

Schling, Maja; Pazos, Nicolás

**Working Paper**

## Propiedad efectiva de tierras, empoderamiento femenino y seguridad alimentaria: Evidencia del Perú \$evidence from Peru

IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-01297

**Provided in Cooperation with:**

Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC

*Suggested Citation:* Schling, Maja; Pazos, Nicolás (2021) : Propiedad efectiva de tierras, empoderamiento femenino y seguridad alimentaria: Evidencia del Perú\$evidence from Peru, IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-01297, Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC,  
<https://doi.org/10.18235/0003902>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/290093>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>

DOCUMENTO DE TRABAJO DEL BID N° IDB-WP- 01297

# Propiedad efectiva de tierras, empoderamiento femenino y seguridad alimentaria: evidencia del Perú

Maja Schling  
Nicolás Pazos



# BID

Banco Interamericano  
de Desarrollo

## Propiedad efectiva de tierras, empoderamiento femenino y seguridad alimentaria: evidencia del Perú

Maja Schling  
Nicolás Pazos

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

Schling, Maja.

Propiedad efectiva de tierras, empoderamiento femenino y seguridad alimentaria:  
evidencia del Perú / Maja Schling, Nicolás Pazos.

p. cm. — (Documento de trabajo del BID ; 1298)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Family farms-Social aspects-Peru. 2. Women in economic development-Peru. 3. Gender mainstreaming-Peru. 4. Land titles-Peru. 5. Food security-Peru. I. Pazos, Nicolás. II. Banco Interamericano de Desarrollo. División de Medio Ambiente, Desarrollo Rural y Administración de Riesgos por Desastres. III. Título. IV. Serie. IDB-WP-1298

**Códigos JEL:** C26, J1, O12, O13, Q15, Q18

**Palabras clave:** Empoderamiento de género, seguridad alimentaria, derechos de propiedad de la tierra, Perú, América Latina

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2021 Banco Interamericano de Desarrollo. Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas (CC-IGO 3.0 BY-NC-ND) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>) y puede ser reproducida para cualquier uso no-comercial otorgando el reconocimiento respectivo al BID. No se permiten obras derivadas.

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 CNUDMI (UNCITRAL). 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 CC-IGO y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Después de un proceso de revisión por pares, y con el consentimiento previo del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), una versión revisada de esta obra puede reproducirse en cualquier revista académica, incluyendo aquellas indizadas en EconLit de la Asociación Americana de Economía, siempre y cuando se reconozca la autoría del Banco y el autor o autores del documento no hayan percibido remuneración alguna derivada de la publicación. Por lo tanto, la restricción para recibir ingresos de dicha publicación sólo se extenderá al autor(s) de la publicación. Con respecto a dicha restricción, en caso de cualquier incompatibilidad entre la licencia Creative Commons IGO 3.0 Atribución-No comercial - NoDerivatives y estas declaraciones, prevalecerán estas últimas.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones adicionales de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco Interamericano de Desarrollo, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



**Propiedad efectiva de tierras, empoderamiento femenino y seguridad alimentaria:  
Evidencia del Perú**

*Maja Schling, Nicolás Pazos*

**Resumen**

Este estudio examina el efecto de la propiedad efectiva de tierras por parte de la mujer sobre el empoderamiento femenino y la seguridad alimentaria del hogar, en el contexto de la agricultura familiar peruana. Utilizando un enfoque de variable instrumental, exploramos si la propiedad informal autodeclarada de parcelas dota a las mujeres de un mayor poder de negociación, empoderándolas para participar de manera más activa en la toma de decisiones productivas que conllevan a una mayor diversidad de cultivos y seguridad alimentaria. Aunque nuestros resultados no encuentran efectos significativos de la propiedad informal de la tierra sobre el empoderamiento femenino, sí encuentran que poseer tierras reduce significativamente el tiempo diario dedicado al trabajo agrícola, lo que posiblemente deja espacio para que la mujer realice otras actividades. Los resultados también muestran que la propiedad de tierras por parte de la mujer aumenta significativamente el nivel de diversidad de cultivos y mejora la probabilidad de que el hogar tenga seguridad alimentaria en 20 puntos porcentuales. Esto sugiere que el acceso equitativo a la tierra, incluso sin un título formal, desempeña un papel importante en la mejora del bienestar de los hogares de los pequeños agricultores familiares.

