

NOTA TÉCNICA N° IDB-TN-2980

Seguridad alimentaria e inclusión financiera en el contexto de la pandemia COVID en Bolivia

Liliana Castilleja-Vargas
Luis Fernando Serrudo Lázaro

Banco Interamericano de Desarrollo
Departamento de Países del Grupo Andino

Agosto 2024



Seguridad alimentaria e inclusión financiera en el contexto de la pandemia COVID en Bolivia

Liliana Castilleja-Vargas
Luis Fernando Serrudo Lázaro

Banco Interamericano de Desarrollo
Departamento de Países del Grupo Andino

Agosto 2024



Catalogación en la fuente proporcionada por la Biblioteca Felipe Herrera del Banco Interamericano de Desarrollo

Castilleja, Liliana.

Seguridad alimentaria e inclusión financiera en el contexto de la pandemia COVID en Bolivia / Liliana Castilleja-Vargas, Luis Fernando Serrudo.

p. cm. — (Nota técnica del BID; 2980)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Food security-Bolivia. 2. Banks and banking-Bolivia. 3. Coronavirus infections-Social aspects-Bolivia. 4. Monetary policy-Bolivia. 5. Financial institutions-Effect of technological innovations on-Bolivia. 6. Finance -Social aspects-Bolivia. 7. Financial services industry -Bolivia. I. Serrudo, Luis Fernando. II. Banco Interamericano de Desarrollo. Departamento de Países del Grupo Andino. III. Título. IV. Serie.

IDB-TN-2980

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2024 Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons CC BY 3.0 IGO (<https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/igo/legalcode>). Se deberá cumplir los términos y condiciones señalados en el enlace URL y otorgar el respectivo reconocimiento al BID.

En alcance a la sección 8 de la licencia indicada, cualquier mediación relacionada con disputas que surjan bajo esta licencia será llevada a cabo de conformidad con el Reglamento de Mediación de la OMPI. Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la Comisión de las Naciones Unidas para el Derecho Mercantil (CNUDMI). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID, no están autorizados por esta licencia y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones que forman parte integral de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta obra son exclusivamente de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del BID, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



Seguridad Alimentaria e Inclusión Financiera en el contexto de la pandemia COVID en Bolivia

Liliana Castilleja-Vargas¹ y Luis Fernando Serrudo²

[agosto 2024]

Resumen

En el presente estudio analizamos el vínculo entre la inclusión financiera y la seguridad alimentaria en Bolivia usando dos nuevas encuestas de hogares bolivianos: la Encuesta SEIA³ (PNUD, 2020) y la Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021). Ambas contienen información inédita de las estrategias adoptadas por los hogares bolivianos para procurarse alimentación durante la cuarentena estricta impuesta en mayo 2020. Con el fin de aportar a la mejor comprensión de esta relación, analizamos cómo la inclusión financiera tanto en su forma tradicional (acceso a una cuenta de ahorro), como por mecanismos digitales (uso de tarjetas de crédito y débito, transferencias bancarias, pagos por internet y QR) fungió como amortiguador ante este shock adverso mitigando la probabilidad de los hogares de sufrir inseguridad alimentaria. Usando un modelo de regresión probabilístico y también un modelo de emparejamiento de puntajes de propensión, los resultados obtenidos indican que los hogares con inclusión financiera lograron reducir significativamente el riesgo de enfrentar inseguridad alimentaria durante la cuarentena estricta. En el caso de la inclusión financiera digital esta probabilidad se reduce hasta en 17 puntos porcentuales, brindando evidencia de las ventajas de la inclusión financiera, y en particular la digital en el contexto de la pandemia.

Palabras clave: Inclusión financiera, inclusión financiera digital, inseguridad alimentaria, gasto en alimentos, pandemia, COVID.

Códigos JEL: D14, G23, I30, E21, O12.

¹ Economista país para Bolivia del Departamento de Países del Grupo Andino (CAN) del Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Para comentarios dirigirse a lilianac@iadb.org

² Consultor en la Representación del BID en Bolivia.

³ Socio Economic Impact Assesmet.

Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Angelica Del Carmen Calle Sarmiento del Banco Central de Bolivia, y de Joaquín Morales de la Universidad Privada de Bolivia.

ÍNDICE

1. Introducción	3
2. Seguridad alimentaria en el mundo y en Bolivia	5
3. La inclusión financiera y la seguridad alimentaria	10
4. Descripción de las variables y datos del análisis empírico	13
5. Metodología para estimar el efecto de la inclusión financiera sobre la seguridad alimentaria	17
5.1 Modelo probabilístico Logit	17
5.2. Emparejamiento de Puntajes de Propensión	19
6. Resultados de las estimaciones	20
6.1. Resultados del modelo probabilístico Logit	20
6.2. Resultados del Emparejamiento de Puntajes de Propensión	24
7. Conclusiones	26
Referencias	28

1. Introducción

La pandemia del COVID trajo consigo un impacto devastador sobre la economía y el bienestar social en Bolivia, exacerbando la pobreza y comprometiendo la seguridad alimentaria de la población.⁴ A su vez, la drástica pérdida de empleo⁵ producida por el riguroso confinamiento implementado para contener los contagios,⁶ resultaron en un incremento significativo de la subalimentación en Bolivia⁷ y de la inseguridad alimentaria que estimamos pasó del 25,7% al 59,3% en los hogares urbanos del país.⁸ En este contexto, este estudio estima el impacto de la inclusión financiera sobre la seguridad alimentaria en Bolivia durante la pandemia, además diferenciando el efecto de las herramientas financieras digitales y de la bancarización tradicional. Los resultados evidencian que la inclusión financiera contribuyó a amortiguar el aumento en la inseguridad alimentaria significativamente, por ejemplo, en el caso de la digital en hasta 17 puntos porcentuales. Los hallazgos resaltan la importancia de contar con mecanismos financieros en la protección y recuperación económica frente a choques adversos de gran magnitud e índole diversa.

Con lo que concierne a inseguridad alimentaria y hambre, en 2015, el mundo se comprometió con una nueva agenda de desarrollo sostenible con diecisiete Objetivos de Desarrollo Sostenibles (ODS). Entre ellos, el objetivo dos apunta a erradicar el hambre hacia el 2030, mientras que la meta 2.1 asienta asegurar el acceso mundial a alimentos inocuos, nutritivos y suficientes (FAO, 2023a). No obstante estas metas acordadas, y a pesar de los avances a nivel global, las últimas cifras disponibles a 2022 son desalentadoras pues cerca de 735 millones de personas, lo que equivale a 9,2% de la población del mundo, enfrenta hambre crónica y 2.400 millones sufren inseguridad alimentaria, de moderada a grave, al carecer de acceso a una alimentación suficiente para satisfacer necesidades básicas de consumo y nutrición.⁹ Las causas de esta situación son diversas incluyendo desde pérdida de empleo y caída de los ingresos en los hogares hasta temas como crisis económicas y/o climáticas, conflictos geopolíticos, entre mucho otros más y, por supuesto, la interacción de estos y otros factores. De acuerdo con cifras de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO, por sus siglas en inglés), la prevalencia de inseguridad alimentaria se vio exacerbada con el shock de la pandemia, con un aumento de 391 millones de personas desde 2019 (FAO, 2023b).

Tomando como punto de partida el enfoque de la ONU de que la seguridad alimentaria requiere un enfoque pluridimensional,¹⁰ en el presente estudio analizamos el vínculo entre la inclusión financiera y la seguridad alimentaria en Bolivia. Son múltiples los beneficios asociados a la inclusión financiera como el acceso a ahorros, la planificación de inversiones y manejo de riesgos. Particularmente, entre los beneficios de la inclusión financiera digital destaca la reducción de restricciones de liquidez mediante la mayor la facilidad de movilizar recursos (transferencias y

⁴ De acuerdo con las cifras del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), la pobreza moderada aumento entre 2019 y 2020 del 37,2% al 38,9%, y la pobreza extrema del 12,9% al 13,7%.

⁵ De acuerdo con las cifras del INE, el desempleo urbano se incrementó de 4,8% en IV-2019 a 10,8% en III-2020. Cálculos propios utilizando la encuesta SEIA (PNUD, 2020) indican que el 60% de los hogares urbanos de Bolivia ha sido afectado por la pérdida de empleo de al menos un miembro de éstos debido a la cuarentena estricta.

⁶ Para mayores detalles sobre las medidas específicas adoptadas para la contención de la crisis sanitaria de confinamiento, fiscales, monetarias y financieras entre otras más ver (Castilleja, 2020).

⁷ Según información de las Naciones Unidas (FAOSTAT), la prevalencia de subalimentación en Bolivia incrementó de 17% a 23% entre 2019 y 2021.

⁸ Cálculos propios en base a las encuestas SEIA (PNUD, 2020) y Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021).

⁹ <https://www.un.org/sustainabledevelopment/es/hunger/>

¹⁰ <https://www.un.org/sustainabledevelopment/es/hunger/>

remesas), la reducción de costos de transacción, y la reducción de riesgos por portar efectivo, entre otros.¹¹ La literatura empírica ha estudiado el efecto positivo de la inclusión financiera sobre la seguridad alimentaria, centrándose tanto en canales directos, entre ellos estudiando el uso de diferentes servicios financieros y agregando índices multidimensionales, como indirectos, como la promoción del emprendedurismo. En el caso de la literatura específica sobre inclusión financiera digital y seguridad alimentaria esta es escasa y se limita a estudiar su efecto sobre la oferta de alimentos.¹²

Con el fin de mejorar la comprensión de esta relación, aprovechamos la información generada acerca de seguridad alimentaria e inclusión financiera por dos nuevas encuestas a hogares urbanos en Bolivia: la Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y la Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021). En ese sentido analizamos cómo la falta de acceso a servicios financieros formales, particularmente digitales, repercute en un mayor riesgo de los hogares bolivianos no bancarizados a enfrentar inseguridad alimentaria. Para esto analizamos estadísticas recabadas de las dos encuestas mencionadas, y estimamos, en primer lugar, un modelo probabilístico para explorar la relación e identificar grupos poblacionales vulnerables a experimentar inseguridad alimentaria. En segundo lugar, estimamos un efecto promedio mediante emparejamientos de puntajes de propensión para precisar los resultados excluyendo el potencial sesgo de selección. Éste último puede resultar potencialmente importante pues el acceso y uso de servicios financieros digitales pueden estar relacionados a ciertas características socioeconómicas. Dado que los vínculos entre inclusión financiera y sus implicaciones para la seguridad alimentaria en Bolivia no se han explorado, esperamos que este estudio aporte mayor comprensión de este tema tan relevante.

De acuerdo con la FAO (2023a), en el mundo la inseguridad alimentaria afecta de forma desproporcionada a los hogares de bajos ingresos que son los que gastan una mayor proporción de su ingreso en alimentos, a los habitantes de zonas rurales y a las mujeres. Asimismo, la evolución de las cifras confirma que hay una brecha de género en relación con la inseguridad alimentaria que, si bien se ha ido reduciendo en el tiempo, esta aún prevalece. Los datos también muestran que con la pandemia aumentó la prevalencia de la inseguridad alimentaria mundial, para eventualmente reducirse en 2021 y mantenerse en 2022 pero por arriba de los niveles prepandemia. Desafortunadamente no se cuenta con datos de la FAO para Bolivia ni de la prevalencia de la inseguridad alimentaria moderada ni grave. Por otro lado, las dos pesquisas inéditas que usamos en este análisis, la Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y la Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021), contienen una sección dedicada a recopilar datos acerca de la seguridad alimentaria de los hogares, antes, durante y después de la cuarentena rígida de 2020.

