdad social y la vulnerabilidad ambiental afectan al acceso a los alimentos de grandes sectores de la población, como se ha documentado en Smith, Kassa y Winters (2017) y Aceves-Martins et al. (2018).

Con fines más bien analíticos, los factores que inciden en la inseguridad alimentaria pueden agruparse en oferta y demanda. La oferta alude a la disponibilidad de alimentos, que, a su vez, está determinada por la producción agrícola, la distribución, el comercio internacional y las políticas de importación y exportación. Por otra parte, por el lado de la demanda, el acceso a los alimentos depende de los ingresos familiares, los precios de los productos alimentarios y la estructura del mercado laboral. El ingreso es, en este sentido, un determinante clave, dado que la capacidad de un hogar para adquirir alimentos depende directamente de la disponibilidad de recursos económicos (Feleke et al., 2005).

Junto con estos factores económicamente relevantes, en trabajos anteriores se han detectado diferencias significativas en lo que respecta al acceso a los alimentos según el tipo

de ingresos (laborales o no laborales), así como al tamaño y la composición del hogar. La educación y la edad de la persona de referencia del hogar influyen en su inserción laboral y, en consecuencia, en la capacidad de compra de alimentos (Dudek y Myszkowska-Ryciak, 2020). Además, la localización geográfica y el grupo étnico se han mencionado también como factores relevantes en diversos estudios sobre seguridad alimentaria en América Latina y el Caribe (FAO et al., 2020).

Uno de los factores más estudiados en la literatura reciente es el sexo de la persona de referencia del hogar. Varios estudios han demostrado que los hogares encabezados por mujeres tienen una mayor probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria en comparación con los encabezados por hombres (Magaña-Lemus et al. 2016; Urquía-Fernández, 2014; Broussard, 2019; Grimaccia y Naccarato, 2022). Esta diferencia por sexo en el acceso a los alimentos se ha documentado en diversas regiones, incluida la Unión Europea, Asia Meridional y África Subsahariana, así como en estudios específicos de América Latina y el Caribe (Aceves-Martins et al., 2018). Las razones de estas disparidades pueden ser múltiples. En muchos casos, los ingresos de las mujeres son más bajos que los de los hombres, lo que reduce su capacidad de compra de alimentos. A esto puede sumarse el hecho de que, cuando se produce una ruptura matrimonial, las mujeres suelen asumir la responsabilidad principal del cuidado de los hijos, lo que aumenta la carga económica de los hogares monoparentales. La falta de mecanismos eficaces de protección social, como transferencias de dinero o pensiones alimenticias, puede agravar esta situación y dejar a las mujeres en una posición económica más vulnerable, lo que incrementa la inseguridad alimentaria en estos hogares.

A pesar de que todos estos factores influyen en el grado y la distribución de la inseguridad alimentaria, se ha señalado el nivel de desarrollo humano en sí mismo como un elemento de diferenciación. En este sentido, uno de los enfoques más destacados es el de Sen (1981), según el cual el hambre no es simplemente un problema de disponibilidad de alimentos, sino también de acceso económico a ellos. Su teoría de los derechos de acceso apunta a que la inseguridad alimentaria no siempre ocurre debido a una escasez absoluta de alimentos, sino que a veces obedece a la incapacidad de ciertos grupos para adquirirlos dentro de un sistema económico determinado. De acuerdo con Smith et al. (2024), los países con mayor desarrollo tienden a exhibir niveles más altos de confianza en sus instituciones, lo que podría facilitar políticas más efectivas para combatir la inseguridad alimentaria. Sin embargo, cuando las estrategias gubernamentales fallan a la hora de garantizar el acceso a los alimentos, la inseguridad alimentaria puede actuar como un factor que erosiona la confianza en las instituciones, y debilitar así el vínculo entre el desarrollo y la mejora de las condiciones de vida.

Por lo tanto, es importante examinar las desigualdades demográficas y contextualizar la inseguridad alimentaria dentro de países muy diferentes, a pesar de su vecindad geográfica. En ese punto, el nivel de desarrollo humano es clave no solo como un determinante en sí mismo, sino también como una herramienta metodológica que permite agrupar países con niveles de desarrollo humano semejantes y, a la vez, muy diferentes de los de otros grupos de países. De hecho, es de suma importancia observar las desigualdades sociodemográficas en contextos sociales, institucionales y económicos diferentes.

B. Datos y metodología

1. Fuente de datos

Este estudio se basa en microdatos de la FAO, obtenidos en múltiples ediciones de la Encuesta Mundial de Gallup y de la FIES correspondientes a distintos países de América Latina y el Caribe en el período de 2014 a 2023. A partir de estas bases de datos individuales, se construyó un conjunto de datos consolidado para los 11 países analizados. La Encuesta Mundial de Gallup se realiza todos los años desde 2005 y recoge información diversa a partir de una muestra aleatoria de aproximadamente 1.000 personas por país cada año. Estas muestras son representativas a nivel nacional de la población residente (no institucionalizada) de 15 años o más en cada país. El análisis incluye a la Argentina, el Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, el Perú y el Uruguay.

Las entrevistas se realizan de manera presencial o telefónica, dependiendo de la infraestructura del país. En los países donde la cobertura telefónica supera el 80%, la encuesta se administra por teléfono mediante el método de marcación aleatoria de dígitos, seleccionando números de una lista representativa a nivel nacional. En los países donde se realizan las entrevistas cara a cara, el proceso de muestreo consta de tres etapas: primero, se definen las unidades de muestreo (viviendas) en conglomerados estratificados por tamaño de población o unidad geográfica; después, se realiza una selección aleatoria de hogares dentro de cada conglomerado, y, por último, dentro de cada hogar seleccionado, se elige a la persona que se va a entrevistar mediante el método del último cumpleaños y el uso de una tabla de selección específica para garantizar la aleatorización.

La Encuesta Mundial de Gallup se compone de un núcleo de preguntas comunes que se emplean en todos los países y se complementan con preguntas adicionales según la región. Entre los temas que se abordan, figuran la percepción de las instituciones nacionales, la corrupción, el desarrollo juvenil, la cohesión comunitaria, la diversidad, el optimismo, las comunicaciones, la religiosidad, y otros aspectos socioeconómicos. La mayoría de las preguntas tienen formato dicotómico (sí o no), lo que facilita la comparabilidad de las respuestas entre países. En este caso, no se dispuso de bases de datos completas, sino de la parte que la FAO distribuye de manera gratuita, previa solicitud. Se trabajó así con la información demográfica y económica, y se abarcaron aspectos como el empleo, el nivel educativo, los ingresos, y el tamaño y composición del hogar. Esta última dimensión es crucial para este estudio, ya que permite analizar con mayor precisión la relación entre la estructura del hogar y la inseguridad alimentaria.

2. La variable dependiente

La variable dependiente refleja la gravedad de la inseguridad alimentaria según la respuesta de las personas al cuestionario de la FAO. La FIES mide la dimensión de la inseguridad alimentaria relacionada con el acceso a través de la experiencia de una persona (Cafiero, 2016). La inseguridad alimentaria se experimenta comúnmente como una progresión, en que el primer grado de la escala, denominado “leve”, se vive, en primer lugar,

como una preocupación por cómo adquirir alimentos debido a la falta de recursos, que progresa a la renuncia a la calidad y variedad de los alimentos, y luego a una reducción en la cantidad de alimentos, antes de pasar a saltarse comidas y experimentar hambre asociada con la inseguridad alimentaria grave (Coates et al. 2006).