**Códigos JEL:** C26, J1, O12, O13, Q15, Q18

**Palabras clave:** Empoderamiento de género, seguridad alimentaria, derechos de propiedad de la tierra, Perú, América Latina

**Agradecimientos**

Queremos agradecer a Allen Blackman y Leonardo Corral por su revisión y por sus útiles comentarios sobre las versiones previas de este documento. También agradecemos a Juan de Dios Mattos, Álvaro García Negro, Giulia Zane y Eduardo César Montiel por apoyar la recopilación de datos y brindar conocimiento institucional y específico del proyecto. Agradecemos también a Lina Salazar y Jossie Fahsbender por su asesoramiento técnico sobre el uso del A-WEAI. Asimismo, agradecemos el apoyo de la Unidad Ejecutora de Gestión de Proyectos Sectoriales (UEGPS) del Ministerio de Agricultura y Riego del Perú (MINAGRI) por su soporte técnico y logístico en la implementación del trabajo de campo.

## 1. Introducción

La contribución de las mujeres a la producción agrícola es vital en todos los países en desarrollo. En total, su trabajo representa casi la mitad de la mano de obra agrícola en los países en desarrollo; y alrededor del 43% en América Latina, así como el 51% de la producción de alimentos de la región (IICA, BID & Microsoft, 2020). Al igual que en otros países de la región, la mano de obra femenina en Perú representa el 27% de todos los trabajadores asalariados empleados en la agricultura, según el último censo agropecuario (INEI, 2012). Sin embargo, este porcentaje subestima el importante papel que juegan las mujeres en el sector agrícola del país, ya que no considera a los trabajadores familiares no remunerados, de los cuales las mujeres representan el 75% en comparación con un porcentaje de tan solo el 20% de los hombres (Ballara & Parada, 2009). En cuanto a su rol como productoras, las mujeres representan el 31% de todos los agricultores independientes del país<sup>1</sup>; sin embargo, de las agricultoras propietarias de tierras solo el 49% posee más de 1 hectárea, comparado con el 70% de sus pares masculinos (INEI, 2012). Este acceso limitado a la tierra es uno de los obstáculos más importantes a los que se enfrentan las mujeres en la agricultura (Banco Mundial, 2001; FAO, 2011; Quisumbing et al., 2014).

Las consecuencias de la desigualdad de género en el acceso a la tierra pueden ser evaluadas desde la perspectiva del modelo de negociación intrafamiliar (McElroy & Horney, 1981; Manser & Brown, 1980). Por lo general, se asume que la capacidad de influir sobre la asignación de los recursos del hogar para acomodarse a las preferencias de los miembros depende del poder de negociación de cada uno de los individuos dentro de este (Behrman, 1997). Por lo tanto, las diferencias en las preferencias y el poder de negociación deberían llevar a diferencias en las decisiones colectivas de los hogares al alcanzar diferentes equilibrios cooperativos. Lo que es más importante, la mejora en el poder de negociación de un individuo debería traducirse en una mejora en su utilidad en el equilibrio cooperativo.

Hay muchos factores que determinan el poder de negociación de una mujer dentro de la familia. Estos factores están relacionados con las características individuales de la mujer, pero también con las características del hogar, los recursos de la comunidad, las normas y percepciones sociales, los sistemas de apoyo tradicionales y el apoyo de otras instituciones no comunitarias. Posiblemente, la dotación individual más importante que otorga poder de negociación a las mujeres en el contexto rural es la propiedad de tierras productivas (Agarwal, 1997). Según los modelos de negociación intrafamiliar, un mejor acceso a la tierra debería tener un efecto directo en la capacidad de las mujeres para influir en las decisiones del hogar a través de un mayor poder de negociación. La razón principal es que proporciona a las mujeres control sobre la propiedad generadora de riqueza. Sin embargo, también podría afectar a las mujeres a través de otros medios, como la autopercepción de empoderamiento.

Estudios empíricos anteriores han confirmado esta relación entre el empoderamiento y la propiedad de tierras por parte de las mujeres. Tanto Campus (2016), como Mishra y Sam (2016) utilizan datos de observación de Nepal para establecer que la propiedad de tierras está asociada con un aumento en el empoderamiento, medido por los niveles femeninos de poder de decisión<sup>2</sup>. En una evaluación del Proyecto Especial de Titulación y Catastro Rural (PETT) en Perú que otorgó títulos de propiedad conjunta a hombres y mujeres, Wiig (2013) estima una relación positiva entre recibir títulos de propiedad conjunta y el empoderamiento femenino, medido por la participación de las mujeres en la toma de decisiones del hogar. De manera similar, Montenegro-Guerra et al. (2019) estudian los efectos de la herencia de tierras en el empoderamiento de las mujeres (medido como la influencia femenina en la toma de decisiones comparada con los

---

<sup>1</sup> Nótese que este porcentaje no tiene en cuenta la posible propiedad conjunta de fincas entre parejas.