Entre las preguntas que se desean responder en este estudio están: i) el impacto que tuvo la pandemia vía el confinamiento en la inseguridad alimentaria de los hogares bolivianos, ii) si la incidencia de la inseguridad alimentaria durante el confinamiento fue mayor en ciertos hogares en base a sus características sociodemográficas y su acceso y uso de instrumentos financieros, y iii) si los hogares bolivianos que contaban con inclusión financiera en el confinamiento, ya sea digital o

¹¹ <https://www.worldbank.org/en/topic/financialinclusion/publication/digital-financial-inclusion>

¹² La única referencia bibliográfica que estudia específicamente la relación de la inclusión financiera digital y la seguridad alimentaria es Lin et al. (2022), en el contexto de la aplicación de políticas de finanzas inclusivas en las áreas rurales de China, que benefician particularmente a agricultores.

tradicional, redujeron su probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria versus aquellos no bancarizados.

2. Seguridad alimentaria en el mundo y en Bolivia

De acuerdo con la definición de la FAO, existe seguridad alimentaria cuando se cuenta en todo momento, con acceso físico y económico a suficientes alimentos inocuos y nutritivos para cubrir las necesidades básicas alimenticias para poder llevar una vida activa y saludable (FAO, 2011). En palabras más simples, consiste en asegurar siempre el acceso a una alimentación adecuada, es decir, sana, nutritiva y suficiente. En contraste, la FAO define la inseguridad alimentaria crónica como una situación estructural de privación de alimentos a largo plazo, y a la inseguridad alimentaria aguda como la incapacidad a corto plazo (posiblemente temporal) de satisfacer las necesidades de energía alimentaria amenazando las vidas humanas o los medios de subsistencia (FAO, 2023a). La FAO, como organismo especializado de la ONU en acciones a nivel mundial para erradicar el hambre, concluye que entre los principales factores causantes de la inseguridad alimentaria destacan los eventos climatológicos adversos, desaceleración económica, crisis y conflictos de diversa índole, así como la desigualdad, mismos que suelen también presentarse de forma combinada (FAO, 2023a).

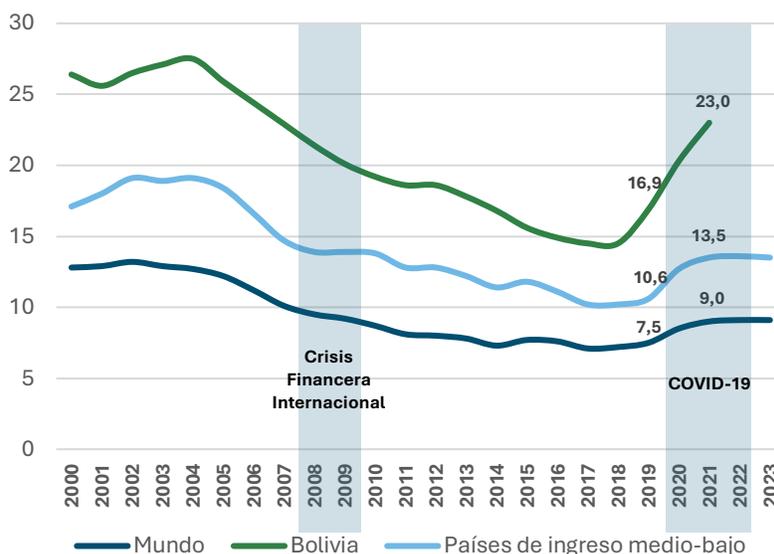
La principal fuente de datos de (in)seguridad alimentaria y hambre crónica es precisamente la FAO, y la estima a través de la recolección de datos mediante el cuestionario de Escala de Experiencia de Inseguridad Alimentaria (FIES por sus siglas en inglés) y otras encuestas de gastos familiares. El cuestionario FIES se incorpora en encuestas a nivel individual o de hogares, y está compuesto de ocho preguntas: considerando los últimos 12 meses (i) Se ha preocupado por no tener suficientes alimentos para comer; (ii) No ha podido comer alimentos sanos o nutritivos; (iii) Ha comido poca variedad de alimentos; (iv) Ha tenido que saltarse una comida; (v) Ha comido menos de lo que pensaba que debía comer; (vi) Su hogar se ha quedado sin alimentos; (vii) Ha sentido hambre pero no comió; (viii) Ha dejado de comer durante todo un día. Por su parte el hambre crónica se estima con la prevalencia de subalimentación, que la FAO a su vez estima calculando el porcentaje de la población que no alcanza el nivel mínimo de ingesta energética necesario para llevar una vida sana y activa. Para esto la FAO implementa umbrales específicos y modelos probabilísticos.¹³

En base a los datos disponibles, en 2007-2008 se observó mundialmente un aumento considerable en el número de personas que sufrían hambre crónica (FAO, 2010). Lo anterior se dio en un contexto de alta inflación y recesión económica a nivel internacional. Este organismo estima por lo menos 100 millones adicionales de personas enfrentando hambre crónica. Con esta situación se rebasaba ya el umbral de los 1.000 millones de personas con hambre crónica. El mayor incremento se observó entre la población urbana pobre, las mujeres y los niños (FAO, 2010). Desafortunadamente otro repunte se volvió a observar ante el shock de la pandemia, al cierre de 2021. A este fenómeno se sumaron eventos climatológicos adversos y desafortunadamente también el conflicto geopolítico entre Rusia y Ucrania desatando un nuevo pico en el hambre mundial y la inseguridad alimentaria.

¹³ Para mas detalle revisar las definiciones y métodos de cálculo de FAOSTAT <https://www.fao.org/faostat/es/#data/FS>

Eventualmente, ya postpandemia el hambre globalmente se estancó, pero por encima del observado antes de la pandemia. Según los datos disponibles, en 2019, la proporción de población mundial que enfrentaba hambre crónica alcanzó 7,5% (581 millones de personas) mientras que en 2022 se elevó a 9,1% (724 millones), revirtiendo así la tendencia decreciente de las últimas dos décadas (ver figura 1). Este incremento fue aún más pronunciado en países en desarrollo y de ingresos medios-bajos, como Bolivia, donde esta tasa se incrementó de 17% en 2019 a 23% en 2021.

Figura 1. Hambre crónica, medida a través de la prevalencia de subalimentación. Mundo, países de ingreso medio-bajo y Bolivia. (2000-2023)

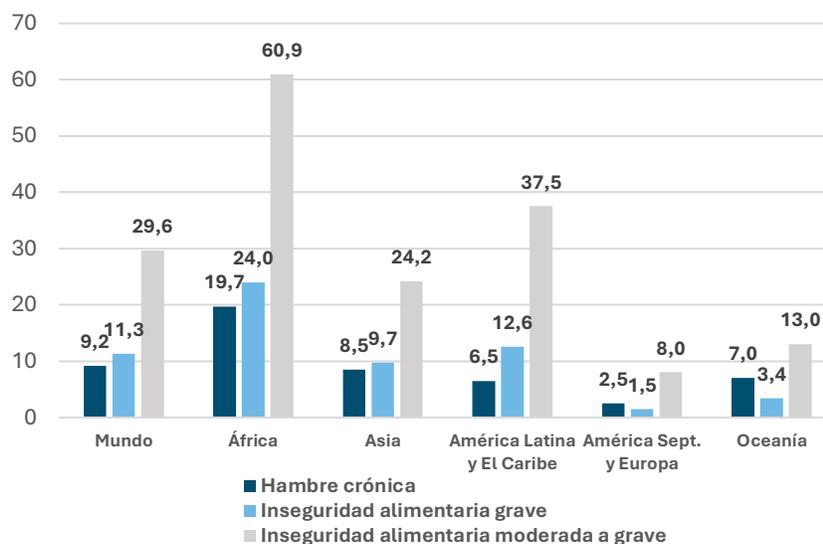


Fuente: FAOSTAT (2024).

Por su parte, la inseguridad alimentaria moderada o grave también aumentó ante el shock de la pandemia en 2020, manteniéndose sin cambios en 2022. Según las cifras de la FAO, 29,6% de la población, equivalente a 2.400 millones de personas a nivel mundial enfrentó inseguridad alimentaria moderada o grave en 2022 (391 millones más que en 2019). Preocupa de sobremanera que, de acuerdo con las proyecciones de ese organismo, hacia 2030, alrededor de 600 millones de personas en todo el mundo enfrentarán subalimentación. En el caso particular de la inseguridad alimentaria en su escala grave, a nivel mundial se registró un descenso marginal del 11,7 % en 2021 al 11,3 % en 2022 (equivalente a 27 millones de personas menos). Por regiones la dinámica muestra una disminución en América Latina y el Caribe en la proporción de la población afectada por inseguridad alimentaria moderada o grave al pasar del 40,3 % en 2021 al 37,5 % en 2022 (equivalente a 16,5 millones de personas menos). Esta mejora, de acuerdo con las cifras disponibles, fue encabezada por América del Sur con una caída del 40,9 % en 2021 al 36,4 % en 2022. Cabe destacar que la prevalencia de la inseguridad alimentaria grave también disminuyó en esta región del 15,1% al 12,7 % en ese periodo. En contraste, la situación de la seguridad alimentaria se deterioró postpandemia en América Central y el Caribe. De hecho, el Caribe, es la subregión más afectada por

la inseguridad alimentaria, donde su prevalencia moderada o grave aumentó del 59,5 % al 60,6 %, mientras que la grave se incrementó del 25,7 % al 28,2 % (ver figura 2).

Figura 2. Porcentaje de población con hambre. Inseguridad alimentaria moderada o grave, y grave por regiones del mundo (2022)



Fuente: Panorama (2023), FAO

Cabe destacar que no existen datos de la FAO específicos para Bolivia sobre seguridad alimentaria ni tampoco datos nacionales de alguna entidad oficial o privada de Bolivia.¹⁴ Por otro lado, gracias a las encuestas SEIA (PNUD, 2020) y la de Impacto COVID-19 (BID, 2021) se cuenta con información sobre las estrategias implementadas por los hogares bolivianos en la pandemia COVID durante la cuarentena rígida (abril-mayo 2020) ante la falta de alimentos o dinero para comprarlos.¹⁵ Estas acciones tomadas por los hogares tienen similitudes con la información que recoge el cuestionario FIES, sobre todo en relación a las estrategias que indican una reducción de alimentos consumidos o agotamiento de recursos, que condicen con las preguntas (iv), (v) y (vi) de FIES.

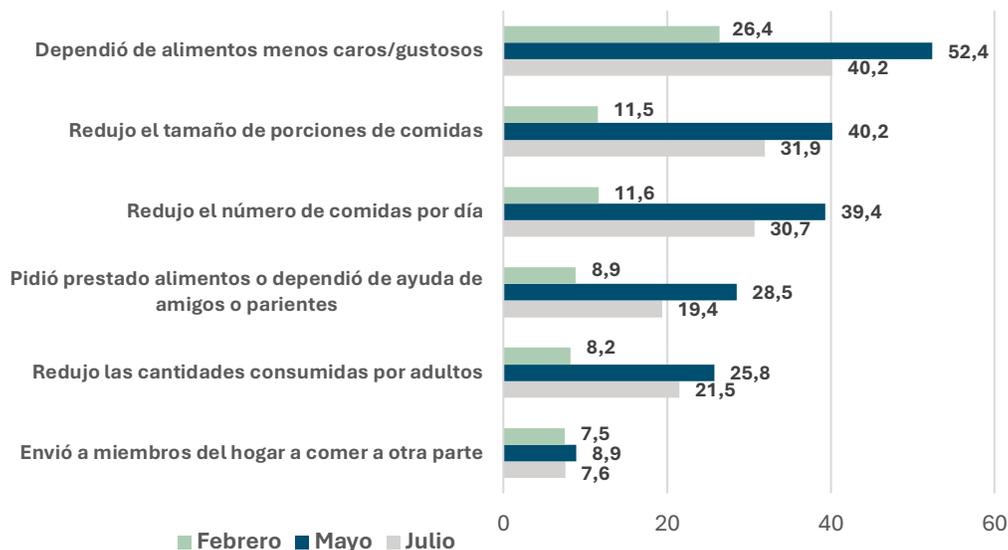
Los datos indican que, prepandemia, los hogares bolivianos ya aplicaban acciones ante la falta de alimentos. La acción más común, y menos drástica, suele ser recurrir a alimentos menos caros o gustosos, la cual más de la cuarta parte de los hogares adoptó, seguida por la reducción de las porciones o el número de comidas por día (ambas aplicadas por el 12% de los hogares). En menor porcentaje, entre el 8% y el 9% tuvieron que pedir prestado, o reducir sus comidas en el caso de los adultos, o bien enviar a algún miembro de la familia a comer a otra parte. Estas cifras ya sugieren un cierto nivel de inseguridad alimentaria enfrentada por un porcentaje no despreciable de hogares. A su vez, ante el shock de la pandemia y la aplicación de la cuarentena estricta entre abril y mayo 2020, se observa un aumento considerable de las estrategias adoptadas. Si bien la que predominó fue el consumo de alimentos menos caros o gustosos con más de la mitad de los hogares, alrededor del 40% redujeron la ingesta de alimentos, con una cuarta parte en el caso de los adultos del hogar, mientras que el 29% tuvo que depender de ayuda de otros para cubrir sus necesidades alimenticias.