La FIES utiliza ocho preguntas de respuesta binaria (sí o no) orientadas a evaluar la gravedad del caso. El período de referencia es el último año (Ballard et al. 2013). Más específicamente, se plantean las preguntas siguientes:

Durante los últimos 12 meses, ha habido algún momento en que, por falta de dinero u otros recursos:

1. Se haya preocupado por no tener suficientes alimentos para comer.
2. No haya podido comer alimentos sanos o nutritivos.
3. Haya comido poca variedad de alimentos.
4. Haya tenido que saltarse una comida.
5. Haya comido menos de lo que pensaba que debía comer.
6. Su hogar se haya quedado sin alimentos.
7. Haya sentido hambre, pero no comió.
8. Haya dejado de comer durante todo un día.

Sobre esta base, en este artículo se utilizó una variable dependiente que se denomina “inseguridad alimentaria”, que tiene carácter ordinal y asume los valores 0 (sin inseguridad alimentaria), 1 (inseguridad alimentaria leve), 2 (inseguridad alimentaria moderada) y 3 (inseguridad alimentaria grave). La variable dependiente tomaba valor 0 si la persona encuestada respondía negativamente a las ocho situaciones enumeradas; el valor 1 si lo hacía en las situaciones 1 o 2; el valor 2 si respondía afirmativamente a las preguntas 3, 4, 5 o 6, y el valor 3 si respondía positivamente a las situaciones 7 u 8.

Antes de efectuar las regresiones del análisis, se realizó una prueba de coherencia de datos para eliminar las observaciones incoherentes. Lo que se intenta corroborar es que las respuestas de un hogar a preguntas sobre la experiencia de situaciones más graves no sean afirmativas, después de haber contestado negativamente a otras preguntas sobre situaciones menos graves. No se trata de una coherencia absoluta secuencial, elemento por elemento, sino de un criterio más flexible, que consiste en tomar observaciones de pares de afirmaciones. Por ejemplo, que quienes respondieron sí a alguno de los elementos 7 y 8, hayan respondido sí a alguno de los pares anteriores (5 y 6 en el ejemplo).

3. Las variables independientes

Se seleccionaron las siguientes variables: nivel de desarrollo humano, sexo, edad, nivel educativo de la persona que respondió a la encuesta, quintil de ingresos familiares, cantidad de niñas y niños en el hogar, estructura familiar y año de la encuesta. Cada una de estas variables cumple un propósito específico, de acuerdo con el marco conceptual esbozado en la sección anterior y la literatura especializada sobre el tema.

Para analizar la relación entre la inseguridad alimentaria y el nivel de desarrollo humano, se organizaron los países según la clasificación del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), distinguiendo entre países de alto, medio y bajo desarrollo humano (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD], 2024). En el grupo de desarrollo humano alto, se incluyen la Argentina, Chile, Costa Rica y el Uruguay; en el grupo de desarrollo humano medio, el Brasil, México y el Perú, y en el grupo de desarrollo humano bajo, El Salvador, Haití, Honduras y Guatemala. En estudios anteriores (FAO et al., 2020), se ha señalado que el acceso a los alimentos es más restringido en países con menor desarrollo económico y social, por lo que se espera que los hogares ubicados en contextos de bajo desarrollo humano presenten mayores niveles de inseguridad alimentaria.

Respecto a la variable sexo, se consideró el de la persona entrevistada. En estudios realizados con una base de datos similar a la utilizada en el presente artículo, aunque con un mayor número de países, se ha mostrado que las mujeres corren un mayor riesgo de experimentar inseguridad alimentaria que los hombres (Magaña-Lemus et al., 2016; Broussard, 2019). Aquí se incluye una variable independiente dicotómica que toma el valor 1 si la persona que responde a la encuesta es mujer y 0 si es hombre. Se espera encontrar un efecto positivo de esta variable sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria, especialmente en sus niveles menos extremos.

La edad de la persona encuestada también constituye un factor determinante clave que, en los modelos, se agrupa en cinco categorías: de 15 a 24 años, de 25 a 34 años, de 35 a 44 años, de 45 a 54 años, y 55 años o más. Según los resultados de estudios previos, los hogares encabezados por personas jóvenes suelen enfrentar mayores barreras de acceso al empleo y, por ende, a los alimentos (Feleke et al., 2005). Se espera que la inseguridad alimentaria disminuya con la edad hasta cierto punto, aunque podría incrementarse en los hogares con personas mayores sin ingresos suficientes.

La asociación entre la inseguridad alimentaria y el nivel educativo se analizó a partir de la clasificación contenida en la base de datos, que distingue tres niveles: elemental, medio y superior. Se ha determinado que la educación es un factor que influye en la seguridad alimentaria a través de su impacto sobre la empleabilidad y el ingreso (Aceves-Martins et al., 2018). Así, se espera que un mayor nivel educativo reduzca la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria.

En relación con los ingresos del hogar, se utilizó la variable proporcionada por la encuesta que clasifica a los hogares según quintiles de ingresos familiares. Las regresiones incluyen variables categóricas que agrupan a los hogares desde el quintil más bajo (I) hasta el más alto (V). El nivel de ingresos es una de las principales variables explicativas en los estudios sobre inseguridad alimentaria (Smith et al., 2017). Se espera que los hogares ubicados en los quintiles inferiores presenten una probabilidad significativamente mayor de experimentar inseguridad alimentaria.

La composición o estructura del hogar se ha señalado como uno de los factores más estrechamente relacionados con la inseguridad alimentaria (Martin-Fernandez et al., 2014; Paz, 2022). Para captar este efecto, se incluyeron variables dicotómicas que diferencian

entre hogares unipersonales, monoparentales paternos (hombre adulto con hijos) y monoparentales maternos (mujer adulta con hijos), hogares nucleares con hijos y otro tipo de hogares, como los compuestos o extendidos.

El número de niñas y niños en el hogar también incide sobre la carga económica y la disponibilidad de recursos para la adquisición de alimentos. Se espera que un mayor número de niñas y niños incremente la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria, en particular en los hogares con ingresos reducidos.

Para captar las posibles variaciones temporales en la inseguridad alimentaria, se incluyeron variables dicotómicas que representan cada año de la encuesta. Esto permite analizar tendencias, así como efectos derivados de crisis económicas o acontecimientos mundiales, como la pandemia de COVID-19. Si bien se propuso utilizar 2020 como año de referencia, a fin de contar con los efectos de la pandemia, se optó por mantener 2014 como base temporal por una cuestión de coherencia estructural de los modelos y disponibilidad de datos completos.

En suma, a partir de la literatura examinada y del marco conceptual propuesto, se espera que la inseguridad alimentaria sea más frecuente en el caso de las mujeres, los hogares monoparentales maternos, aquellos con mayor número de niños (debido a la carga económica que esto conlleva), los de ingresos más bajos (quintiles inferiores), los contextos de bajo nivel educativo, los países con menor desarrollo humano y las zonas rurales dentro de esos países. Asimismo, se prevé un efecto considerable de la pandemia de COVID-19, sobre todo en los años posteriores al confinamiento preventivo y obligatorio implementado por varios países en 2020.

4. Estrategia empírica

Para analizar los determinantes de la inseguridad alimentaria, se utilizó un modelo logit multinomial, que resulta adecuado cuando la variable dependiente es categórica y no tiene un orden natural. La variable dependiente I_i representa el nivel de inseguridad alimentaria en el hogar i y toma cuatro valores:

$$I_i \in \{0, 1, 2, 3\} \quad (1)$$

Donde:

$I_i = 0$ indica ausencia de inseguridad alimentaria,

$I_i = 1$ corresponde a la inseguridad alimentaria leve,

$I_i = 2$ representa la inseguridad alimentaria moderada y

$I_i = 3$ denota inseguridad alimentaria grave.

El modelo logit multinomial analiza la probabilidad de que un hogar se encuentre en cada una de las categorías de inseguridad alimentaria en comparación con una categoría base. En este estudio, la categoría de referencia es $I_i = 0$. La formulación general del modelo es:

$$P(I_i = j | X_i) = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^3 \exp(X_i \beta_k)} \quad (2)$$

Para $j \in \{1, 2, 3\}$, donde:

$P(I_i = j | X_i)$ representa la probabilidad de que el hogar se ubique en la categoría j , X_i es el vector de variables explicativas del hogar y del contexto socioeconómico, β_j es el conjunto de coeficientes estimados para la categoría j , y el denominador asegura que las probabilidades sumen 1.