<sup>2</sup> Por ejemplo, Mishra y Sam encontraron que las mujeres propietarias de tierras tenían un 38 % más de probabilidades de tener la última palabra en las decisiones sobre su propia atención médica.

hombres en diferentes dimensiones) en el contexto de Perú, y aunque no encuentran evidencia de los efectos de la herencia de tierras femenina en el empoderamiento, sí encuentran efectos negativos de los hombres que heredan tierras, y un efecto positivo de un aumento de las tierras que son propiedad de un hombre o una mujer sobre el empoderamiento femenino.

Además, se ha demostrado que un mayor empoderamiento dentro del hogar afecta la manera en que se asignan los recursos y la producción de este. La evidencia sugiere de manera sólida que las mujeres tienden a asignar mayor valor a la nutrición de sus hijos (Hallman, 2003; Skoufias, 2005), por lo que niveles más altos de empoderamiento femenino llevarían a inversiones mayores en nutrición. Por ejemplo, Allendorf (2007) encuentra que las mujeres propietarias de tierras tienen más probabilidades de tener la última palabra en las decisiones del hogar y también son menos propensas a tener hijos con insuficiencia ponderal grave (bajo peso). Sraboni et al. (2014) muestran resultados que sugieren que el empoderamiento está relacionado con mayores niveles de disponibilidad calórica, diversidad dietética e índice de masa corporal (IMC) de los miembros adultos de un hogar. Esto puede ocurrir porque el presupuesto de un hogar asignado a alimentos aumenta cuando incrementa la participación femenina en la propiedad de bienes (Doss, 2015; Duflo & Udry, 2004), asimismo niveles más altos de empoderamiento femenino también pueden inducir cambios e incrementos en la producción del hogar. Según Wouterse (2019), el empoderamiento femenino está relacionado con un aumento de la productividad agrícola, medida por la productividad de los equipos. Esto es particularmente cierto para los hogares con un hombre y una mujer adultos (por lo tanto, no para hogares de mujeres solteras). Consecuentemente, hay mucho que ganar al mejorar la participación femenina en las decisiones productivas, el control sobre los activos y los ingresos, y la confianza; ya que un aumento del 1 % en el empoderamiento podría llevar a un aumento de la producción de alrededor del 0,93%. Además, se ha demostrado que los niveles más altos de empoderamiento femenino están relacionados con una mayor diversificación de la producción agrícola (De Pinto et al, 2020). Una producción de cultivos más diversificada suele estar vinculada a una mejor nutrición y seguridad alimentaria cuando se orienta hacia el consumo doméstico (Islam et al, 2018; Ciain, 2018).

Por lo tanto, la literatura empírica existente respalda la hipótesis de que la propiedad de la tierra mejora el empoderamiento de las mujeres, lo que puede conducir a cambios en la asignación de recursos que prioricen la nutrición del hogar, así como una mayor diversidad de cultivos, contribuyendo a mejorar la seguridad alimentaria. Sin embargo, la evidencia aún es limitada y la mayoría de los estudios no logran establecer una relación causal. El principal desafío para responder a esta pregunta surge de la relación bidireccional entre el empoderamiento y la propiedad de la tierra: no solo la propiedad de la tierra puede empoderar a las mujeres, sino que las mujeres empoderadas también podrían tener mayor capacidad de adquirir tierras.

Nuestro estudio tiene como objetivo contribuir a la literatura al superar el problema potencial de endogeneidad y evaluar el impacto causal de la propiedad de tierras en el empoderamiento de las mujeres. Para nuestro análisis, nos basamos en una base de datos de corte transversal proveniente de una exhaustiva encuesta de hogares agrícolas recopilada para la línea de base (es decir, antes del comienzo de las actividades del proyecto) de una evaluación de impacto del Proyecto de Catastro, Titulación y Registro de Tierras Rurales (PTRT 3) en el Perú. Nos enfocamos en la muestra de aproximadamente 1,048 hogares de agricultores, en donde tanto el jefe de hogar como su pareja estaban presentes, y al menos una parcela propiedad del hogar no había recibido título formal al momento de la encuesta<sup>3</sup>. La propiedad de tierras sin documentación formal fue autodeclarada por el/la cabeza de familia y se considera una medida

---

<sup>3</sup> En total, menos del 10% de los hogares de nuestra muestra tenían títulos de propiedad de al menos una parcela en el momento de la encuesta, y solo el 1% de las mujeres de la muestra poseían una parcela titulada.

confiable de propiedad efectiva en términos de asignación de recursos y decisiones de inversión<sup>4</sup>. Con el fin de abordar los posibles problemas de endogeneidad, empleamos un enfoque de variable instrumental que utiliza la herencia como fuente de variación exógena en la propiedad de la tierra para estimar el efecto de la propiedad efectiva de las mujeres sobre el empoderamiento, así como medidas de seguridad alimentaria y diversidad de cultivos.