¹⁴ En las Encuestas de Hogares de 2021 y 2022 se incorporó una sección que recoge información acerca de seguridad alimentaria de los hogares con un cuestionario FIES, sin embargo, no está presentada en ningún informe oficial.

¹⁵ Bolivia oficialmente entró en cuarentena total el 22 de marzo de 2020 según DS 4199 de 21 de marzo de 2020.

Otro aspecto relevante, es que después de la cuarentena estricta estas estrategias siguieron aplicándose en porcentajes aún altos y superiores al periodo prepandemia (ver figura 3).

Figura 3. Estrategias adoptadas por los hogares en Bolivia ante la falta de alimentos o dinero para conseguirlos en febrero, mayo y julio 2020

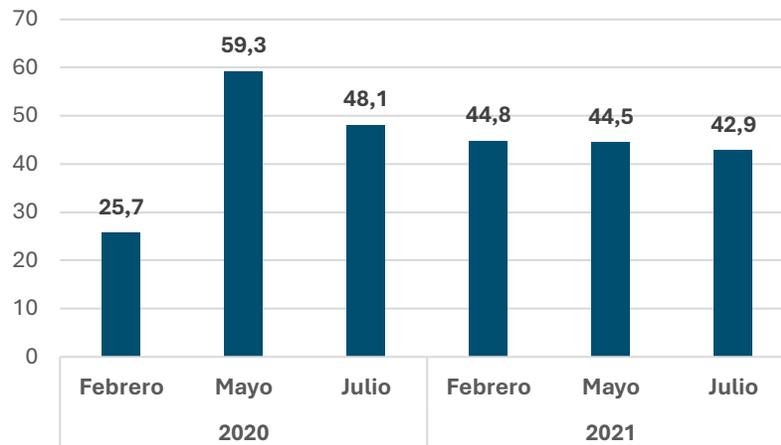


Fuente: Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y la Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021)

También se puede observar en base a estas encuestas que las principales fuentes de abastecimiento de alimentos para las familias en Bolivia fueron los mercados tanto en el periodo previo a la cuarentena estricta como durante el mismo con el 86% y 63%, respectivamente, de los hogares abastecidos en estos lugares. Eventualmente, durante la cuarentena estricta los mercados móviles tomaron relevancia, pasando del 10% al 36% de los hogares entre febrero y mayo de 2020.

Considerando la información recabada por las encuestas SEIA (PNUD, 2020) y de impacto COVID (BID, 2021) construimos un indicador de inseguridad alimentaria, considerando las similitudes con el cuestionario FIES, así como la gravedad de incurrir en las estrategias más drásticas adoptadas por los hogares para hacer frente a la falta de alimentos. De esta manera, aproximamos la inseguridad alimentaria considerando a los hogares que emplearon al menos una de las diversas estrategias mencionadas arriba, con excepción de depender de alimentos menos caros o gustosos. Con este indicador se observa que antes de la cuarentena estricta (en febrero) más de la cuarta parte de los hogares enfrentaban inseguridad alimentaria. Esta condición aumentó a 59% de los hogares durante la cuarentena estricta (en mayo) para solo reducirse a 48% después de este periodo de aislamiento severo (julio). Estos niveles más altos de inseguridad alimentaria prevalecieron durante 2021 en base a la información de la encuesta correspondiente (ver figura 4).

Figura 4. Porcentaje de hogares con inseguridad alimentaria 2020 y 2021

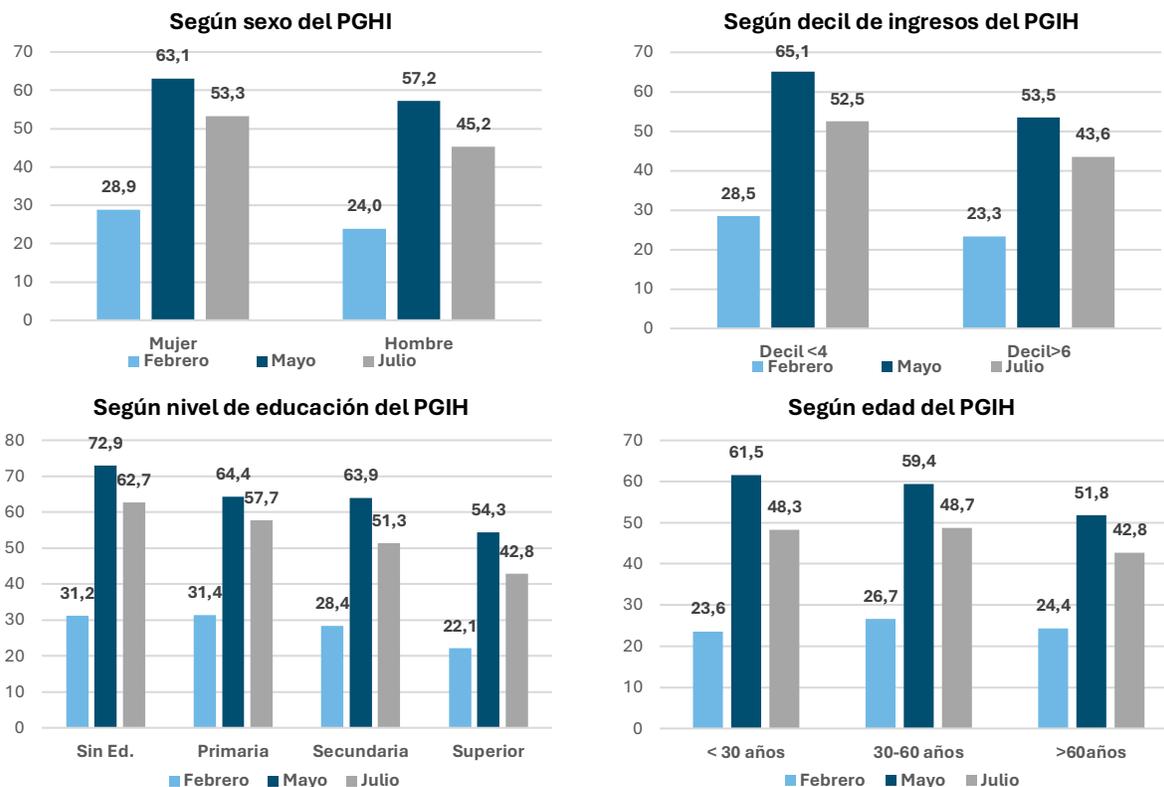


Fuente: Cálculos propios en base a Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y la Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021).

Nota: Se considera un hogar con inseguridad alimentaria si aplicó cualquiera de las siguientes estrategias: (i) redujo el tamaño de porciones de comidas, (ii) redujo el número de comidas al día, (iii) pidió prestados alimentos o dependió de ayuda de amigos o parientes, (iv) redujo las cantidades consumidas por adultos, o (v) envió a miembros del hogar a comer a otra parte.

Al explorar esta aproximación de inseguridad alimentaria en base a las características del principal generador de ingresos del hogar (en adelante PGIH) durante estos tres meses específicos en el primer año de la pandemia, se observa que, durante la cuarentena estricta (mayo) un mayor porcentaje de hogares con PGIH mujer enfrentaron inseguridad alimentaria con el 63%, en contraste con el 57% con PGIH hombre. Asimismo, el porcentaje de hogares que enfrentaron esta condición es más alto si este se ubica en la parte baja de la distribución del ingreso. Considerando el decil de ingresos per-cápita, el 65% de aquellos hogares entre el primer y cuarto decil sufrieron inseguridad alimentaria, contra el 53% de los hogares que se sitúan entre el sexto y décimo decil. Los hogares con PGIH que no lograron completar ningún nivel de educación formal que enfrentaron inseguridad alimentaria alcanzan el 73%, contrastado con el 54% con PGIH que cuenta con educación superior. Finalmente, el porcentaje de hogares con PGIH joven son los que más presentaron inseguridad alimentaria, con 62% contra aquellos con PGIH mayor a 60 años con 52% (ver figura 5).

Figura 5. Porcentaje de hogares con inseguridad alimentaria 2020 y 2021



Fuente: Cálculos propios en base a Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y la Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021).

3. La inclusión financiera y la seguridad alimentaria

En general, se puede afirmar que existe un consenso en lo que se refiere a como se define la inclusión financiera. Por ejemplo, Banco Mundial la describe como el acceso y/o uso de los agentes económicos a diversidad de productos y servicios financieros que son útiles y asequibles para hacer frente a necesidades y que se prestan de forma sostenible y responsable (Demirguc-Kunt et al., 2017). Por su parte, la Alianza para la Inclusión Financiera (AFI por sus siglas en inglés) la concibe como el acceso y uso regular de servicios financieros de calidad proporcionados por proveedores formales a través de una variedad de servicios e infraestructura con dignidad y equidad (AFI, 2022). Entre los principales servicios financieros se encuentran las transacciones, pagos, cuenta de ahorros y cheques, acceso a crédito, otros tipos de financiamiento, y también los seguros.

Los primeros estudios que abordaron la relación entre inclusión financiera y seguridad alimentaria son aquellos referentes al estudio del desarrollo financiero. A decir, a mayor acceso y uso de servicios y productos financieros formales, mejor el acceso y consumo de alimentos por parte de las familias (King y Levine, 1993; Rajan y Zingales 1998). Los mecanismos que explora esta literatura se pueden dividir entre directos e indirectos. Los directos tienen que ver con la facilidad de acceso

a recursos, es decir reducción de costos de transacción y restricciones de liquidez, que permiten satisfacer las necesidades básicas de consumo diario, como en el caso de alimentos, mediante mecanismos y servicios financieros, así como el suavizamiento del consumo. Los indirectos se refieren a aquellos que surgen debido a la mayor inclusión financiera, como en el caso de la posibilidad de invertir en negocios o emprendedurismo, en nuevas tecnologías, en activos duraderos, en educación y salud, entre otros, que permiten obtener rentas /o beneficios que incrementan la seguridad alimentaria.

En este estudio nos enfocamos en el impacto de la inclusión financiera sobre la seguridad alimentaria en Bolivia tomando de base literatura empírica. Diferentes estudios han documentado la relación positiva que existe entre la inclusión financiera y la seguridad alimentaria. Estudios como el de Koomsom et al. (2022) y Arshad (2022) muestran un impacto directo y significativo considerando a la inclusión financiera de manera general como un factor multidimensional mediante índices, concluyendo que la inclusión financiera de un país le provee seguridad alimentaria, considerando este efecto sobre todo en países en desarrollo. Otros estudios se enfocan en elementos específicos de la inclusión financiera como la bancarización (Birkenmaier et al., 2016; Fitzpatrick, 2017), acceso al crédito (Ayantoke, 2010), acceso a remesas (Mora-Rivera y van Gameren, 2021; Smith y Floro, 2021) y acceso a seguros (Carter et al, 2018). Según el tipo de instrumento, surgen diferentes canales de transmisión, sin embargo, esta literatura es todavía escasa.