El modelo estima un conjunto de coeficientes β_j para cada categoría de inseguridad alimentaria en relación con la categoría base. Estos coeficientes pueden interpretarse en términos de razones de probabilidades relativas (*relative risk ratios*), que indican cómo varía la probabilidad de estar en un nivel dado de inseguridad alimentaria en comparación con la referencia cuando una variable explicativa cambia en una unidad.

Dado que los coeficientes estimados en un modelo logit multinomial no tienen una interpretación directa en términos de cambios absolutos en la probabilidad, se calcularon efectos marginales para facilitar la interpretación de los resultados. Los efectos marginales miden el cambio en la probabilidad de que un hogar se encuentre en cada categoría de inseguridad alimentaria ante un cambio en una variable independiente X_k , si se mantienen constantes todas las demás variables en su media.

El efecto marginal de la variable X_k sobre la probabilidad de estar en la categoría j se calcula como:

$$\frac{\delta P(I_i = j | X_i)}{\delta X_k} = P(I_i = j | X_i) \left[\beta_{j,k} - \int_{m=1}^3 P(I_i = m | X_i) \beta_{m,k} \right] \quad (3)$$

Esta ecuación muestra que el efecto marginal depende no solo del coeficiente estimado $\beta_{j,k}$, sino también de la probabilidad predicha para cada categoría. Por lo tanto, los efectos marginales pueden variar según las características del hogar y del país. Para interpretar los resultados de manera más intuitiva, se presentan los efectos marginales promedio sobre la muestra, lo que permite evaluar el impacto esperado de cada variable en la probabilidad de inseguridad alimentaria.

Tras descartar la posibilidad de emplear un modelo de datos ordenados (logit o probit), se utilizó un modelo logit multinomial para analizar los datos. La elección del modelo se fundamentó en la prueba de Brant (1990), cuyo resultado llevó al rechazo de la hipótesis de

regresiones paralelas con un alto nivel de significación estadística, lo que indica que la restricción de coeficientes constantes en los niveles de la variable dependiente no era adecuada⁶.

Una vez seleccionado el modelo logit multinomial, se exploraron dos especificaciones. La primera correspondía a un modelo sin términos de interacción, mientras que la segunda incluía interacciones entre las principales variables independientes y el nivel de desarrollo humano del país. El objetivo de esta comparación era evaluar si los efectos de estas variables cambiaban según el contexto socioeconómico. Si bien los efectos marginales indicaban ciertas diferencias, la magnitud del cambio en los coeficientes no resultó lo suficientemente significativa como para justificar la inclusión de interacciones. Dado que el modelo sin interacciones capta adecuadamente la relación entre las variables explicativas y la inseguridad alimentaria, y ofrece, además, una interpretación menos compleja, sin pérdida sustancial de información, se optó por esta especificación.

Una vez que se logró la especificación final del modelo, se realizaron diversas pruebas de validación para garantizar la solidez de los resultados. En primer lugar, se evaluó la presencia de multicolinealidad mediante el cálculo del factor de inflación de la varianza, una métrica que permite cuantificar el grado de colinealidad entre las variables independientes. En todos los casos, los valores obtenidos se mantuvieron cercanos a 1, con unos pocos casos entre 1 y 5, lo que indica que no existían problemas significativos de dependencia lineal entre las covariables incluidas en el modelo.

A continuación, se comparó el modelo final con un modelo nulo que solo incluía la constante, con el objetivo de determinar el aporte explicativo de las variables independientes. La prueba de la razón de verosimilitud (*likelihood ratio*) confirmó que la inclusión del conjunto de variables aumentaba significativamente la varianza explicada de la variable dependiente, y validaba la pertinencia del modelo propuesto. Finalmente, para detectar observaciones con una posible influencia desproporcionada en la estimación, se utilizó la medida de apalancamiento (*leverage*), que permite detectar casos con un peso inusualmente alto en la predicción del modelo. Los resultados se presentan en términos de razones de probabilidades relativas, lo que permite interpretar cómo varía la probabilidad de estar en cada nivel de inseguridad alimentaria con respecto a la categoría base ante cambios en las variables explicativas.

C. Resultados

1. Análisis descriptivo

El cuadro 1 proporciona información sobre los 11 países incluidos en la muestra. Estos datos permiten formarse una idea inicial acerca de la correlación existente entre el ingreso

⁶ Aunque la prueba de Brant indicó que no se cumplían los supuestos de proporcionalidad, no se modificó la clasificación de la variable dependiente. Las categorías utilizadas (sin inseguridad alimentaria e inseguridad alimentaria leve, moderada y grave) siguen la estructura establecida por la FAO a partir de la FIES. Esta clasificación, ampliamente utilizada y conceptualmente respaldada, permite distinguir distintos niveles de gravedad de la inseguridad alimentaria. Además, los resultados muestran que las variables explicativas tienen efectos diferenciados en función de la gravedad, lo que justifica que se mantenga la estructura original de la variable.

o producto interno bruto (PIB) per cápita, valorado en dólares de paridad del poder adquisitivo (PPA), y la inseguridad alimentaria. Así, por ejemplo, Haití, con el PIB per cápita más bajo de todos, es el país con mayor inseguridad alimentaria.

Cuadro 1
América Latina y el Caribe (11 países): indicadores clave, 2014-2023
(En dólares de paridad de poder adquisitivo, porcentajes y miles de personas)

País	Año inicial	Año final	Producto interno bruto per cápita (En dólares de paridad de poder adquisitivo)		Inseguridad alimentaria en los años con datos (En porcentajes)		Población total ^a (En millones de personas)	
			2014	2023	Total	Grave	2014	2023
Argentina	2014	2023	12 597	11 989	33,7	18,3	43,02	45,5
Brasil	2014	2022	9 829	9 667	26,8	9,5	200,1	211,1
Chile	2020	2022	15 271	16 214	18,1	7,8	17,9	19,7
Costa Rica	2014	2019	11 165	13 931	24,4	9,9	4,8	5,1
El Salvador	2014	2023	3 811	4 593	53,1	27,1	6,2	6,3
Guatemala	2014	2023	4 096	4 825	58,5	36,9	15,7	18,1
Haití	2021	2022	1 388	1 208	91,0	48,8	10,4	11,7
Honduras	2014	2020	2 244	2 575	33,9	15,6	9,1	10,6
México	2014	2023	9 742	10 130	47,0	26,5	119,8	129,7
Perú	2014	2023	6 408	6 831	48,8	25,3	30,1	33,9
Uruguay	2014	2021	18 554	19 830	23,5	11,3	3,4	3,4
Total	2014	2023	8 890	8 850	42,3	22,0	460,5	495,1

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, escala de experiencia de inseguridad alimentaria y Comisión Económica para América Latina y el Caribe. CEPALSTAT. <https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/dashboard.html>.

Nota: El valor de la inseguridad alimentaria total (moderada y grave) y de la grave corresponden al período completo de 2014 a 2021.

^a Estimada al 31 de julio del año correspondiente.

Este cuadro también muestra que los países seleccionados representaban en 2023 más del 75% de la población total en la región. Esa participación se mantuvo prácticamente sin cambios en el período que cubren los microdatos de la FIES.

El cuadro 2 muestra la evolución reciente de la prevalencia de la inseguridad alimentaria en los 11 países analizados, según los grados de inseguridad alimentaria (moderada y grave, y grave)⁷, y el nivel de desarrollo humano. Se comparan trienios para evitar fluctuaciones coyunturales del indicador, salvo en el caso de 2020, por tratarse de un año especial debido a la pandemia de COVID-19⁸.