Nuestros resultados no encuentran que la propiedad efectiva de tierras tenga un efecto significativo en el empoderamiento de las mujeres, el cual se mide a través de un índice de empoderamiento de cuatro dimensiones, que aplica la metodología para el Índice Abreviado de Empoderamiento de las Mujeres en la Agricultura (*A-WEAI por sus siglas en inglés*), desarrollado por primera vez por Alkire et al. (2013). Sin embargo, sí encontramos que los efectos sobre la seguridad alimentaria y la diversidad de cultivos son sólidos y robustos respecto a varias especificaciones, lo que indica que la propiedad de tierras por parte de las mujeres aumenta la probabilidad en 20 puntos porcentuales de que el hogar tenga seguridad alimentaria. Este resultado es consistente con nuestro modelo conceptual y con la evidencia de la literatura, que sugiere una relación positiva entre la tierra propiedad de las mujeres y su aporte a las decisiones productivas del hogar, lo que significa que una mujer que posee su(s) propia(s) parcela(s) puede sembrar cultivos dedicados a las necesidades dietéticas del hogar según sus preferencias individuales, mejorando así el bienestar general de la familia.

Según nuestros conocimientos, este es el primer estudio que busca encontrar una relación causal entre la propiedad de tierras por parte de las mujeres, la seguridad alimentaria y la diversidad de cultivos, utilizando un enfoque cuasiexperimental para superar posibles problemas de endogeneidad. Como tal, el estudio brinda una perspectiva importante en cuanto a la relevancia de la propiedad efectiva de tierras para la diversificación de la producción familiar y la seguridad alimentaria, en el contexto de los hogares rurales en las regiones Andina y Amazónica del Perú.

El documento está organizado de la siguiente manera: la Sección 2, describe los datos utilizados y analiza cómo se construyen las medidas de propiedad de tierras, empoderamiento femenino y seguridad alimentaria. La Sección 3, presenta la estrategia empírica y analiza posibles problemas empíricos y su abordaje. Los resultados del estudio se presentan y analizan en la Sección 4 y, por último, la Sección 5 contiene notas finales e implicaciones para futuras investigaciones.

## 2. Descripción de datos

Nuestro estudio utiliza datos de una encuesta de hogares agrícolas recopilada para la línea de base de la evaluación de impacto del Proyecto de Catastro, Titulación y Registro de Tierras Rurales en el Perú (PTRT-3). El Programa, ejecutado por el Ministerio de Agricultura y Riego (MINAGRI) con el apoyo financiero del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), tiene como objetivo contribuir a aumentar la seguridad de la tenencia, así como la productividad y los ingresos agrícolas mediante la entrega de títulos de propiedad registrados a 214.000 agricultores individuales, 331 comunidades nativas y 168 comunidades campesinas ubicadas en las regiones Andina y Amazónica del Perú<sup>5</sup>.

La encuesta de línea de base se realizó en octubre y noviembre de 2019. Para los agricultores con parcelas individuales, la encuesta se realizó entre 2.385 agricultores en seis departamentos

---

<sup>4</sup> Dado que la propiedad formal de tierras no se traduce necesariamente en un control efectivo sobre ellas, crea algunas limitaciones potenciales sobre el efecto positivo que la propiedad de tierras por parte de las mujeres podría tener en su poder de negociación. Por ejemplo, Das et al. (2013) encuentran que, en el contexto de un programa que transfiere recursos a las mujeres en Bangladesh, las inversiones realizadas en nuevos activos son desproporcionadamente propiedad de los hombres. También muestran que el programa reduce la participación de las mujeres en las decisiones sobre sus ingresos, compras y presupuestos domésticos.

<sup>5</sup> El programa pretende titular en aproximadamente 274 distritos rurales bajo 10 gobiernos regionales: Amazonas, Apurímac, Cajamarca, Cusco, Huánuco, Junín, Loreto, San Martín, Ucayali y Puno (BID, 2014).



de las regiones Andina y Amazonas (Apurímac, Cajamarca, Cusco, Puno y San Martín)<sup>6</sup>. El cuestionario aplicado a hogares agrícolas seleccionados en la muestra recopiló información detallada sobre la producción agrícola y las características de la tierra, y estaba compuesto por los siguientes 11 módulos: Registro del hogar y características sociodemográficas, actividades económicas del hogar, información sobre las parcelas (incluida la propiedad), producción agrícola (cultivos temporales y permanentes), ganadería, producción forestal, remesas, créditos y ahorros, propiedad de bienes y características de la vivienda, afiliaciones a organizaciones y asociaciones, así como seguridad alimentaria y dimensiones del empoderamiento femenino.