Considerando esta relación en un período de recesión económica, Birkenmaier et al. (2016) presentan evidencia acerca de la relación entre la inclusión financiera, medida por el acceso a una cuenta bancaria, y la seguridad alimentaria en el contexto de la Gran Recesión de 2007-2009 en Estados Unidos. Utilizando datos observacionales¹⁶ de una encuesta de 2008, plantean un análisis mediante un modelo probabilístico Logit. Empleando como variable de resultado una variable binaria, construida en base a preguntas sobre hábitos de consumo, y como variable de control un concepto tradicional de inclusión financiera acompañado de otras covariables. Sus resultados encuentran evidencia de una fuerte relación entre la inclusión financiera y la inseguridad alimentaria entre aquella población que no perdió su empleo. Concretamente cuantifican mediante razones de probabilidades que la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria es 22% menor entre aquellas personas que se encuentran bancarizadas, y que no perdieron su empleo. Sin embargo, tal relación no se sostiene entre las personas desempleadas, situación que explica significativamente su condición de inseguridad alimentaria. Esta relación tiene mayor magnitud en segmentos poblacionales de ingresos bajos y afroamericanos, lo que les induce a proponer políticas de inclusión financiera centrada en poblaciones vulnerables y desatendidas. Sin embargo, entre las limitaciones del estudio, enfatizan que esta relación explora una correlación, sin ninguna implicación causal debido a la naturaleza observacional de los datos y la metodología utilizada.

Otro estudio para destacar es el de Baborska et al. (2020) donde se analiza la relación entre inclusión financiera e inseguridad alimentaria centrado su atención en países de ingresos medios y bajos, y tomando en cuenta la posible heterogeneidad según el tipo de instrumentos financieros como cuentas de ahorro, crédito y otros medios de pago. Los autores usan una muestra de 88 países con los indicadores de inclusión financiera de la base de datos Findex del Banco Mundial (2014), así

¹⁶ Es decir, datos no experimentales.

como los indicadores FIES (siglas en inglés que hacen referencia al indicador Food Insecurity Experience Scale) de la FAO (2014) y de la encuesta Gallup (2015) a nivel de personas. Al tratarse de datos observacionales, emplean dos técnicas cuasiexperimentales de emparejamiento, Emparejamiento de Puntajes de Propensión y coincidencia lineal completamente interactiva para probar lidiar con el sesgo de selección.¹⁷ Por tipo de instrumentos, sus resultados evidencian que la inclusión financiera reduce la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria en el caso de las cuentas de ahorro. Por el contrario, en el caso del crédito, la probabilidad de inseguridad alimentaria se incrementa, mientras que al considerar los medios de pago no encuentran efectos significativos. Los autores concluyen que, dependiendo el instrumento, la inclusión financiera puede afectar de forma heterogénea e impactar diversos ámbitos como en el caso de mercados incompletos, restricciones de liquidez o costos de transacción.

Empleando técnicas similares de inferencia causal mediante emparejamientos, el estudio de Koomson et al. (2023) analiza la causalidad de la inclusión financiera sobre la seguridad alimentaria. Lo anterior tomando en cuenta la posible endogeneidad que surge al estudiar esta relación mediante datos observacionales.¹⁸ Aún más complejo que eso, hogares que experimentan inseguridad alimentaria podrían tener menos capacidad para acceder o utilizar servicios financieros (causalidad a la inversa). Para abordar este desafío, utilizan la Encuesta de Estándares de Vida de Ghana de 2019, aprovechando la georreferenciación de sus unidades de medida, lo que les permite corregir por endogeneidad, mediante estimaciones de variables instrumentales.¹⁹ Asimismo, al emplear técnicas como el Propensity Score Matching eliminan el sesgo de selección que también ayuda a mitigar la potencial endogeneidad. Los resultados indican que mejoras en la inclusión financiera, medida a través de un índice multidimensional, se asocian con reducciones en la inseguridad alimentaria, y que en magnitud este efecto es mayor corrigiendo por endogeneidad. Además, este resultado es más efectivo en aquellos hogares con jefe de hogar varón y en áreas rurales. Los canales de transmisión que presenta este estudio que podrían explicar esta relación causal, es que la inclusión financiera fomenta el emprendimiento e incrementa la acumulación de activos, el capital humano, y los ingresos, factores que reducen la inseguridad alimentaria.

Finalmente, para Bolivia Castilleja-Vargas y Serrudo (2024) presentan evidencia acerca de el efecto de la inclusión financiera sobre la capacidad de suavizar el gasto en alimentos de los hogares bolivianos, ante el shock de la pandemia del COVID. Los resultados encuentran que la inclusión financiera amortigua el gasto en alimentos hasta en 6 puntos porcentuales (pp), considerando que la cuarentena estricta en Bolivia conllevó un fuerte shock a los ingresos y empleo, remarcando que tal efecto es mayor alcanzando hasta 9 pp en el caso de aquellos hogares con menores ingresos. Este estudio también presenta evidencia de que la inclusión financiera por medios de pago ayudó en mayor magnitud al suavizamiento del consumo de alimentos, por lo que deja un espacio importante de análisis acerca de la heterogeneidad de las distintas herramientas financieras que pueden aportar a la seguridad alimentaria.

¹⁷ En inglés son conocidas como Propensity Score Matching y Fully Interacting Linear Matching, respectivamente.

¹⁸ Esto es particularmente importante cuando se omiten variables en los modelos o existen variables no observables, como en el caso cuando las encuestas no capturan ciertas variables que no capturan las encuestas, para evitar resultados con sesgo.

¹⁹ Para estimar mediante variables instrumentales este estudio hace uso de la geolocalización de sus unidades de observación, midiendo la distancia de éstas respecto a entidades financieras, lo que permite cumplir con los criterios de relevancia y exclusión necesarios para la estimación.

4. Descripción de las variables y datos del análisis empírico

Para este análisis se usan datos inéditos de la Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y la Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021). Estas encuestas representan dos rondas de un mismo grupo de preguntas realizadas conjuntamente por el Programa de Las Naciones Unidas Para El Desarrollo (PNUD) y el Banco Interamericano de Desarrollo (BID). La primera ronda levantó información primaria entre el 6 de agosto y el 13 de noviembre del 2020 de forma telefónica, entrevistando a más de seis mil hogares. La segunda ronda recabó información también de forma telefónica, de más de cuatro mil setecientos hogares entre el 10 de agosto de 2021 y el 18 de enero de 2022. Estas encuestas cuentan con información a nivel de hogares y tienen una cobertura nacional con representatividad estadística de 8 ciudades capitales de Bolivia.²⁰ Estos conjuntos de datos son dos cortes transversales separados, con tan solo 4,1% de la muestra constituyendo un panel. Las encuestas constan de ocho secciones²¹ y recogen información acerca de las características sociodemográficas del principal generador de ingresos del hogar (PGIH) y del hogar propiamente.

Estas encuestas recogen información de los ingresos del hogar y la sección de seguridad alimentaria de forma longitudinal, para los meses de febrero, mayo y julio de ambos años, lo que permite estudiar en el caso de la Encuesta SEIA (PNUD, 2020) la situación previa, durante y posterior a la implementación de la cuarentena rígida de estas variables. Las demás se recogen para los cortes transversales de los años 2020 y 2021. Respecto a los ingresos de los hogares, se evidencia una fuerte caída en el mes de mayo de 2020, durante la cuarentena rígida, con una media menor en 34% respecto a febrero de 2020 (tabla 1).

En la sección de seguridad alimentaria se preguntó a los hogares con categorías no excluyentes si tuvieron que depender de alimentos más baratos, o si directamente enfrentaron una restricción que les impidió consumir la misma cantidad que antes.²² En base a estos datos construimos una variable binaria de inseguridad alimentaria para cada período de tiempo, previo (febrero), durante (mayo) y posterior (julio) a la cuarentena rígida para caracterizar a aquellos hogares que redujeron su ingesta de alimentos.²³ Esta variable se generó de tal manera que toma el valor de cero si el hogar no empleó ninguna de las siguientes estrategias y toma el valor de uno si empleó cualquier de las que representan un menor consumo de alimentos: (i) redujo el tamaño de porciones de comidas, (ii) redujo el número de comidas al día, (iii) pidió prestado alimentos o dependió de ayuda de amigos o parientes, (iv) redujo las cantidades consumidas por adultos, o (v) envió a miembros del hogar a comer a otra parte. La tabla 1 presenta la estadística descriptiva de ambas variables longitudinales, donde se resalta la alta tasa de respuesta de la sección de seguridad alimentaria, que permite contar con casi la totalidad de la muestra en ambos años.

²⁰ Las 10 ciudades capitales con excepción de Trinidad y Cobija.

²¹ Vivienda y hogar, gastos del hogar, salud, seguridad alimentaria, conocimientos-aptitudes y prácticas, empleo del principal generador de ingresos del hogar, ingresos del hogar y equipamiento del hogar.

²² Como se detalló anteriormente las variables con las que cuenta información la encuesta son categóricas sí/no, de las siguientes preguntas: (i) dependió de alimentos menos caros, (ii) pidió prestados alimentos o dependió de ayuda de amigos o parientes, (iii) redujo el número de comidas por día, (iv) redujo el tamaño de porciones de comida, (v) redujo las cantidades consumidas por adultos y (vi) envió a miembros del hogar a comer a otra parte.

²³ De esta manera nos aproximamos a la inseguridad alimentaria, que según la FAO se define como la insuficiente gesta de alimentos. [https://www.fao.org/in-action/pesa-centroamerica/temas/conceptos-basicos/es/#:~:text=Inseguridad%20Alimentaria%3a%20Insuficiente%20Ingesti%C3%B3n%20de,\(cuando%20sucede%20de%20continuo](https://www.fao.org/in-action/pesa-centroamerica/temas/conceptos-basicos/es/#:~:text=Inseguridad%20Alimentaria%3a%20Insuficiente%20Ingesti%C3%B3n%20de,(cuando%20sucede%20de%20continuo)

**Tabla 1. Estadística descriptiva de variables longitudinales (febrero, mayo y julio de 2020 y 2021).
Ingresos del hogar e Inseguridad alimentaria.**

	2020						2021					
	Febrero		Mayo		Julio		Febrero		Mayo		Julio	
	Obs. c/Factor	Prom.										
Ingresos del hogar	5.176 1.243.209	3.040	5.176 1.243.209	2.020	5.176 1.243.209	2.115	3.693 910.082	2.624	3.698 911.113	2.604	3.681 906.884	2.588
Inseguridad Alimentaria	6.094 1.464.476	25,7%	6.094 1.464.476	59,3%	6.094 1.464.476	48,1%	4.750 1.171.310	44,8%	4.750 1.171.310	44,5%	4.750 1.171.310	42,9%

Fuente: Elaboración de los autores con datos de Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021).