Se aprecia que los niveles de desarrollo de los países se manifiestan en diferencias ostensibles en materia de inseguridad alimentaria, y que las diferencias son aún mayores en el grado de inseguridad alimentaria grave. Este resultado apunta a una primera conclusión importante que habrá que corroborar en el análisis multivariado, es decir, que los países

⁷ Con el fin de no recargar de información el cuadro, se excluye el dato de la inseguridad alimentaria leve.

⁸ En su estudio sobre México, Gaitán-Rossi et al. (2021) encuentran efectos significativos de la pandemia en los hogares.

con desarrollo humano más alto prevén los episodios de inseguridad alimentaria grave, y es probable que esa anticipación actúe como prevención de la inseguridad alimentaria grave. Dicho de otra manera, los hogares de los países con desarrollo humano alto y medio no solo contarían con redes de contención de episodios de inseguridad alimentaria grave, sino que podrían estar generando formas de evitarlos, por ejemplo, a través de las políticas públicas⁹.

Cuadro 2

América Latina y el Caribe (11 países)^a: prevalencia de la inseguridad alimentaria según grados de inseguridad alimentaria y nivel de desarrollo humano, 2014-2023

(En porcentajes)

Trienio/ año	Inseguridad alimentaria moderada y grave				Inseguridad alimentaria grave			
	Índice de desarrollo humano alto	Índice de desarrollo humano medio	Índice de desarrollo humano bajo	Todos los países	Índice de desarrollo humano alto	Índice de desarrollo humano medio	Índice de desarrollo humano bajo	Todos los países
2014-2016	21,1	28,1	46,2	32,4	6,0	8,2	16,0	10,3
2017-2019	29,8	31,4	47,1	36,3	9,1	9,1	17,8	12,1
2020	29,4	32,8	54,2	45,6	9,3	9,3	15,9	13,5
2021-2023	27,9	43,5	58,2	45,4	9,4	15,7	24,4	17,7
Promedio	26,5	32,3	51,1	38,4	8,2	9,9	18,4	12,9

Fuente: Elaboración propia con microdatos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura; Encuesta Mundial de Gallup y escala de experiencia de inseguridad alimentaria, ediciones 2014 a 2023.

^a Los países incluidos son: Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Perú y Uruguay.

Al analizar la evolución temporal de este indicador, se obtiene otra conclusión importante: en los países de desarrollo humano bajo y medio, la prevalencia de los dos grados de inseguridad alimentaria fue más alta en el trienio posterior a la pandemia que durante la pandemia. Este resultado apunta a que, en estos países, las políticas públicas implementadas durante la pandemia lograron contener el impacto inmediato de la crisis sanitaria sobre la seguridad alimentaria. No obstante, la finalización de estas medidas de apoyo parece haber generado un aumento significativo de la inseguridad alimentaria en los años subsiguientes.

Para cerrar esta sección, cabe mencionar que en el cuadro A1.1 del anexo pueden consultarse las medidas estadísticas descriptivas de las variables independientes utilizadas en el modelo logit multinomial que se describe en el próximo apartado. La muestra utilizada para las estimaciones se encuentra equilibrada en términos de participación de los distintos países, que se han agrupado según su nivel de desarrollo humano. No ocurre lo mismo en lo que respecta a la representatividad de los países a lo largo del tiempo. Como se puede comprobar en los datos del cuadro A1.1, la muestra se reduce a partir de 2020. Esto ocurre porque no en todos los países se hicieron encuestas en los años que abarca el período analizado.

⁹ Entre estas “redes” se encuentran las que se estructuran en torno al llamado capital social (Martin et al., 2004).

2. Análisis multivariado

Los resultados del modelo logit multinomial (véase el cuadro A1.2 del anexo) muestran una marcada asociación entre las características sociodemográficas y económicas de los hogares y la probabilidad de experimentar distintos niveles de inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe. El modelo presenta un ajuste adecuado (pseudó $R^2 = 0,097$) y la prueba de Wald indica que los predictores incluidos son relevantes de forma conjunta.

Teniendo como parámetro el grupo de países clasificados como de desarrollo humano alto, residir en un país con desarrollo medio incrementa la probabilidad de inseguridad alimentaria leve en 2,4 puntos porcentuales; la moderada, en 2,3 puntos porcentuales, y la grave, en 6,9 puntos porcentuales. Estas diferencias se acentúan en los países de bajo desarrollo humano, donde la probabilidad de inseguridad alimentaria grave es 23,4 puntos porcentuales mayor que en los países más desarrollados. El grado creciente de estos efectos refuerza la idea de que el desarrollo estructural de los países condiciona en mayor medida los niveles más extremos de privación alimentaria.

En los hogares donde la persona entrevistada es mujer, la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria moderada es 1,9 puntos porcentuales mayor que en aquellos donde es hombre. En el caso de la inseguridad leve, el efecto es menor (1,3 puntos porcentuales), y en el de la grave deja de ser significativo, lo que indica que las mujeres tienden a declarar antes los signos de inseguridad alimentaria, aunque las diferencias por sexo se diluyen en los escenarios de mayor gravedad.

La edad de la persona encuestada revela un patrón sistemático: las probabilidades de experimentar inseguridad alimentaria, en particular la grave, alcanzan su valor máximo entre los 35 y 54 años (con un aumento de 6,4 puntos porcentuales en inseguridad alimentaria grave respecto del grupo base), y se atenúan en las edades más avanzadas. A partir de los 55 años, los efectos se reducen y, en las personas de 60 años y más, no son significativos estadísticamente el caso de la inseguridad alimentaria grave.

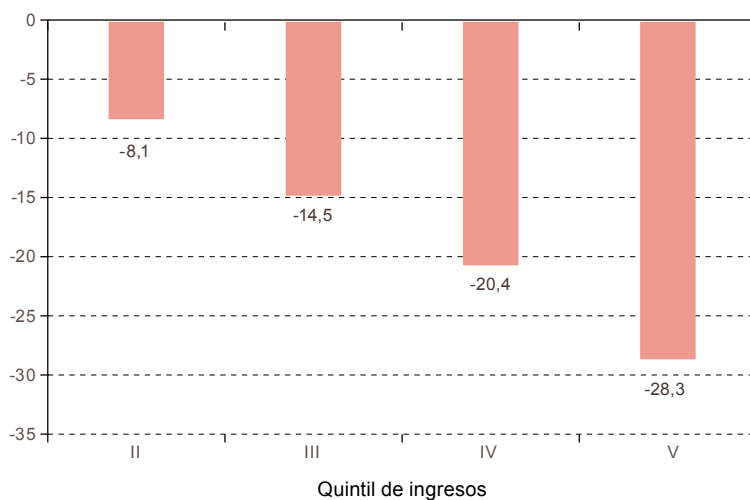
El nivel educativo opera como amortiguador frente a la inseguridad alimentaria grave, ya que haber alcanzado el nivel secundario, en comparación con no superar el nivel básico, reduce la probabilidad de inseguridad alimentaria grave en 6,7 puntos porcentuales, mientras que contar con estudios superiores la disminuye en 11,4 puntos porcentuales. En los niveles leve y moderado, los efectos son menores y, en algunos casos, incluso positivos o no significativos, lo que indica que la educación protege sobre todo ante situaciones extremas de inseguridad alimentaria, pero no tanto frente a sus manifestaciones más leves.

La relación entre ingresos e inseguridad alimentaria se manifiesta con nitidez creciente a lo largo de la escala. En comparación con los hogares del quintil más bajo, los ubicados en los quintiles segundo y tercero presentan una reducción de 8,1 puntos porcentuales y 14,5 puntos porcentuales en la probabilidad de inseguridad alimentaria grave, respectivamente. En los quintiles cuarto y quinto, esta reducción se amplía a 20,4 puntos porcentuales y 28,3 puntos porcentuales, respectivamente. Es decir, se

observa un descenso claro y continuo en la probabilidad de inseguridad alimentaria grave conforme mejora la posición relativa del hogar en la distribución del ingreso. En el caso de la inseguridad alimentaria leve, en cambio, se registra un patrón más irregular, con algunos efectos positivos en los quintiles medios.