De la muestra total de 2.385 hogares de agricultores, utilizamos una submuestra de 1.048 hogares para los fines de este estudio. Primero, limitamos nuestra muestra a los hogares que respondieron a las secciones del cuestionario sobre seguridad alimentaria y empoderamiento de la mujer, que excluyeron 337 observaciones. Estas secciones fueron respondidas por un miembro femenino del hogar que podría ser jefe del hogar o su pareja, por lo que se excluyeron las observaciones para hogares encabezados por hombres sin pareja mujer que podría haber respondido la sección<sup>7</sup>. En segundo lugar, la muestra se limitó a los hogares en los que el jefe cohabitaba con su pareja, por lo que se consideraron únicamente los hogares con al menos un miembro masculino y uno femenino presentes, excluyendo 456 observaciones adicionales. De esta manera se pretende excluir a los hogares con mujeres cabezas de familia que sean solteras o viudas, dado que, en estas circunstancias, por defecto, la mujer es la principal tomadora de decisiones del hogar, y por lo tanto no hay comparabilidad con los hogares donde la mujer encuestada forma parte de una pareja y está sujeta a la dinámica de negociación intrafamiliar mencionada anteriormente<sup>8</sup>. En tercer lugar, excluimos 544 hogares sin tierras destinadas a cultivos, excluyendo así a los hogares que solo poseen ganado. Los hogares excluidos son significativamente más grandes en términos de tierra y difieren completamente en términos de uso de la tierra, lo cual dificulta su comparación. En este grupo tampoco se pueden responder algunas de las preguntas de toma de decisiones en las que nos basamos para medir el empoderamiento femenino, ni tampoco es posible evaluar la diversidad de cultivos para esta submuestra.

Los encuestados, -por lo general el/la cabeza de familia-, proporcionaron información sobre la propiedad de cada parcela individual perteneciente al hogar, lo que nos permitió asignar parcelas a cada miembro de la familia. Como se mencionó anteriormente, medimos la propiedad efectiva de tierras como la propiedad autodeclarada de cada parcela en poder de un miembro del hogar para la cual no se ha otorgado un título oficial de posesión. También se preguntó a los encuestados sobre el origen de esta propiedad y sobre los documentos legales pertinentes a la tenencia de la parcela. El cuestionario no incluyó ninguna opción de copropiedad de una misma parcela, por lo que consideramos que el propietario autodeclarado es el propietario primario de dicha tierra.

Por último, vale la pena destacar que el diseño cuasiexperimental subyacente de la evaluación de impacto garantiza que los hogares muestreados presenten características socioeconómicas y productivas similares que permiten la atribución del impacto al programa de titulación y a que la muestra sea estadísticamente representativa de la regiones Andina y Amazónica. Para nuestros propósitos, la disponibilidad de las diversas variables socioeconómicas y productivas nos permitirá controlar las posibles diferencias en tales características entre los hogares para

---

<sup>6</sup> La encuesta también se realizó entre 33 comunidades campesinas (para 431 hogares) y 172 comunidades nativas (1.699 hogares).

<sup>7</sup> Solo el 0,1% de los casos fueron excluidos debido a que el miembro del hogar se negó a responder la sección de la encuesta. Por lo tanto, no esperamos que esto tenga un potencial significativo para el sesgo de autoselección.

<sup>8</sup> La evidencia muestra que las mujeres solteras en la agricultura pueden encontrar otras fuentes de discriminación (Del Águila, 2016), que para los propósitos de nuestro análisis no pueden ser controladas ni observarse cuantitativamente.

identificar mejor el efecto de la propiedad efectiva de la tierra sobre el empoderamiento, la seguridad alimentaria y la diversidad de cultivos.

### 2.1. Estadísticas de resumen

La Tabla 1 muestra la distribución de la propiedad de parcelas entre los hogares, distinguiendo entre el número y la proporción de los hogares en los que el hombre, la mujer o ambos son propietarios de las parcelas. Como era de esperarse, los hombres son dueños de todas las parcelas en la mayoría de los hogares (77,6 %). Sólo el 22,4 % de las mujeres de nuestra muestra poseen parcelas: solo en el 9,8 % de los casos, la totalidad de las parcelas son propiedad de una mujer, y en el 12,6 % de los hogares tanto la mujer como el hombre son propietarios de parcelas.