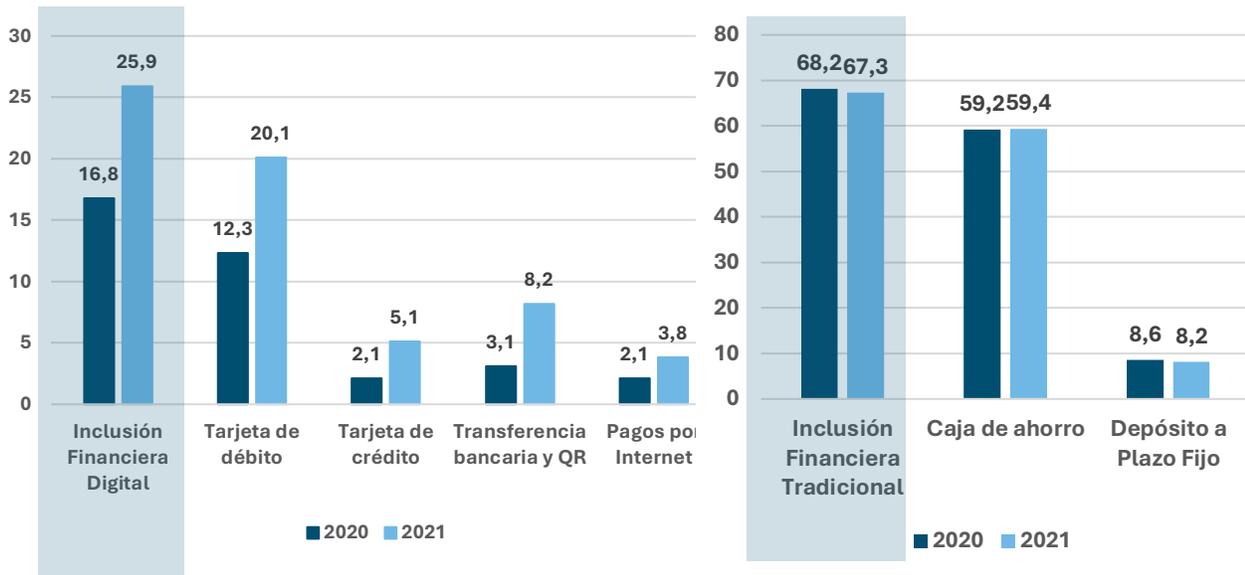
Las encuestas SEIA (PNUD, 2020) y de Impacto COVID (BID, 2021) también cuentan con información acerca de las herramientas financieras que utilizan los hogares para realizar compras y ahorrar dinero. Entre ellas: el uso de tarjetas de débito y crédito, transferencias bancarias, compras por internet, pagos mediante códigos QR, cuentas de ahorro y depósitos a plazo fijo en entidades financieras formales. Utilizamos estos datos para construir dos variables de inclusión financiera. La primera la denominamos inclusión financiera digital, en línea con lo que establece el Banco Mundial (2014),²⁴ en el caso del despliegue de medios digitales con una gama de servicios financieros formales adaptados a las necesidades de los usuarios. Por lo tanto, la variable de inclusión financiera digital que construimos comprende el uso de tarjetas de crédito y débito, transferencias bancarias, pagos por internet y QR. Por otra parte, construimos la variable de inclusión financiera tradicional, haciendo referencia al acceso a una cuenta bancaria de ahorro (GPFI, 2023) y comprende a aquellos hogares que se encuentran bancarizados, es decir que cuentan con una cuenta de ahorros o tienen un depósito a plazo fijo en una entidad financiera.

De esta manera, evidenciamos que la inclusión financiera digital de los hogares en Bolivia se incrementó de 17% en 2020 a 26% en 2021, mientras que la inclusión financiera tradicional se mantuvo constante en alrededor del 67% (figura 6). Entre los instrumentos financieros digitales, los más usados en los hogares son las tarjetas de débito que pasaron de 12% a 20%, seguido de las transferencias bancarias y uso de QR, que pasaron de 3% a 8%. Por su parte, los pagos por internet y las tarjetas de crédito son los menos usados, ambos en 2020 alcanzaban al 2,1% de los hogares y en 2021 aumentaron a 4% y 5% respectivamente. Destaca que el uso de medios de pago digitales, en todos los casos, presenta una tendencia a incrementarse entre 2020 y 2021, en contraste con lo que ocurre con el uso de las herramientas tradicionales que prácticamente se mantiene constante.²⁵

²⁴ <https://www.worldbank.org/en/topic/financialinclusion/publication/digital-financial-inclusion>. Esta comprende el uso aparatos como los teléfonos móviles, las tarjetas de débito y crédito, u otros instrumentos que permitan conectarse a una terminal o plataforma de pagos digitales.

²⁵ Cabe resaltar que a pesar de que la tasa de respuesta es menor para las variables de inclusión financiera (tabla 2), las proporciones de uso de herramientas tanto digitales como tradicionales y el nivel de inclusión financiera conciben con los datos de FINDEX 2021 del Banco Mundial (Demirgüç-Kunt et al. 2022).

Figura 6. Inclusión financiera digital y tradicional 2020-2021
(% de hogares).



Fuente: Elaboración de los autores con datos de Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021).

Ante el impacto que significó la pandemia en la economía, las encuestas recaban la afectación de los hogares, concretamente en ingresos y empleo. Para el primer caso se consultó si el hogar había experimentado una pérdida de ingresos a causa de la crisis sanitaria. En el segundo caso, si algún miembro de la familia había perdido su empleo a causa de la cuarentena. Con esta información construimos las variables dicotómicas de pérdida de ingresos y shock de empleo. Adicionalmente, con la información recabada acerca de los ingresos longitudinalmente, construimos una variable binaria de shock de ingresos efectivos que categoriza a aquellos hogares cuyo ingreso del hogar efectivamente fue reportado como menor en mayo en comparación con febrero de ambos años. De esta manera para el año 2020, se constata que, en el contexto de la crisis sanitaria, el 51% de los hogares efectivamente registraron una disminución de sus ingresos, y el 58% reportó haber sufrido al menos una pérdida de empleo entre sus integrantes. Las encuestas también recogen información sociodemográfica y características de los hogares, entre ellas el sexo, edad y último nivel educativo aprobado del PGIH. Asimismo, rescatamos más allá de las variables coyunturales, algunas que permiten capturar la magnitud de la riqueza de los hogares, entre ellas la propiedad de la casa, que tomamos como una variable binaria que se activa si es que el hogar reside en una casa propia y completamente pagada. Otra variable binaria que construimos es la que categoriza a los hogares que se encuentran entre los primeros cuatro deciles de ingresos per cápita, tomando como fuente de información los ingresos reportados efectivamente por los hogares en el mes de febrero. La tabla 2 presenta la estadística descriptiva de todas estas variables.

**Tabla 2. Estadística descriptiva de variables de corte transversal (2020 y 2021).
Ingresos del hogar e Inseguridad alimentaria.**

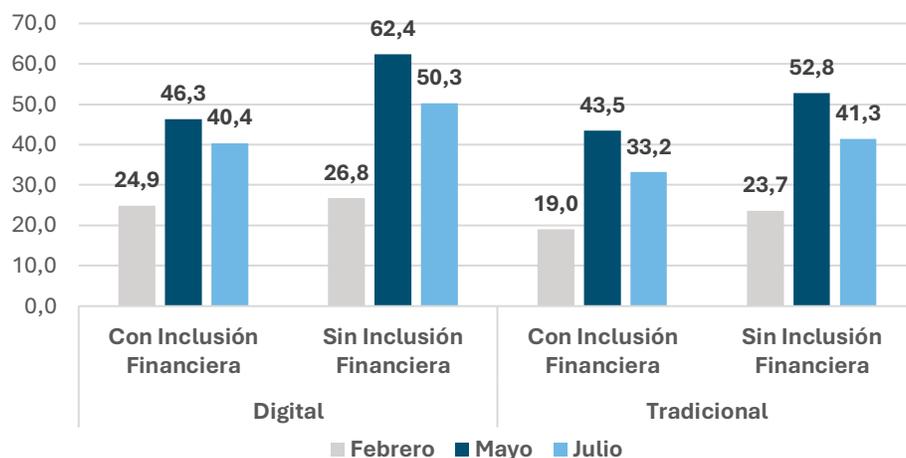
	2020			2021		
	Obs.	c/Factor	Prop.	Obs.	c/Factor	Prop.
Inclusión Financiera Tradicional	4.740	1.171.310	68,2%	4.740	1.171.310	67,3%
Inclusión Financiera Digital	4.740	1.171.310	16,8%	4.740	1.171.310	25,9%
Pérdida de ingresos (*)	6.094	1.464.476	72,4%	4.668	1.150.633	69,4%
Shock de ingresos (**)	5.904	1.418.031	51,3%	3.698	911.113	9,3%
Shock de empleo (**)	6.094	1.464.476	58,2%	4.736	1.167.716	62,0%
PGIH Mujer	6.094	1.464.476	35,5%	4.746	1.170.256	36,1%
PGIH < 30 años	6.094	1.464.476	25,6%	4.779	1.178.477	25,3%
PGIH c/ Ed. Superior	6.094	1.464.476	49,8%	4.779	1.178.477	49,6%
Casa propia	6.094	1.464.476	55,1%	4.779	1.178.477	56,1%
Decil <=4 (****)	5.918	1.421.207	44,3%	4.660	1.148.612	40,3%

Fuente: Elaboración de los autores con datos de Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021).

Notas: (*) Variable recogida por las encuestas. (**) Cálculo de los autores en base al reporte de ingresos de los hogares, que categoriza a aquellos hogares cuyo ingreso disminuyó de febrero a mayo. (***) Categoriza la pérdida de empleo de algún miembro del hogar debido a la cuarentena. (****) Construida a partir de los ingresos reportados en febrero.

Analizando la incidencia de inseguridad alimentaria de los hogares según su condición de inclusión financiera, evidenciamos que el porcentaje de hogares que experimentó inseguridad alimentaria es menor entre aquellos que contaban con algún tipo de inclusión financiera, ya sea digital o tradicional (figura 7). Concentrando la atención en el momento en que se establece la cuarentena rígida (mayo 2020), el 46% de los hogares que contaban con inclusión financiera digital experimentó inseguridad alimentaria, contra el 62% de aquellos hogares que no contaban esta. Considerando la inclusión financiera tradicional estos porcentajes son de 43% y 53% respectivamente.

Figura 7. Porcentaje de hogares con inseguridad alimentaria según inclusión financiera 2020.



Fuente: Elaboración de los autores con datos de Encuesta SEIA (PNUD, 2020) y Encuesta de Impacto COVID-19 (BID, 2021).

5. Metodología para estimar el efecto de la inclusión financiera sobre la seguridad alimentaria

Para estimar la relación que tiene la inclusión financiera y la seguridad alimentaria abordamos dos diferentes estrategias empíricas. La primera consta de un modelo de regresión probabilístico Logit, el cual por medio de una función logística permite modelar la relación entre ambas variables y estimar la probabilidad de que un hogar sufra de inseguridad alimentaria dada su condición de inclusión financiera y otros controles. La segunda consiste en un modelo de Emparejamiento de Puntajes de Propensión (PSC por sus siglas en inglés)²⁶, que nos permite estimar el efecto de la inclusión financiera de los hogares sobre su probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria tomando en cuenta el sesgo de selección al no ser un tratamiento aleatorio, y considerando que puede haber un tema de endogeneidad que no abordamos en este documento. En ambos casos utilizamos las variables de inclusión financiera digital y tradicional como aproximaciones de inclusión financiera.

5.1 Modelo probabilístico Logit

Considerando la naturaleza observacional del corte transversal de la encuesta SEIA (PNUD, 2020), estimamos, en primera instancia, un modelo de regresión probabilístico. Este nos permite cuantificar cómo aumenta o disminuye la probabilidad de que un hogar experimente inseguridad alimentaria según su condición de inclusión financiera, después de controlar por factores que pueden afectar esta relación. Para esto únicamente consideramos la inseguridad alimentaria durante el mes en que se implementó la cuarentena estricta (mayo 2020).

Planteamos un análisis de regresión probabilística Logit, en línea con el estudio empírico de Birkenmaier et al. (2016) y Carter et al. (2018). Como se describe en la ecuación (1), la variable dependiente es el indicador binario de inseguridad alimentaria a nivel de hogares. Las variables explicativas incluyen la variable de inclusión financiera (IF), que aproximamos mediante las variables de inclusión financiera digital y tradicional. Controlamos esta relación por un conjunto de variables: en primer lugar, un vector *Shock* que captura el efecto negativo de los choques provocados por la cuarentena estricta sobre los ingresos y empleo. También se incluyen otras variables que caracterizan al PGIH según sus características sociodemográficas de edad, sexo y educación en el vector *XPGIH*. Estas variables permiten identificar si existen hogares más vulnerables que otros a satisfacer sus necesidades básicas alimenticias dependiendo de las características del PGIH. También incluimos las características socioeconómicas del hogar en el vector *Riqueza*, que comprende al decil de ingresos (controlado por el número de personas en el hogar) y la propiedad del inmueble (si es propia y se encuentra totalmente pagada).²⁷ Finalmente, se

²⁶ Propensity Score Matching.