El gráfico 1 se ha elaborado teniendo en cuenta los efectos marginales comentados en el párrafo anterior, que se presentan en el anexo (véase el cuadro A1.3). Allí puede verse claramente el efecto creciente de los ingresos sobre la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria grave.

Gráfico 1
América Latina y el Caribe (11 países)^a: cambio en la probabilidad de inseguridad alimentaria grave según quintil de ingresos, 2014-2023
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia con microdatos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura; Encuesta Mundial de Gallup y escala de experiencia de inseguridad alimentaria, ediciones 2014 a 2023.

Nota: El quintil V corresponde al 20% más rico.

^a Los países incluidos son: Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Perú y Uruguay.

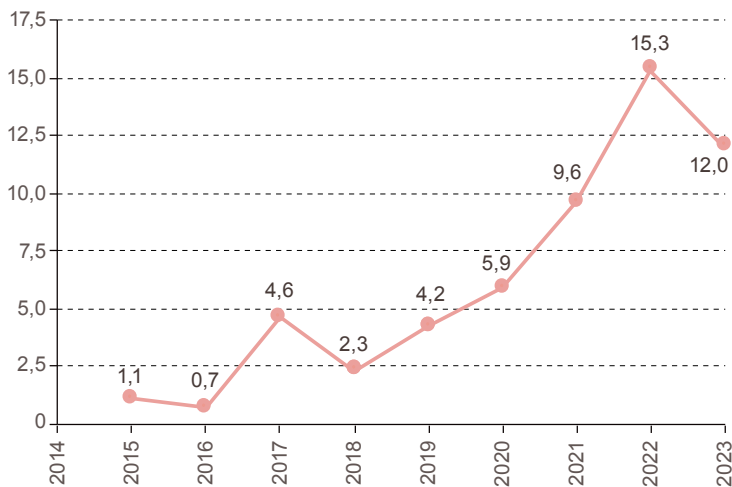
En relación con los hogares unipersonales (categoría base), los hogares de otro tipo presentan una probabilidad 10,8 puntos porcentuales menor de experimentar inseguridad alimentaria grave. Los hogares nucleares con hijos y los monoparentales paternos también muestran un riesgo menor en esta categoría (9,8 puntos porcentuales y 4,9 puntos porcentuales menos, respectivamente), aunque el efecto es más marcado en los hogares de estructura compleja. Estos hallazgos revelan que la composición del hogar en los hogares más extensos aporta capacidad de amortiguación ante los choques alimentarios.

Si bien no es posible constatarlo con los datos disponibles, es probable que los hogares con más de un miembro prevengan los episodios de inseguridad alimentaria con la salida al mercado laboral de la población tradicionalmente inactiva, como niñas, niños y jóvenes o personas mayores.

Cada niña o niño adicional en el hogar se asocia con un aumento de 1,8 puntos porcentuales de la probabilidad de inseguridad alimentaria grave. El efecto es más tenue en los niveles leve y moderado (incluso negativo en el primero), lo que indica que el número de dependientes no supone necesariamente formas incipientes de inseguridad alimentaria, aunque sí representa un factor de riesgo crítico ante sus formas extremas.

Se observa un deterioro significativo en la seguridad alimentaria a partir de 2020. Ese año, la probabilidad de inseguridad grave se incrementó en 5,9 puntos porcentuales respecto al nivel alcanzado en 2014. El deterioro se profundiza en 2021 (incremento de 9,6 puntos porcentuales) y alcanza su punto máximo en 2022, con un aumento de 15,3 puntos porcentuales respecto al año base. En 2023 se registra una leve mejora (12 puntos porcentuales por encima de 2014), aunque los niveles siguen siendo elevados en comparación con el período prepandémico (véase el gráfico 2).

Gráfico 2
América Latina y el Caribe (11 países)^a: efecto marginal de la probabilidad de inseguridad alimentaria grave, 2015-2023
(En puntos porcentuales)



Fuente: Elaboración propia con microdatos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura; Encuesta Mundial de Gallup y escala de experiencia de inseguridad alimentaria, ediciones 2014 a 2023.

^a Los países incluidos son: Argentina, Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, México, Perú y Uruguay.

D. Discusión

Los resultados obtenidos permiten confirmar que la inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe no es un fenómeno homogéneo, y que sus determinantes adquieren un peso diferencial según su gravedad. La estructura del modelo logit multinomial permitió observar cómo ciertas variables inciden de forma significativa en los niveles leves y moderados, mientras que otras tienen un efecto más marcado en la inseguridad alimentaria grave. Esta diferenciación es fundamental para la formulación de políticas públicas más precisas y eficaces.

Uno de los hallazgos más robustos del estudio es la fuerte variación según el nivel de desarrollo humano del país. En los países de desarrollo bajo, la probabilidad de inseguridad grave es 23,4 puntos porcentuales más alta que en los países de alto desarrollo. Este efecto estructural supera ampliamente el de otras variables, lo que confirma que la inseguridad alimentaria extrema es también una expresión de desigualdades nacionales persistentes. El hecho de que el efecto se intensifique conforme aumenta la gravedad de la inseguridad alimentaria refuerza la necesidad de políticas estructurales en los países con menor desarrollo.

En hogares donde la persona encuestada es mujer, la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria moderada es 1,9 puntos porcentuales más alta. Sin embargo, en el caso de la inseguridad alimentaria grave, el efecto no es estadísticamente significativo. Esta asimetría podría interpretarse como una mayor sensibilidad o percepción precoz del problema por parte de las mujeres. Desde la perspectiva de las políticas, este hallazgo refuerza el valor de incorporar un enfoque de género en los sistemas de alerta y seguimiento, y de prestar especial atención a los informes de inseguridad leve y moderada de las mujeres como posibles señales de alerta temprana.

La edad revela un patrón en el que se combinan vulnerabilidad y resiliencia relativa. Los efectos sobre la inseguridad grave son máximos en el grupo de 45 a 54 años, y se atenúan significativamente en las personas mayores. A diferencia de otros contextos, como los países del Norte Global, donde la vejez suele asociarse con mayores privaciones, en América Latina y el Caribe los resultados podrían reflejar el efecto de las pensiones o transferencias públicas que otorgan una estabilidad relativa a los hogares de personas mayores. No obstante, la protección que brinda la edad se manifiesta principalmente frente a la inseguridad alimentaria grave; en los niveles leves y moderados, su incidencia es menos clara.

El nivel educativo actúa como un escudo importante contra la inseguridad alimentaria grave. Contar con educación secundaria reduce esta probabilidad en 6,7 puntos porcentuales, y con educación superior, en 11,4 puntos porcentuales. Estos efectos muestran que la educación contribuye a la resiliencia estructural de los hogares frente a crisis alimentarias graves. Sin embargo, el papel de la educación es mucho más débil en los niveles leves y moderados, lo que indica un efecto más a largo plazo que una protección frente a fluctuaciones coyunturales.

La escala de ingreso muestra un patrón nítido y progresivo: la probabilidad de inseguridad alimentaria grave se reduce desde 8,1 puntos porcentuales en el segundo quintil hasta 28,3 puntos porcentuales en el quintil de ingresos más altos, en comparación con los hogares más pobres. Estos resultados refuerzan la idea de que el ingreso actúa como principal amortiguador frente a las formas más extremas de privación. En cambio, en el caso de la inseguridad leve, los efectos no son equiparables ya que algunos quintiles intermedios muestran incluso incrementos leves, posiblemente por una mayor sensibilidad a la pérdida de calidad en la dieta o por una percepción más aguda de deterioro.