**Tabla 1. Propiedad de la parcela**

	Número de hogares	Porcentaje
La mujer es propietaria de todas las parcelas	103	9.8
El hombre es propietario de todas las parcelas	813	77.6
Tanto el hombre como la mujer son propietarios de parcelas	132	12.6
<b>Total</b>	<b>1,048</b>	<b>100.0</b>

La Tabla 2 presenta la procedencia de la propiedad de las parcelas para mujeres y hombres, a nivel de parcela. La tierra fue adquirida a través de tres métodos diferentes: compra, herencia u ocupación. En total, las mujeres de nuestra muestra son propietarias de 345 parcelas, mientras que los hombres poseen 1.813 parcelas. Notablemente, el modo de adquisición principal varía según el género: mientras que el 47 % de las parcelas propiedad de hombres se compraron, solo el 22 % de las parcelas de mujeres se adquirieron por este medio. En cambio, las mujeres obtuvieron la propiedad efectiva de sus predios por herencia en el 72 % de los casos, mientras que sólo el 47 % de los predios en propiedad de los hombres fueron heredados. Es importante señalar que esta tabla se refiere únicamente a los particulares propietarios de tierras. En total, el 75 % de las mujeres de la muestra que poseían tierras heredaron al menos una de sus parcelas.

**Tabla 2: Procedencia de propiedad de las parcelas por género**

Procedencia de la propiedad de la parcela	Mujeres		Hombres	
	Total de propiedades	%	Total de propiedades	%
<i>Herencia</i>	248	71.88	852	46.99
<i>Compra</i>	77	22.32	858	47.32
<i>Ocupación</i>	20	5.80	103	5.68
<b>Total</b>	<b>345</b>		<b>1,813</b>	

La Tabla 3 presenta las estadísticas resumidas de la muestra, distinguiendo entre los hogares en los que la mujer es propietaria de al menos una parcela y los hogares en los que no. Al observar la muestra completa, encontramos que está compuesta por hogares rurales, en su mayoría de pequeños agricultores. En promedio, los hogares tienen 3,5 miembros, 1 niño menor

<b>Tabla 3. Estadísticas de resumen</b>			
<b>VARIABLES</b>	<b>Propiedad de la tierra en el hogar</b>		
	<i>La mujer no posee parcelas</i>	<i>La mujer posee al menos una parcela</i>	<i>Todos</i>
<b>Composición del hogar</b>			
<i>Tamaño del hogar</i>	3.51 (1.46)	3.42 (1.48)	3.49 (1.46)
<i>Número de hijos (menores de 16 años)</i>	0.99 (1.21)	0.93 (1.19)	0.98 (1.2)
<i>Porcentaje de miembros del hogar en edad de trabajar (16-64 años)</i>	0.63 (0.3)	0.62 (0.32)	0.62 (0.3)
<b>Características de los miembros del hogar</b>			
<i>Dummy = 1 si el jefe de hogar es una mujer</i>	0.01 (0.09)	0.23 (0.42)	0.06 (0.23)
<i>Dummy = 1 si el jefe de hogar está casado</i>	0.50 (0.5)	0.60 (0.49)	0.52 (0.5)
<i>Dummy = si el jefe de hogar tiene lengua nativa indígena</i>	0.36 (0.48)	0.66 (0.47)	0.43 (0.49)
<i>Edad de la mujer</i>	47.25 (14.85)	47.07 (14.62)	47.21 (14.8)
<i>Edad del hombre</i>	51.35 (14.68)	50.95 (14.93)	51.26 (14.73)
<i>Años de educación de la mujer</i>	5.84 (3.72)	6.09 (3.76)	5.89 (3.73)
<i>Años de educación del hombre</i>	7.19 (3.54)	7.55 (3.88)	7.27 (3.62)
<b>Riqueza del hogar</b>			
<i>Índice de activos productivos</i>	0.12 (0.24)	0.21 (0.35)	0.14 (0.27)
<i>Índice de activos no productivos</i>	0.28 (0.16)	0.26 (0.18)	0.28 (0.17)
<i>Índice de calidad de la vivienda</i>	0.22 (0.26)	0.16 (0.24)	0.20 (0.25)
<i>Índice de acceso a servicios</i>	0.46 (0.25)	0.46 (0.27)	0.46 (0.26)
<b>Características de la tierra</b>			
<i>Tamaño total de la tierra (en hectáreas)</i>	5.05 (10.39)	3.64 (14.6)	4.74 (11.45)
<i>Número de parcelas</i>	2.17 (1.56)	2.60 (1.51)	2.26 (1.56)
<i>Índice de fragmentación de la tierra</i>	0.28 (0.29)	0.41 (0.28)	0.31 (0.29)
<i>Proporción de tierra irrigada</i>	0.11 (0.29)	0.14 (0.31)	0.12 (0.29)
<i>Participación en al menos un conflicto de tierras existente</i>	0.04 (0.19)	0.05 (0.21)	0.04 (0.2)
<i>Año promedio en que el hogar obtuvo parcelas</i>	2002 (12.79)	2001 (12.27)	2002 (12.67)
<i>Proporción de hogares que invirtieron en una parcela</i>	0.05 (0.22)	0.07 (0.25)	0.06 (0.23)
<i>Proporción de hogares con árboles perennes</i>	0.37 (0.48)	0.25 (0.43)	0.34 (0.48)
<b>Número de observaciones</b>	<b>818</b>	<b>230</b>	<b>1,048</b>