²⁷ Debido a que el período de análisis se limita a mayo 2020, no se incluyen transferencias del gobierno a los hogares como variable explicativa. En ese mes el gobierno aún no proporcionó transferencias destinadas a paliar el efecto de la cuarentena estricta, y la proporción de hogares en la muestra que recibieron alguna transferencia social es menor al 4%.

incluye en la estimación un conjunto de variables categóricas para la ciudad y rubro de la actividad económica del trabajo del PGIH ambos en el vector C .²⁸

$$Prob(Inseg. Alimentaria_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta IF_i + \gamma Shock_i + \lambda XPGI_i + \delta Riqueza_i + \mu C_i) \quad (1)$$

En la ecuación (1), $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución acumulativa logística²⁹. Esta permite acotar de forma suavizada y no lineal la combinación lineal de las variables de control con sus respectivos coeficientes, entre los valores 0 y 1 que son valores que caracterizan a la variable de inseguridad alimentaria.³⁰ α es la constante, β , γ , λ , δ y μ son los coeficientes asociados con las variables respectivas.

Una vez estimada la ecuación (1) se procede a calcular los efectos marginales promedio (AME por sus siglas en inglés)³¹ para cada regresor.³² Es decir, se calcula el efecto de una variación del regresor X_j , sobre la probabilidad de que un hogar experimente inseguridad alimentaria, para cada unidad de observación i (para los N hogares), y finalmente se promedia su resultado según la ecuación (2).³³ Estos efectos marginales se interpretan como el porcentaje de incremento promedio, en caso de ser positivo, o decremento en caso de ser negativo en la probabilidad de que los hogares sufran inseguridad alimentaria, dado un cambio en una unidad de la variable independiente correspondiente.

$$AME_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial \Phi_i(Y_i = 1)}{\partial X_j} \quad (2)$$

²⁸ Las categorías de la variable de actividad económica son: 1. Agricultura/Ganadería/Pesca 2. Minería 3. Manufactura 4. Actividades Profesionales/Científicas 5. Electricidad/Gas/Agua 6. Construcción 7. Transporte 8. Compra y Venta 9. Servicios Financieros 10. Servicios Personales 11. Educación 12. Salud 13. Administración Pública 14. Turismo 15. Restaurantes/Bares/Hotelería 16. Otro.

²⁹ La función de distribución acumulativa logística es $\Phi(x) = \frac{\exp(x)}{1+\exp(x)}$. Para confirmar la robustez de los resultados también se utiliza la función de distribución acumulativa normal estándar con estimaciones probit.

³⁰ La función $\Phi(\cdot)$ cumple con las condiciones para transformar una combinación lineal y poder regresionar una variable dependiente categórica binaria de tal manera que $\Phi(-\infty) = 0$ y $\Phi(+\infty) = 1$.

³¹ Average Marginal Effects.

³² A diferencia de un modelo de regresión lineal, los parámetros estimados no proporcionan directamente la relación existente entre las variables explicativas y la probabilidad de que la variable dependiente tome el valor de 1.

³³ A diferencia de un modelo de regresión lineal, la relación entre las variables regresoras con la regresada no es constante (no lineal), por lo que dependiendo de los valores de dónde se sitúe cada observación, se tendrá un efecto de magnitud diferente sobre la probabilidad de que la variable dependiente tome el valor de 1.

5.2. Emparejamiento de Puntajes de Propensión

Para estimar el efecto de la inclusión financiera sobre la inseguridad alimentaria al momento en que se implementó la cuarentena estricta (mayo 2020), empleamos la técnica de inferencia causal cuasiexperimental Emparejamiento de Puntajes de Propensión (PSM, por sus siglas en inglés). Esta metodología es particularmente adecuada para este análisis debido a la naturaleza observacional de los datos y la necesidad de controlar por potenciales factores de confusión³⁴ que podrían sesgar los resultados. Específicamente, consiste en comparar hogares “tratados” y “no tratados” con un puntaje de propensión (*propensity score*) similar, esto es, que su probabilidad de recibir el tratamiento condicional a sus características observables sea muy parecida.

Con este fin, y en línea con el trabajo empírico de Koomson et al. (2023), establecemos a la inclusión financiera como la variable de tratamiento y la inseguridad alimentaria, medida como una variable binaria, como la variable de resultado. El objetivo es estimar el efecto promedio de la inclusión financiera en aquellos hogares que efectivamente cuentan con inclusión financiera, es decir, cuánto cambió la inseguridad alimentaria entre los hogares con la inclusión financiera en comparación con cómo habría sido si no la hubieran adoptado.

La aplicación del PSM permite tomar en cuenta el sesgo de selección (Awaworyi, Churchill y Marisetty, 2020; Koomson et al., 2020; Koomson y Danquah, 2021; Rosenbaum y Rubin, 1983). Debido a que nuestro análisis no es un experimento controlado, las diferencias sistemáticas entre los hogares con y sin inclusión financiera pueden influir en la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria. Es decir, ciertos hogares tienen una mayor probabilidad de contar con inclusión financiera debido a características específicas que también pueden influir en la inseguridad alimentaria. PSM mitiga estos potenciales sesgos al emparejar hogares similares en términos de covariables observadas.

Asimismo, PSM permite reducir el sesgo por factores de confusión (Rosenbaum y Rubin, 1983). Éstos son variables que influyen tanto en la probabilidad de recibir el tratamiento (inclusión financiera) como en el resultado (inseguridad alimentaria). El PSM permite equilibrar estas covariables entre los grupos de tratamiento y control, reduciendo así el sesgo asociado a los factores de confusión. De igual manera este método mejora la comparabilidad entre los grupos de tratamiento y control al emparejar hogares con características similares, asegurando que las diferencias en los resultados puedan atribuirse más plausiblemente al tratamiento en lugar de imputarse a diferencias en las covariables.³⁵

La estimación del efecto de la inclusión financiera sobre la inseguridad alimentaria utilizando PSM, requiere primero la estimación del puntaje de propensión, que es la probabilidad de que un hogar tenga inclusión financiera (reciba el tratamiento) dado un conjunto de covariables. Con este fin se utiliza una regresión logística, donde la variable dependiente es la inclusión financiera (1 = tiene

³⁴ Un factor de confusión (*confounding* en inglés) es una variable que, de no ser controlada la regresión por la misma, distorsiona la relación entre la variable independiente (tratamiento o causa) y la variable dependiente (resultado o efecto).

³⁵ También limitamos la comparación a las áreas del *propensity score* donde hay observaciones tanto en el grupo de tratamiento como en el grupo de control. Esto asegura una comparabilidad válida y evita extrapolaciones inapropiadas, reduciendo así el sesgo y mejorando la precisión de las estimaciones, lo que se conoce como “*common support*”.

inclusión financiera, 0 = no tiene inclusión financiera) y las variables independientes son características sociodemográficas y laborales del PGIH, de riqueza del hogar, y ubicación geográfica, según la ecuación (3). Con este objetivo empleamos los mismos vectores utilizados en la ecuación (2) y realizamos tanto para el caso de inclusión financiera digital como tradicional de forma separada.

$$Prob(Tratamiento_i = 1) = \Phi(\alpha + \gamma Shock_i + \lambda XPGI_i + \delta Riqueza_i + \mu C_i + \varepsilon_i) \quad (3)$$

El siguiente paso consiste en emparejar a los hogares según su puntaje de propensión, entre aquellos que recibieron el tratamiento y aquellos que no, es decir, aquellos con y sin inclusión financiera. Para esto se emplean cuatro técnicas diferentes. La primera es el emparejamiento por vecino más cercano (Abadie y Imbens, 2006), que empareja cada hogar tratado con el hogar no tratado que tenga el puntaje de propensión más cercano. Puede realizarse con o sin reemplazo, donde el reemplazo permite que un hogar no tratado sea emparejado con múltiples hogares tratados, aumentando la precisión de las estimaciones. La segunda es el emparejamiento por radio (Dehejia y Wahba, 2002), en este método, cada hogar tratado es emparejado con todos los hogares no tratados que tengan un puntaje de propensión dentro de un cierto radio. Esto permite que múltiples contrapartes no tratadas sean emparejadas con un hogar tratado, lo que puede mejorar la precisión de la estimación al utilizar más información. La tercera es el emparejamiento por Kernel (Heckman et al., 1997), que utiliza todos los hogares no tratados para cada hogar tratado, ponderando más a aquellos con puntajes de propensión más cercanos. Esto resulta en estimaciones más eficientes y suaves al aprovechar toda la información disponible. Finalmente, el emparejamiento por estratificación (Rosenbaum y Rubin, 1984), que divide el rango de puntaje de propensión en estratos y luego compara los resultados medios de los hogares tratados y no tratados dentro de cada estrato. La estimación final del efecto del tratamiento es la media ponderada de los efectos dentro de cada estrato.

Una vez emparejados los hogares de tratamiento y control, se procede a calcular el efecto promedio de la inclusión financiera entre aquellos hogares que efectivamente cuentan con ella, es decir el efecto promedio del tratamiento en los tratados (ATT, por sus siglas en inglés). Para esto se computa la diferencia promedio en la inseguridad alimentaria entre los hogares tratados y sus contrapartes emparejadas no tratadas. Cabe destacar que al ser una variable binaria la inseguridad alimentaria, la diferencia de promedios resultará en una diferencia de proporciones, lo que finalmente brinda una magnitud en puntos porcentuales.

6. Resultados de las estimaciones

6.1. Resultados del modelo probabilístico Logit

Los resultados de este estudio, en línea con aquellos obtenidos en el estudio de Birkenmaier et al. (2016), estiman una relación negativa y estadísticamente significativa entre la inclusión financiera y

la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria. La magnitud de esta relación es mayor cuando se toma en cuenta la inclusión financiera digital. Específicamente, al estimar los modelos Logit,³⁶ encontramos que la probabilidad de que un hogar sufra de inseguridad alimentaria disminuye significativamente en promedio 11 puntos porcentuales (pp) utilizando la aproximación de inclusión financiera digital (tabla 3). Es decir, aquellos hogares que utilizaron instrumentos financieros digitales tuvieron en promedio menor probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria, respecto a aquellos hogares sin inclusión financiera digital. Esta estimación se mantiene robusta a través de las diferentes especificaciones que controlan por los shocks al ingreso y empleo, características del PGIH, riqueza del hogar, factores laborales y geográficos.

Utilizando la inclusión financiera tradicional, los efectos marginales promedio indican que aquellos hogares financieramente incluidos redujeron la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria en promedio 5pp. Si bien este resultado es de menor magnitud que el anterior, mantiene la relación negativa y significancia estadística al 99% de confianza (tabla 4). De igual manera, mantiene consistencia con las diferentes especificaciones probadas. Esto lleva a concluir que diferentes instrumentos financieros pueden tener un impacto heterogéneo sobre necesidades básicas como la alimentación, siendo un tema de interés para profundizar, en particular los mecanismos que generan tales relaciones.

Concentrando la atención en los efectos marginales del modelo Logit con inclusión financiera digital (tabla 3), evidenciamos que estos resultados son robustos a las diferentes especificaciones analizadas. En el modelo 1 presentamos la estimación de la ecuación (1) que incorpora el vector de variables de shock y las características del PGIH. En el modelo 2 incorporamos los controles de ubicación geográfica y características laborales, mientras que en el modelo 3 añadimos el vector de variables de riqueza. Finalmente, en el modelo 4 se incorpora una variable que indica si el hogar sufrió inseguridad alimentaria previo a la cuarentena estricta (febrero 2020). El modelo 4 representa la especificación más completa, y sus resultados los describimos a continuación.

Como era de esperarse, los resultados indican que los shocks al ingreso y al empleo, inducidos en este caso por la cuarentena rígida, tuvieron una relación directa en el mismo sentido sobre la inseguridad alimentaria aumentando la probabilidad promedio de que los hogares la sufran en 13pp y 9pp respectivamente. Es importante notar que ambos shocks, que bien podrían resultar colineales, mantienen magnitudes altas y significancia estadística. Esto refleja la importancia de ambos al momento de explicar la seguridad alimentaria en los hogares bolivianos. Lo anterior motiva a encontrar canales que permitan suavizar los efectos de recesiones económicas sobre necesidades básicas como la alimentación. Cabe destacar también que el coeficiente del efecto marginal de inclusión financiera permanece significativo y sin grandes cambios de magnitud luego de controlar por estas variables.