Este estudio muestra que la configuración familiar influye de forma apreciable en la probabilidad de inseguridad grave. Los hogares clasificados como “otro tipo”, que pueden incluir estructuras extendidas o compuestas, y los hogares nucleares y monoparentales paternos y maternos, presentan un inseguridad alimentaria menor que la del hogar de base: el unipersonal. Estos resultados apuntan a que las estructuras familiares complejas o con alta carga de cuidados podrían estar implementando estrategias de vida que conlleven el envío de niñas, niños, jóvenes y personas mayores a la fuerza laboral para evitar episodios de inseguridad alimentaria. Así, las condiciones de vida de esos hogares se beneficiarían de políticas específicas, como transferencias focalizadas o apoyos complementarios en redes de cuidado que permitan prevenir y evitar el trabajo de niñas, niños, jóvenes y personas mayores.

Cada niña o niño adicional incrementa en 1,8 puntos porcentuales la probabilidad de inseguridad alimentaria grave. El efecto es leve o nulo en los otros niveles, lo que indica que los hogares con mayor número de dependientes están más expuestos a las transiciones abruptas hacia la privación extrema, sin etapas intermedias de ajuste. Este dato concuerda con los estudios que muestran una asociación entre tamaño del hogar y pobreza estructural, y subraya la necesidad de diseñar políticas universales o focalizadas que contemplen el número de niñas, niños y adolescentes en el hogar.

A partir de 2020, se observa un salto marcado en los niveles de inseguridad grave, que aumentan 5,9 puntos porcentuales ese año y continúan en ascenso hasta alcanzar su punto más alto en 2022 (15,3 puntos porcentuales por encima de 2014). Esta dinámica muestra que el impacto de la pandemia, más allá del choque inicial, generó una vulnerabilidad persistente en los hogares. La leve mejora registrada en 2023 (12 puntos porcentuales) no llega a compensar el deterioro acumulado. Los datos respaldan la necesidad de políticas más sostenidas en el tiempo, que no se limiten a respuestas de emergencia. En este sentido, en Benites-Zapata et al. (2021) se mencionaron resultados similares, y se encontró una prevalencia de la inseguridad alimentaria del 75,7% en la región en los primeros meses de la pandemia (abril y mayo de 2020), a partir de los datos recogidos en la encuesta desarrollada por Facebook y la Universidad de Maryland sobre la pandemia de COVID-19. Este estudio, si bien está basado en una metodología distinta a la de la FIES, refuerza la hipótesis de que el choque de la pandemia generó niveles de privación alimentaria generalizados desde sus etapas iniciales, especialmente en los países con baja capacidad de respuesta institucional.

E. Conclusiones

Los resultados del análisis empírico confirman que la inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe es un fenómeno heterogéneo, determinado por una combinación de factores estructurales y demográficos, y cuyos efectos se manifiestan de manera diferenciada según el nivel de gravedad del problema¹⁰. Este estudio, centrado en 11 países de la región y basado en microdatos comparables correspondientes al período de 2014 a 2023, aporta información robusta sobre la importancia de considerar la dimensión del desarrollo humano, las características del hogar y las condiciones socioeconómicas para entender y abordar la inseguridad alimentaria.

En primer lugar, el nivel de desarrollo humano del país constituye un factor clave. La probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria grave es 23,4 puntos porcentuales mayor en los países de bajo desarrollo humano que en los de alto desarrollo, incluso una vez que se consideran los efectos de otras variables. Este hallazgo muestra que el hambre extrema no puede interpretarse exclusivamente como un problema individual o de ingresos, sino que es también una manifestación de desigualdades estructurales más profundas, arraigadas en contextos nacionales de menor capacidad institucional y menor acceso a derechos.

En segundo lugar, las características del hogar desempeñan un papel importante y diferenciado según el nivel de inseguridad. El sexo de la persona entrevistada, por ejemplo, tiene un impacto más visible en la inseguridad leve y moderada, pero pierde significación en la grave. Este patrón revela que las mujeres tienden a comunicar antes las situaciones de privación alimentaria, lo que abre la posibilidad de utilizarlas como agentes sensibles para la detección temprana. En el caso de la edad, se observa que la mayor vulnerabilidad se concentra en la etapa media del ciclo de vida (de 35 a 54 años), mientras que los hogares encabezados por personas mayores exhiben menores niveles de riesgo, posiblemente debido a cierta protección social asociada a la edad.

En tercer lugar, los resultados muestran que el nivel educativo y el ingreso operan como amortiguadores efectivos frente a la inseguridad alimentaria grave. El haber alcanzado un nivel de educación secundario o superior reduce de forma significativa la probabilidad de sufrir privación alimentaria extrema, aunque su efecto es menos claro en los niveles leves. Del mismo modo, el ingreso presenta una variación clara: en los hogares ubicados en los quintiles más altos se reduce sustancialmente la probabilidad de inseguridad alimentaria grave con respecto a los más pobres, lo que reafirma el papel central de las transferencias monetarias o de las políticas de mejora del ingreso en los sectores más vulnerables.

Asimismo, la estructura del hogar y la presencia de niñas y niños tienen efectos importantes en la probabilidad de inseguridad grave. Los hogares con estructuras más complejas (otros tipos), así como los hogares nucleares con hijas o hijos, o los monoparentales, enfrentan un mayor riesgo de caer en niveles extremos de privación alimentaria. A su vez,

¹⁰ Esto ya se había advertido en otros estudios; por ejemplo, en Hernández-Vásquez et al. (2022) y Huffman y Nájera (2023).

cada niña o niño adicional incrementa de forma significativa esa probabilidad. Este patrón indica que las estrategias de intervención han de considerar no solo la falta de ingresos, sino también las cargas de cuidado y la composición familiar.

Por último, la evolución a lo largo del tiempo revela un claro deterioro a partir de 2020, que alcanza un punto álgido en 2022 y que no llega a revertirse completamente en 2023. Este resultado indica que los efectos de la pandemia fueron persistentes y que muchas familias no lograron a 2023 recuperar los niveles de seguridad alimentaria previos, lo que refuerza la necesidad de aplicar políticas sostenidas en el tiempo, más allá del marco de una emergencia.

En conjunto, estos hallazgos indican que una estrategia efectiva para reducir la inseguridad alimentaria en América Latina y el Caribe debe ser multidimensional y diferenciada, y contemplar el nivel de gravedad del problema, el contexto estructural del país y las características específicas de los hogares. En el ámbito de la política pública, los resultados refuerzan la importancia de combinar intervenciones universales con medidas focalizadas que reconozcan la vulnerabilidad diferencial según género, etapa del ciclo de vida, presencia de niñas, niños y adolescentes, estructura familiar y nivel de desarrollo nacional.

Bibliografía

- Aceves-Martins, M., Cruickshank, M., Fraser, C. y Brazzelli, M. (2018). Child food insecurity in the UK: a rapid review. *Public Health Research*, 6(13).
- Ballard, T. J., Kepple, A. W. y Cafiero, C. (2013). *The Food Insecurity Experience Scale: Development of a Global Standard for Monitoring Hunger Worldwide* (FAO technical paper). Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.
- Behrman, J. (1993). The economic rationale for investing in nutrition in developing countries. *World Development*, 21(11), 1749–1771.
- Benites-Zapata, V., Urrunaga-Pastor, D., Solorzano-Vargas, M., Herrera-Añazco, P., Uyen-Cateriano, A., Bendezu-Quispe, G. y Hernandez, A. (2021). Prevalence and factors associated with food insecurity in Latin America and the Caribbean during the first wave of the COVID-19 pandemic. *Heliyon*, 7(10).
- Bliss, C. y Stern, N. (1978). Productivity, wages and nutrition. Part I: The theory. *Journal of Development Economics*, 5, 331–362.
- Brant, R. (1990). Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. *Biometrics*, 46(4), 1171–1178.
- Broussard, N. (2019). What explains gender differences in food insecurity. *Food Policy*, 83, 180–194.
- Cafiero, C. (2016). *Methods for estimating comparable prevalence rates of food insecurity experienced by adults throughout the world*. Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura. <http://www.fao.org/3/c-i4830e.pdf>
- Cafiero, C., Viviani, S. y Nord, M. (2018). Food security measurement in a global context: the food insecurity experience scale. *Measurement*, 116, 146–152.
- Clapp, J., Moseley, W. G., Burlingame, B. y Termine, P. (2022). The case for a six-dimensional food security framework. *Food Policy*, 106, 102164.