de 16 años y casi dos tercios de sus miembros están en edad de trabajar. Las mujeres de nuestra muestra tienen alrededor de 47 años en promedio, mientras que los hombres tienen 51 años. Alrededor del 43 % de la muestra menciona hablar principalmente una lengua indígena (especialmente quechua o aimara). En términos de educación, tanto hombres como mujeres en promedio alcanzaron niveles inferiores a los necesarios para terminar la escuela secundaria. En promedio, los hombres han alcanzado casi 1,5 años de educación más que las mujeres.

Una de las principales preocupaciones de nuestro estudio es que las mujeres propietarias de parcelas pueden diferir de las mujeres sin tierra en muchos aspectos, lo que hace que ambos grupos sean difíciles de comparar. Como puede verse, las características de los hogares parecieran ser muy similares en todos los grupos. No obstante, tal vez no sea sorprendente el hecho de encontrar que es más común que las mujeres terratenientes sean jefas de hogar y hablen una lengua nativa indígena. En cuanto a la riqueza de los hogares, nos basamos en varios índices, que miden la propiedad de activos productivos y no productivos, así como el acceso a los servicios básicos y la calidad de la vivienda<sup>9</sup>. Los hogares con mujeres propietarias de tierras son más ricos en términos del índice de activos productivos, pero más pobres en términos de calidad de la vivienda. Prácticamente no existen diferencias entre los hogares en cuanto al índice de activos productivos y acceso a servicios, con una media de 0,28 y 0,46 para todos los hogares, respectivamente.

En cuanto a las características de las tierras de propiedad efectiva del hogar, la muestra parece estar compuesta predominantemente por pequeñas fincas, con la mayoría de sus parcelas ubicadas en regiones montañosas, por lo que no es extraño que los bajos niveles de inversión se traduzcan en una baja tasa de acceso al riego, y que parezca haber poca diferencia en estas variables, independientemente de quién sea el propietario de la parcela. Se debe tener en cuenta que los hogares en los que la mujer posee al menos una parcela son, en promedio, más pequeños en términos de superficie de tierra productiva (3,64 hectáreas) que aquellos en los que toda la tierra es propiedad de su contraparte masculina (5,05 hectáreas). Esta dinámica se puede observar independientemente del uso de la tierra (cultivos temporales, cultivos permanentes, pastos y otros usos). Como determinantes relevantes de la productividad de la tierra, solo el 12 % de todas las parcelas en una finca están irrigadas. En cuanto a la distribución de la tierra, las fincas en las que la mujer es propietaria de al menos una parcela tienen un promedio de 2,6 parcelas, mientras que las fincas donde solo el hombre posee las tierras tienen un promedio de 2,17 parcelas. Esto también se traduce en una mayor fragmentación de la tierra<sup>10</sup> para los hogares en los que las mujeres son propietarias de alguna tierra.

Para entender qué tan bien la autodeclaración de propiedad de las parcelas se traduce en propiedad efectiva de la tierra, consideramos el número de conflictos de tierra existentes y encontramos que no es común que los hogares experimenten este tipo de situaciones en sus parcelas, según lo informado por solo el 4 % de la muestra. La parcela media de la muestra se adquirió en 2002, hace unos 17 años. Aunque solo el 6 % de la muestra había realizado inversiones en al menos una parcela, el 34 % de los hogares tenía al menos una parcela con árboles perennes. Estos resultados sugieren que, incluso sin título de propiedad, los agricultores de nuestra muestra efectivamente son propietarios de la tierra que afirman poseer.

## 2.2. Empoderamiento, uso del tiempo y seguridad alimentaria

Para medir la relación entre la propiedad de la tierra y el empoderamiento femenino, construimos nuestras variables dependientes usando preguntas extraídas del módulo de empoderamiento.

<sup>9</sup> Consulte el Apéndice A para obtener una explicación más detallada de cómo se construyeron estos índices.