³⁶ Similares resultados se encuentran al estimar los modelos mediante una función de probabilidad normal estándar (Probit).

Tabla 3. Relación entre inclusión financiera digital e inseguridad alimentaria
Efectos marginales promedio de la estimación Logit.

VARIABLES	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Inclusión financiera	-0.124*** (0.0157)	-0.121*** (0.0212)	-0.111*** (0.0175)	-0.109*** (0.0186)
Shock de ingresos	0.119*** (0.00932)	0.120*** (0.00894)	0.158*** (0.00770)	0.127*** (0.00867)
Shock de empleo	0.138*** (0.0113)	0.130*** (0.0100)	0.118*** (0.00952)	0.0854*** (0.00757)
PGIH Mujer	0.0523*** (0.0137)	0.0725*** (0.0187)	0.0773*** (0.0192)	0.0403** (0.0178)
PGIH Joven	0.0589*** (0.0183)	0.0468*** (0.0181)	0.0275 (0.0192)	0.0336** (0.0169)
Ed. Superior	-0.0471** (0.0188)	-0.0170 (0.0228)	-0.0105 (0.0234)	0.00652 (0.0182)
Casa propia			-0.121*** (0.0195)	-0.106*** (0.0183)
Decil<4			0.116*** (0.0192)	0.0926*** (0.0186)
Inseg. Alimentaria t-1				0.387*** (0.0439)
Dummy Act. Eco.	No	Sí	Sí	Sí
Dummy Municipio	No	Sí	Sí	Sí
Observaciones	611,583	562,250	562,250	562,250

Nota: Variable de Inclusión financiera digital (igual a uno si utiliza tarjetas de débito, crédito, transferencias bancarias o pagos por internet). Variables dummy de municipio y grupo de actividad económica. Errores estándar robustos entre paréntesis. Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Controlando por las características del PGIH, cuando es mujer, la probabilidad promedio de que el hogar sufra inseguridad alimentaria se incrementa en promedio 8pp (modelo 3), respecto a los hogares con PGIH varón cuando no se controla por la condición de inseguridad alimentaria previo a la cuarentena rígida, y 4pp cuando se toma en cuenta este factor (modelo 4). Respecto a la edad del PGIH, evidenciamos que existe mayor vulnerabilidad en aquellos más jóvenes. Concretamente si el PGIH es menor de 30 años, su probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria se incrementa en promedio 3pp con una significancia estadística del 95% de confianza. Contrastando, el nivel educativo del PGIH no resulta significativo, esto bajo ninguna especificación, indicando que si éste culminó estudios universitarios no tiene una relación significativa con la probabilidad de sufrir o no inseguridad alimentaria.

Las variables que aproximan la riqueza del hogar cuentan con efectos marginales estimados estadísticamente significativos. Concretamente, si un hogar reporta tener una casa propia, su probabilidad de enfrentar inseguridad alimentaria se reduce en promedio 11pp, mientras que si pertenece al segmento del 40% de menores ingresos de la muestra (decil \leq 4) esta probabilidad se incrementa en promedio alrededor de 10pp.

Siguiendo la misma lógica de especificaciones anterior, los resultados del modelo Logit con la variable de inclusión financiera tradicional se presentan en la tabla 4. Bajo este enfoque, se estiman

coeficientes de los efectos marginales de los shocks de ingresos y empleo altos y significativos, incrementando la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria en los hogares que los sufren en 12pp y 11pp respectivamente.

Tabla 4. Relación entre inclusión financiera tradicional e inseguridad alimentaria
Efectos marginales promedio de la estimación Logit.

VARIABLES	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Inclusión financiera	-0.0640** (0.0275)	-0.0693*** (0.0230)	-0.0616*** (0.0193)	-0.0459*** (0.0118)
Shock de ingresos	0.108*** (0.00976)	0.104*** (0.0117)	0.127*** (0.0135)	0.123*** (0.0165)
Shock de empleo	0.153*** (0.0120)	0.148*** (0.0125)	0.141*** (0.0114)	0.106*** (0.0150)
PGIH Mujer	0.0241* (0.0129)	0.0335** (0.0133)	0.0287** (0.0126)	0.00393 (0.00883)
PGIH Joven	0.0675*** (0.0148)	0.0493*** (0.0126)	0.0433*** (0.00774)	0.0435*** (0.0108)
Ed. Superior	-0.0529*** (0.0147)	-0.0435*** (0.0157)	-0.0337** (0.0161)	-0.0275*** (0.00765)
Casa propia			-0.0523 (0.0320)	-0.0513 (0.0336)
Decil<4			0.0904*** (0.0120)	0.0919*** (0.0237)
Inseg. Alimentaria t-1				0.394*** (0.0332)
Dummy Act. Eco.	No	Sí	Sí	Sí
Dummy Municipio	No	Sí	Sí	Sí
Observaciones	633,929	583,350	583,350	583,350

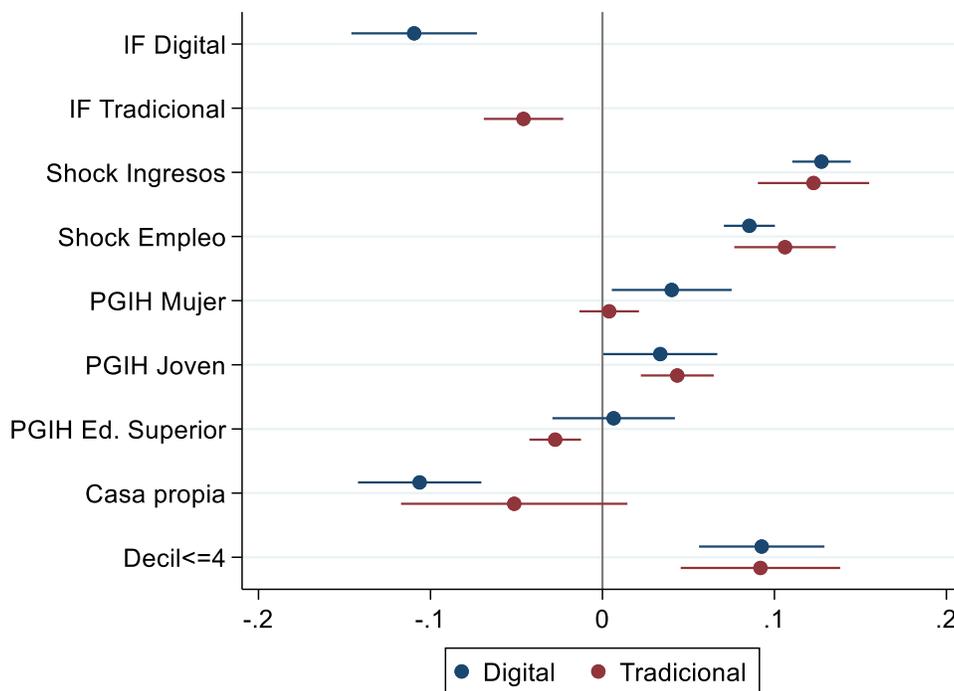
Nota: Variable de Inclusión financiera tradicional (igual a uno si utiliza una cuenta de ahorros o depósitos a plazo fijo). Variables dummy de municipio y grupo de actividad económica. Errores estándar robustos entre paréntesis. Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Respecto a las características de los PGIH, se evidencia que el sexo del PGIH no resulta estadísticamente significativo en la especificación más completa (modelo 4). Por otro lado, que el PGIH sea joven permanece significativo incrementando en promedio 4pp la probabilidad de que estos hogares hayan sufrido inseguridad alimentaria. Aquellos hogares con PGIH que culminó estudios universitarios redujeron sus probabilidades de sufrir inseguridad alimentaria en promedio 3pp. En contraste, la riqueza de los hogares indica que la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria se incrementa en 9pp si pertenecen al 40% de menores ingresos, mientras que si cuentan con una casa propia no resulta afectar de manera significativa en esta probabilidad.

Cabe resaltar que el coeficiente de mayor magnitud en ambas aproximaciones es la variable rezagada de inseguridad alimentaria, con efectos marginales estimados de aproximadamente 0,39 pp. Esto indica que aquellos hogares que, en febrero, previo a la cuarentena rígida, que ya se encontraban en condición de inseguridad alimentaria, incrementaron su probabilidad de sufrirla en 40 pp en mayo, durante la cuarentena rígida. Es importante notar la robustez de los demás coeficientes estimados de efectos

marginales, cuya magnitud se mantiene incluso controlando por este poderoso predictor de la variable dependiente. La figura 8 sintetiza los resultados de los efectos marginales del modelo 4 tanto para el caso de la inclusión financiera digital (IF Digital) como la tradicional (IF Tradicional).

Figura 8. Efectos marginales promedio del modelo Logit sobre la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria según inclusión financiera digital y tradicional



Nota: Intervalos de confianza al 95%.

6.2. Resultados del Emparejamiento de Puntajes de Propensión

La estimación de los puntajes de propensión utilizando las variables descritas en la ecuación (3) cumplen con la propiedad de balance, lo que puede verificarse comparando los grupos de hogares con inclusión financiera (tratamiento) y sin inclusión financiera (control) logrados con los diferentes tipos de emparejamiento. Para fines comparativos escogemos el emparejamiento por Kernel, y comparamos los promedios de las variables covariantes que condicionan la probabilidad de que un hogar cuente con inclusión financiera digital (tabla 5). Bajo este emparejamiento constatamos que el grupo de hogares tratados y de control antes del emparejamiento difieren sistemáticamente en todas las covariables. Mientras que luego de realizado el emparejamiento los grupos efectivamente

se vuelven comparables reduciendo su sesgo y con un estadístico $p > t$ que indica que no se puede rechazar que la diferencia sea estadísticamente diferente.³⁷

Tabla 5. Balance de los covariantes de la inclusión financiera según el grupo de tratamiento y control antes y después del emparejamiento.

Variable	No emparejado (NE)		Promedio		%sesgo	$p > t$
	Emparejado (E)		Tratados	Controles		
Shock de ingresos	NE		0.48092	0.54906	-13.7	0.036
	E		0.48092	0.50815	-5.5	0.534
Shock de empleo	NE		0.54962	0.65198	-21.0	0.001
	E		0.54962	0.58001	-6.2	0.484
PGIH Joven	NE		0.32824	0.26646	13.5	0.033
	E		0.32824	0.31567	2.8	0.759
PGIH Ed. Superior	NE		0.70611	0.4928	44.6	0.000
	E		0.70611	0.68882	3.6	0.667
Casa propia	NE		0.55725	0.57567	-3.7	0.568
	E		0.55725	0.55693	0.1	0.994
Decil < 4	NE		0.22137	0.4457	-48.9	0.000
	E		0.22137	0.24466	-5.1	0.529

Fuente: Elaboración de los autores con datos de Encuesta SEIA (PNUD, 2020)

Por ejemplo, la educación del PGIH, que potencialmente mantiene una relación positiva con el nivel de inclusión financiera del hogar, tiene una proporción promedio de 70% de hogares que cuentan con estudios universitarios entre aquellos tratados con inclusión financiera, comparado con el 49% de hogares que no cuentan con inclusión financiera. Esta diferencia es claramente significativa con un p -value de cero. Una vez realizado el emparejamiento, el grupo de control generado tiene una proporción de 69%, lo que nos permite comparar al grupo de tratamiento y control, siendo que la proporción de esta característica ya no es estadísticamente diferente (con un p -value de 0.667).