- Coates, J., Frongillo, E. A., Rogers, B. L., Webb, P., Wilde, P. E. y Houser, R. (2006). Commonalities in the experience of household food insecurity across cultures: what are measures missing? *The Journal of Nutrition*, 136(5), 1438S–1448S.
- Coleman-Jensen, A., Rabbitt, M. P., Gregory, C. A. y Singh, A. (2022). Household food security in the United States. *Economic Research Report*, 155.
- Dasgupta, P. y Ray, D. (1986). Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: Theory. *The Economic Journal*, 96(384), 1011–1034.
- Davis, O. y Geiger, B. B. (2017). Did food insecurity rise across Europe after the 2008 crisis? An analysis across welfare regimes. *Social Policy and Society*, 16(3), 343–360.
- Del Carmen González-Catalán, M. y Rodríguez-Orozco, A. R. (2022). Seguridad alimentaria: pilares y formas de medición. *Ibn Sina*, 13(2), 1-12.
- Dowler, E. y O'Connor, D. (2012). Rights-based approaches to addressing food poverty and food insecurity in Ireland and UK. *Social Science and Medicine*, 74(1), 44–51.
- Dudek, H. y Myszkowska-Ryciak, J. (2020). The prevalence and socio-demographic correlates of food insecurity in Poland. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17, 6221.
- Feleke, S., Kilmer, R. y Gladwin, C. (2005). Determinants of food security in Southern Ethiopia at the household level. *Agricultural Economics*, 33, 351–363.
- Gaitán-Rossi, P., Vilar-Compte, M., Teruel, G. y Pérez-Escamilla, R. (2021). Food insecurity measurement and prevalence estimates during the COVID-19 pandemic in a repeated cross-sectional survey in Mexico. *Public Health Nutrition*, 24, 412–421.
- Gani, A. y Chand Prasad, B. (2007). Food security and human development. *International Journal of Social Economics*, 34(5), 310–319.
- Grimaccia, E. y Naccarato, A. (2022). Food insecurity in Europe: a gender perspective. *Social Indicators Research*, 161(2), 649–667.
- Hernández-Vásquez, A., Visconti-Lopez, F. y Vargas-Fernández, R. (2022). Factors associated with food insecurity in Latin America and the Caribbean countries: a cross-sectional analysis of 13 countries. *Nutrients*, 14(15), 3190.
- Huffman, C. y Nájera, H. (2023). On distinguishing food insecurity levels with the Latin American and Caribbean Food Security Scale. *Quality and Quantity*, 57(1), 77–96.
- Jones, A. (2017). Food insecurity and mental health status: a global analysis of 149 countries. *American Journal of Preventive Medicine*, 53, 264–273.
- Jonsson, B. (1998). The economic impact of diabetes. *Diabetes Care*, 21(Supplement_3), C7-C10.
- Laraia, B. (2013). Food insecurity and chronic disease. *Advances in Nutrition*, 4(2), 203–212.
- Leibenstein, H. (1957). *Economic Backwardness and Economic Growth*. Wiley.
- Lipton, M. (1983). Poverty, under-nutrition and hunger. *World Bank Staff Working Paper*, 597. Banco Mundial.
- Loopstra, R., Reeves, A., Barr, B., Taylor-Robinson, D., McKee, M. y Stuckler, D. (2016). The impact of economic downturns and budget cuts on homelessness claim rates across 323 local authorities in England, 2004–12. *Journal of Public Health*, 38(3), 417–425.
- Magaña-Lemus, D., Ishdorj, A., Rosson, C. P. y Lara-Álvarez, J. (2016). Determinants of household food insecurity in Mexico. *Agricultural and Food Economics*, 4, 1–20.
- Martin-Fernandez, J., Caillavet, F., Lhuissier, A. y Chauvin, P. (2014). Food insecurity, a determinant of obesity? An analysis from a population-based survey in the Paris metropolitan area, 2010. *Obesity Facts*, 7(2), 120–129.

- Martin, K., Rogers, B., Cook, J. y Joseph, H. M. (2004). Social capital is associated with decreased risk of hunger. *Social Science and Medicine*, 58(12), 2645–2654.
- Martínez, R., Palma, A., Atalah, E. y Pinheiro, A. (2009). Food and nutrition insecurity in Latin America and the Caribbean. *Documentos de Proyectos* (3723), Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Nelson, K., Cunningham, W., Andersen, R., et al. (2001). Is food insufficiency associated with health status and health care utilization among adults with diabetes? *Journal of General Internal Medicine*, 16, 404–411.
- Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, Fondo Internacional de Desarrollo Agrícola, Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia, Programa Mundial de Alimentos y Organización Mundial de la Salud. (2020). *El estado de la seguridad alimentaria y la nutrición en el mundo 2020. Transformación de los sistemas alimentarios para que promuevan dietas asequibles y saludables*.
- Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, Fondo Internacional de Desarrollo Agrícola, Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia, Programa Mundial de Alimentos y Organización Mundial de la Salud. (2024). *El estado de la seguridad alimentaria y la nutrición en el mundo 2024. Financiación para acabar con el hambre, la inseguridad alimentaria y la malnutrición en todas sus formas*.
- Paz, J. (2022). Factores asociados a la pobreza alimentaria en Argentina. *Desarrollo Económico*, 62(237), 108–136.
- Pinto, A. (1970). Naturaleza e implicaciones de la heterogeneidad estructural de la América Latina. *El Trimestre Económico*, 37(145(1)), 83–100.
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (2024). *Informe sobre Desarrollo Humano 2023/2024. Salir del estancamiento*.
- Sen, A. (1981). *Poverty and Famines: an Essay on Entitlement and Deprivation*. Clarendon Press.
- Smith, M. D., Kassa, W. y Wesselbaum, D. (2024). Food insecurity erodes trust. *Global Food Security*, 40, 100742.
- Smith, M. D., Kassa, W. y Winters, P. (2017). Assessing food insecurity in Latin America and the Caribbean using FAO's food insecurity experience scale. *Food Policy*, 71, 48–61.
- Smith, M., Rabbitt, M. y Coleman-Jensen, A. (2017). Who are the world's food insecure? New evidence from the Food and Agriculture Organization's food insecurity experience scale. *World Development*, 93, 402–412.
- Stiglitz, J. (1976). The efficiency wage hypothesis, surplus labour, and the distribution of income in L.D.C.s. *Oxford Economic Papers*, 28(2), 185–207.
- Strauss, J. (1986). Does better nutrition raise farm productivity? *Journal of Political Economy*, 94(2), 297–320.
- Taylor, A. y Loopstra, R. (2016). *Too Poor to Eat: Food insecurity in the UK*. The Food Foundation.
- Urquía-Fernández, N. (2014). La seguridad alimentaria en México. *Salud Pública de México*, 56, s92–s98.