La estimación del ATT, es decir, el efecto promedio de la inclusión financiera sobre la inseguridad alimentaria de aquellos hogares que efectivamente cuentan con inclusión financiera se presenta en la tabla 6, bajo los distintos tipos de emparejamientos utilizados. Para el caso de la inclusión financiera digital, los resultados indican que la inseguridad alimentaria de un hogar con inclusión financiera fue estadísticamente menor entre 11pp y 17 pp, respecto a un contrafactual en el que no cuenta con inclusión financiera. Es decir, la probabilidad de experimentar inseguridad alimentaria se redujo en promedio hasta en 17pp en hogares que contaban con inclusión financiera digital. Por

³⁷ Con relación al soporte común, su aplicación no influye al encontrarse traslapadas las distribuciones empíricas de los puntajes de propensión entre "tratados" y "no tratados", sin provocar atrición.

su parte, la inclusión financiera tradicional redujo la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria entre 5pp y 10pp. Estos resultados corroboran que la inclusión financiera digital tuvo un impacto amortiguador sobre la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria, y que las herramientas financieras digitales logran una magnitud mayor del efecto que las tradicionales.

Tabla 6. Efecto promedio de la inclusión financiera sobre la inseguridad alimentaria entre los hogares con inclusión financiera (ATT).

Emparejamiento	Inclusión Financiera	
	Digital	Tradicional
Vecino más cercano	-0,17***	-0,09***
Radio	-0,16***	-0,10***
Kernel	-0,13***	-0,05***
Estratificado	-0,11***	-0,06***

Nota: Variables de resultado: Inclusión financiera digital (igual a uno si utiliza tarjetas de débito, crédito, transferencias bancarias o pagos por internet) e Inclusión financiera tradicional (igual a uno si utiliza una cuenta de ahorros o depósitos a plazo fijo). Errores estándar calculados mediante refinación asintótica con 10 repeticiones (Bootstrap). Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

7. Conclusiones

Este estudio presenta evidencia empírica del impacto negativo de la pandemia y el confinamiento obligatorio asociado a ese evento que fue implementado en el país. Este shock implicó que en el 60% de los hogares en Bolivia al menos un miembro de la familia perdiera el empleo. Por su parte, durante el confinamiento se observó un incremento de la inseguridad alimentaria del 25,7% al 59,3% en los hogares urbanos del país en el periodo de estudio, medida ésta por las acciones tomadas por hogares que redujeron su consumo de alimentos. Los datos disponibles indican que, prepandemia, los hogares bolivianos ya aplicaban acciones contra la inseguridad alimentaria, las cuales se exacerbaban ante el shock de la pandemia y la aplicación de la cuarentena estricta periodo cuando el 40% de los hogares tuvo que reducir la ingesta de alimentos. Cabe notar que después de la cuarentena estricta, estas estrategias siguieron aplicándose en porcentajes más altos prepandemia. Esta información condice con la tendencia de la tasa de subalimentación de Bolivia estimada por la FAO.

Considerando las características del PGIH hogar, se encontró una mayor incidencia de inseguridad alimentaria en los hogares durante el confinamiento cuando este era mujer (63% vs 57% hombre), joven menor a 30 años (62% vs 52% mayor de 60 años), con ingresos en la parte baja de la distribución (65% vs 53% entre el sexto-décimo decil), y sin estudios académicos (73% vs 54% con educación superior). Las estimaciones de las probabilidades de que los hogares enfrentaran inseguridad alimentaria, controlando por factores que les afectaron durante la pandemia y las características de los hogares, también reflejan la vulnerabilidad de estos grupos poblacionales. En particular, los resultados indican que los shocks al ingreso y al empleo, inducidos en este caso por la cuarentena rígida, tuvieron una relación directa sobre la inseguridad alimentaria aumentando su probabilidad promedio hasta en 13 pp. Asimismo, esta probabilidad se incrementó en promedio en hogares con PGIH mujer (+4 pp), joven (+4 pp) y con ingresos iguales o por debajo del cuarto decil (+9 pp), mientras que se redujo si su casa era propia (-11 pp).

Los resultados de la estimación de los modelos econométricos confirman una relación negativa y estadísticamente significativa entre la inclusión financiera y la probabilidad de sufrir inseguridad alimentaria. La magnitud de esta relación es más fuerte tomando en cuenta la inclusión financiera digital. Específicamente, con el modelo Logit, cuando el hogar está bancarizado digitalmente, la probabilidad de que sufra inseguridad alimentaria disminuye 11 pp, mientras que con inclusión financiera tradicional se reduce 5 pp en promedio. En el caso del modelo de emparejamiento de puntajes de propensión, con inclusión financiera digital, esta probabilidad se reduce hasta en 17 pp respecto al contrafactual de hogar no bancarizado. En el caso de la inclusión financiera tradicional, esta probabilidad cae hasta en 10 pp.

En resumen, los resultados confirman que la inclusión financiera tanto tradicional como digital actuaron como amortiguadores durante el periodo de confinamiento estricto por la pandemia COVID en 2020 mitigando la probabilidad de los hogares de sufrir inseguridad alimentaria. Los resultados son robustos a diversas especificaciones y controles. Por su parte, la técnica de emparejamiento de puntajes de propensión, que elimina el sesgo de selección y reduce el sesgo de endogeneidad, indica que esta relación es fuertemente significativa incluso tomando en cuenta aquellas características de los hogares que los harían más propensos a utilizar instrumentos financieros digitales o tradicionales.

Entre las limitaciones del estudio se puede mencionar que la información de seguridad alimentaria provista por las encuestas SEIA (PNUD, 2020) y de impacto COVID (BID, 2021), no son un cuestionario estandarizado para medir inseguridad alimentaria. Otra limitación es que la precisión de la información podría afectarse al combinar datos longitudinales con datos de corte transversal. Concretamente, mientras que la inseguridad alimentaria fue estudiada en el mes de mayo mientras transcurría la cuarentena estricta, la mayoría de la información incluyendo el uso de herramientas financieras se recolectó en noviembre. Esto podría resultar en un sesgo que aminore el impacto de la inclusión financiera sobre la inseguridad alimentaria. Finalmente, aunque el uso del emparejamiento de puntajes de propensión en este estudio permite controlar por diferencias observables entre los hogares que tienen acceso a inclusión financiera y aquellos que no lo tienen, la metodología no elimina completamente un posible sesgo por endogeneidad.

La mayor magnitud estimada asociada a la inclusión financiera digital puede corresponder con los beneficios que permiten suavizar el consumo, reducir restricciones de liquidez y costos de transacción, sobre todo en periodos en que los hogares enfrentan shocks negativos. Estos canales de transmisión, particularmente de las herramientas digitales, y el abordaje de la posible endogeneidad, son elementos para futuras investigaciones que permitirán entender y precisar los beneficios de la inclusión financiera, así como plantear posibles aplicaciones en políticas.

Referencias

- Abadie, A., & Imbens, G. W. (2006). Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, 74(1), 235-267. <https://www.jstor.org/stable/3598929>
- Alliance for Financial Inclusion. (2022). Words matter: AFI's Financial Inclusion Dictionary.
- Arshad, A. (2022). Impact of Financial Inclusion on Food Security: Evidence from Developing Countries. *International Journal of Social Economics*, 49, 336-355. <https://doi.org/10.1108/IJSE-08-2021-0462>
- Awaworyi Churchill, S. & Marisetty, V.B. (2020) Financial inclusion and poverty: a tale of forty-five thousand households. *Applied Economics*, 52, 1-12. Available from: <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1678732>
- Ayantoke, K. (2010) Food insecurity dynamics and its correlates among rural households in South-Western Nigeria. *International Journal of Agricultural Economics and Rural Development*, 4(1), 43-55.
- Baborska, R., Hernandez, E., Magrini, E., & Morales-Opazo, C. (2020). The impact of financial inclusion on rural food security experience: a perspective from low-and middle-income countries. *Review of Development Finance*, 10(2), 1-18.
- Birkenmaier, J., Huang, J., & Kim, Y. (2016). Food insecurity and financial access during an economic recession: Evidence from the 2008 SIPP. *Journal of Poverty*, 20(2), 194-213. <https://doi.org/10.1080/10875549.2015.1094767>
- Carter, M.R., Janzen, S.A. & Stoeffler, Q. (2018) Can insurance help manage climate risk and food insecurity? Evidence from the pastoral regions of East Africa. In: *Climate Smart Agriculture*. Cham: Springer, pp. 201-225.
- Castilleja-Vargas, L. (2020). Bolivia: Hacia una recuperación económica resiliente y sostenible en tiempos post COVID-19. <http://dx.doi.org/10.18235/0002941>
- Castilleja-Vargas, L., & Serrudo, L. F. (2024). Inclusión financiera en Bolivia y el gasto en alimentos en el contexto de la pandemia del COVID. <http://dx.doi.org/10.18235/0012970>
- Dehejia, R. H., & Wahba, S. (2002). Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 151-161. <https://doi.org/10.1162/003465302317331982>
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S. & Hess J. R. (2017). *The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution*. Washington, DC: World Bank Group. <http://documents.worldbank.org/curated/en/332881525873182837/The-Global-Findex-Database-2017-Measuring-Financial-Inclusion-and-the-Fintech-Revolution>
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., & Ansar, S. (2022). *The Global Findex Database 2021: Financial inclusion, digital payments, and resilience in the age of COVID-19*. World Bank Publications. doi:10.1596/978-1-4648-1897-4

- FAO, FIDA, OPS, PMA y UNICEF. (2023a). América Latina y el Caribe - Panorama regional de la seguridad alimentaria y la nutrición 2023: Estadísticas y tendencias. Santiago. <https://doi.org/10.4060/cc8514es>
- FAO. (2010). El estado de la inseguridad alimentaria en el mundo: La inseguridad alimentaria en crisis prolongadas. Roma, FAO. <https://openknowledge.fao.org/handle/20.500.14283/i1683e>
- FAO, FIDA, OMS, PMA y UNICEF. (2023b). El estado de la seguridad alimentaria y la nutrición en el mundo 2023. Urbanización, transformación de los sistemas agroalimentarios y dietas saludables a lo largo del continuo rural-urbano. Roma, FAO. <https://doi.org/10.4060/cc3017es>
- FAO. (2011). La Seguridad Alimentaria: Información para la toma de decisiones. <https://www.fao.org/4/al936s/al936s00.pdf>
- Fitzpatrick, K. (2017) Bank accounts, nonbank financial transaction products, and food insecurity among households with children. *Journal of Consumer Affairs*, 51(3), 631–658. <https://www.jstor.org/stable/26627438>
- Global Partnership for Financial Inclusion GPFI (2023). G20 2023 Financial Inclusion Action Plan. <https://www.gpfi.org/publications/g20-2023-financial-inclusion-action-plan>
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. E. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605-654. <https://doi.org/10.2307/2971733>
- Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE), 2021
- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, 108(3), 717-737. <https://doi.org/10.2307/2118406>
- Koomson, I., Asongu, S. A., & Acheampong, A. O. (2023). Financial inclusion and food insecurity: Examining linkages and potential pathways. *Journal of Consumer Affairs*, 57(1), 418-444. <https://doi.org/10.1111/joca.12505>
- Koomson, I. & Danquah, M. (2021) Financial inclusion and energy poverty: empirical evidence from Ghana. *Energy Economics*, 94, 105085. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.105085>
- Koomson, I., Villano, R.A. & Hadley, D. (2020) Effect of financial inclusion on poverty and vulnerability to poverty: evidence using a multidimensional measure of financial inclusion. *Social Indicators Research*, 25(4), 375–387. Available from: <https://doi.org/10.1007/s11205-019-02263-0>
- Lin, Q., Dai, X., Cheng, Q., & Lin, W. (2022). Can digital inclusive finance promote food security? Evidence from China. *Sustainability*, 14(20), 13160. <https://www.mdpi.com/2071-1050/14/20/13160>
- Mora-Rivera, J. & van Gameren, E. (2021) The impact of remittances on food insecurity: evidence from Mexico. *World Development*, 140, 105349.
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1998). Financial Dependence and Growth. *The American Economic Review*, 88(3), 559–586. <http://www.jstor.org/stable/116849>

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. <https://doi.org/10.2307/2335942>

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1984). Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. *Journal of the American Statistical Association*, 79(387), 516-524. <https://doi.org/10.2307/2288398>

Smith, M.D. & Floro, M.S. (2021) The effects of domestic and international remittances on food insecurity in low-and middle-income countries. *The Journal of Development Studies*, 57(7), 1198–1220.