Anexo A1

Cuadro A1.1
Medidas estadísticas descriptivas de las variables independientes

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Grupo por nivel de desarrollo humano				
Alto (referencia)				
Medio	0,308	0,462	0	1
Bajo	0,353	0,478	0	1
Sexo				
Mujer	0,553	0,497	0	1
Hombre (referencia)				
Grupo de edad				
Menos de 25 (referencia)				
De 25 a 34 años	0,251	0,434	0	1
De 35 a 44 años	0,200	0,400	0	1
De 45 a 54 años	0,135	0,342	0	1
De 55 a 64 años	0,088	0,283	0	1
Más de 60 años	0,095	0,293	0	1
Grupo por nivel educativo				
Elemental o menos (referencia)	0,423	0,494	0	1
Medio	0,473	0,499	0	1
Superior	0,104	0,305	0	1
Quintiles de ingreso				
I (referencia)	0,223	0,416	0	1
II	0,215	0,411	0	1
III	0,199	0,399	0	1
IV	0,193	0,395	0	1
V	0,170	0,376	0	1
Tipo de hogar				
Unipersonal (referencia)				
Nuclear sin hijas o hijos	0,099	0,299	0	1
Nuclear con hijas o hijos	0,260	0,439	0	1
Monoparental paterno	0,018	0,133	0	1
Monoparental materno	0,060	0,237	0	1
Resto de hogares	0,505	0,500	0	1
Número de niñas y niños	1,522	1,488	0	13
Año de la encuesta				
2014 (referencia)				
2015	0,114	0,318	0	1
2016	0,117	0,321	0	1
2017	0,119	0,324	0	1
2018	0,106	0,308	0	1
2019	0,145	0,352	0	1
2020	0,060	0,238	0	1
2021	0,085	0,279	0	1
2022	0,088	0,284	0	1
2023	0,053	0,224	0	1

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los grupos por nivel de desarrollo humano están compuestos por los siguientes países: Argentina, Chile, Costa Rica y Uruguay (alto); Brasil, México y Perú (medio), y El Salvador, Haití, Honduras y Guatemala (bajo).

Cuadro A1.2
Parámetros de la ecuación multinomial logit

Variable/categorías	Leve	Moderada	Grave
Nivel de desarrollo humano			
Medio	0,436*** (0,036)	0,486*** (0,041)	0,630*** (0,034)
Bajo	0,924*** (0,039)	0,914*** (0,045)	1,696*** (0,035)
Sexo			
Mujer	0,188*** (0,031)	0,268*** (0,035)	0,137*** (0,028)
Grupo de edad			
De 25 a 34 años	0,437*** (0,045)	0,465*** (0,053)	0,444*** (0,042)
De 35 a 44 años	0,405*** (0,047)	0,560*** (0,054)	0,585*** (0,043)
De 45 a 54 años	0,445*** (0,050)	0,524*** (0,057)	0,619*** (0,046)
De 55 a 64 años	0,241*** (0,055)	0,384*** (0,064)	0,361*** (0,050)
60 años o más	0,118** (0,056)	0,096 (0,070)	0,052 (0,052)
Nivel educativo			
Medio	-0,150*** (0,035)	-0,226*** (0,039)	-0,456*** (0,032)
Superior	-0,431*** (0,056)	-0,663*** (0,069)	-0,901*** (0,052)
Quintil de ingresos familiares			
II	-0,114** (0,050)	-0,229*** (0,052)	-0,470*** (0,042)
III	-0,307*** (0,049)	-0,606*** (0,052)	-0,939*** (0,042)
IV	-0,639*** (0,050)	-0,884*** (0,054)	-1,422*** (0,043)
V	-1,059*** (0,053)	-1,513*** (0,062)	-2,193*** (0,049)
Tipo de hogar			
Nuclear sin hijas o hijos	-0,029 (0,053)	-0,257*** (0,063)	-0,492*** (0,049)
Nuclear con hijas o hijos	-0,006 (0,060)	-0,057 (0,069)	-0,542*** (0,054)
Monoparentales paternos	0,054 (0,134)	-0,342** (0,161)	-0,314*** (0,112)
Monoparentales maternos	-0,009 (0,083)	0,023 (0,089)	-0,316*** (0,074)
Otro tipo	-0,128** (0,053)	-0,281*** (0,061)	-0,683*** (0,048)

Variable/categorías	Leve	Moderada	Grave
Nivel de desarrollo humano			
Número de niñas y niños	0,035** (0,016)	0,072*** (0,017)	0,129*** (0,013)
Año de la encuesta			
2015	0,114** (0,056)	0,181*** (0,067)	0,128** (0,051)
2016	0,238*** (0,055)	0,251*** (0,066)	0,153*** (0,052)
2017	0,149*** (0,057)	0,345*** (0,066)	0,380*** (0,052)
2018	0,197*** (0,058)	0,317*** (0,070)	0,249*** (0,055)
2019	0,250*** (0,053)	0,393*** (0,064)	0,394*** (0,049)
2020	0,196** (0,080)	0,484*** (0,092)	0,495*** (0,075)
2021	0,296*** (0,069)	0,527*** (0,077)	0,729*** (0,059)
2022	0,113 (0,072)	0,536*** (0,080)	0,979*** (0,058)
2023	0,328*** (0,081)	0,622*** (0,092)	0,882*** (0,071)
Ordenada	-1,491*** (0,083)	-1,705*** (0,099)	-0,501*** (0,075)
Prueba de χ^2 de Wald (87)			8 092,6
Pseudo R^2			0,097
Número de casos			69 937

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Error estándar robusto entre paréntesis: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Cuadro A1.3
**Efectos marginales de los cambios en las variables independientes
sobre la dependiente, 2015-2023**

Salida: efectos marginales - regresiones básicas						
Variable	Inseguridad alimentaria leve		Inseguridad alimentaria moderada		Inseguridad alimentaria grave	
	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar
Nivel de desarrollo humano						
Medio	0,024	0,004	0,023	0,004	0,069	0,005
Bajo	0,024	0,004	0,011	0,004	0,234	0,006
Sexo						
Mujer	0,013	0,004	0,019	0,003	0,006	0,004
Grupos de edad						
De 25 a 34 años	0,028	0,005	0,023	0,005	0,041	0,007
De 35 a 44 años	0,015	0,005	0,028	0,005	0,064	0,007
De 45 a 54 años	0,019	0,006	0,022	0,005	0,070	0,007
De 55 a 64 años	0,008	0,006	0,021	0,006	0,038	0,008
60 años o más	0,011	0,006	0,005	0,006	0,001	0,008
Nivel educativo						
Secundario	0,006	0,004	-0,003	0,004	-0,067	0,005
Superior	-0,005	0,007	-0,026	0,006	-0,114	0,008
Quintil de ingresos familiares						
II	0,017	0,006	0,000	0,005	-0,081	0,007
III	0,022	0,006	-0,018	0,005	-0,145	0,007
IV	0,003	0,006	-0,025	0,005	-0,204	0,007
V	-0,018	0,006	-0,057	0,005	-0,283	0,007
Tipo de hogar						
Nuclear sin hijos o hijas	0,024	0,006	-0,004	0,006	-0,081	0,009
Nuclear con hijos o hijas	0,025	0,006	0,017	0,006	-0,098	0,009
Monoparental paterno	0,027	0,016	-0,019	0,013	-0,049	0,020
Monoparental materno	0,013	0,009	0,017	0,008	-0,061	0,012
Resto	0,020	0,006	0,002	0,006	-0,108	0,008
Número de niños y niñas	-0,003	0,002	0,002	0,002	0,018	0,002
Año de la encuesta						
2015	0,006	0,007	0,011	0,006	0,011	0,008
2016	0,020	0,007	0,015	0,006	0,007	0,008
2017	-0,003	0,007	0,018	0,006	0,046	0,008
2018	0,009	0,007	0,019	0,006	0,023	0,008
2019	0,008	0,006	0,021	0,006	0,042	0,008
2020	-0,005	0,010	0,027	0,009	0,059	0,013
2021	-0,004	0,008	0,020	0,007	0,096	0,010
2022	-0,036	0,007	0,012	0,007	0,153	0,010
2023	-0,010	0,009	0,023	0,009	0,120	0,012

Fuente: Elaboración propia.