<sup>10</sup> La fragmentación de la tierra (*LF [land fragmentation]* por sus siglas en inglés) se mide mediante el índice de diversidad de Simpson, donde el índice oscila entre cero y uno y su valor aumenta con la distribución creciente de la superficie de la tierra entre las parcelas individuales de propiedad del hogar. El índice se construye como  $LF = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N a_i^2}{(\sum_{i=1}^N a_i)^2}$ , donde  $a_i$  es el área de la parcela  $i$  y  $N$  es el número total de parcelas (ver Blarel et al. 1992; Tanet et al., 2008; y otros).

Este módulo fue respondido por la pareja del jefe de hogar, cuando el jefe de hogar era hombre, o por la mujer jefe de hogar, cuando esta es la cabeza de familia. Los encuestados fueron entrevistados separadamente de otros miembros de la familia para evitar el sesgo en sus respuestas. El módulo incluía preguntas que permiten la construcción de una versión reducida del Índice Abreviado de Empoderamiento de la Mujer en la agricultura (A-WEAI), una medida multidimensional para el empoderamiento de la mujer desarrollada por primera vez por Alkire et al. (2013). Este índice fue elaborado específicamente para el contexto agrícola, ya que incluye preguntas sobre el uso agrícola y la toma de decisiones sobre la producción agrícola.

Existen dos diferencias principales entre nuestro índice y el índice original que deben ser tenidas en cuenta aquí. Primero, el A-WEAI está construido como una combinación lineal del *Índice de 5 Dimensiones de Empoderamiento* (5DE) y el *Índice de Paridad de Género* (IPG) donde el IGP se calcula con las diferencias entre el 5DE del hombre y la mujer dentro del hogar. Dado que en nuestro cuestionario los hombres no respondieron el módulo de empoderamiento, no podemos calcular el IPG. En segundo lugar, el 5DE incluye cinco dimensiones de desempoderamiento, cada una compuesta por uno o dos indicadores (Alkire, 2012). Nuestro cuestionario no incluyó preguntas sobre la dimensión de liderazgo, por lo que construimos las cuatro dimensiones restantes: *producción, recursos, ingresos y tiempo*. Por lo tanto, nuestro índice puede considerarse como un índice de cuatro dimensiones de empoderamiento (4DE)<sup>11</sup>, y los resultados deben interpretarse con cuidado teniendo presente esta limitación.

Construimos las cuatro dimensiones según lo establecido por Alkire (2021). En primer lugar, la *Dimensión de Producción* se basa en la participación femenina en las decisiones productivas como su indicador. Esta dimensión considera la toma de decisiones única o conjunta sobre la producción de cultivos para el consumo familiar, para la venta en el mercado y la producción de ganado (y subproductos). Se considera que una mujer está empoderada en la dimensión de producción si contribuye algún tipo de aporte en al menos una de estas decisiones, o si siente que puede opinar. En segundo lugar, la *Dimensión de Recursos* se mide como acceso y decisión sobre el crédito. Las mujeres con la capacidad de influir en este tipo de decisiones se consideran empoderadas. Los hogares sin acceso al crédito están desempoderados en esta dimensión. En tercer lugar, la *Dimensión de Ingresos* se mide como el control sobre el uso de los ingresos. Se refiere a los ingresos generados por las mismas actividades consideradas para el dominio de producción, y se considera que una mujer está empoderada si puede tomar una decisión sobre el gasto de los ingresos generados por al menos una de estas actividades. En cuarto lugar, la *Dimensión de Tiempo* se refiere a la carga de trabajo de las actividades económicas y las tareas del hogar. Una mujer se considera desempoderada en la dimensión del tiempo si dedica más de 10,5 horas diarias al trabajo (incluido el trabajo doméstico)<sup>12</sup>. Para cada dimensión construimos variables binarias (*dummies*) que toman el valor de uno si la mujer está desempoderada en dicha dimensión. Luego, usamos estas cuatro *dummies* para medir el desempoderamiento

---

<sup>11</sup> Es importante señalar que, dada la diferencia, nuestros resultados no deberían compararse con otros estudios que utilicen la versión completa del A-WEAI. Sin embargo, dado que cada dimensión independiente se construyó siguiendo la metodología A-WEAI, es posible realizar comparaciones al nivel de cada una de las cuatro dimensiones disponibles.

<sup>12</sup> Reconocemos que el tiempo libre no es la única forma de mejorar el empoderamiento femenino. Como se puede intuir, no todos los usos del tiempo y actividades laborales tienen la misma relación con el poder de negociación femenino. Existe alguna evidencia de la importancia del tiempo utilizado en el trabajo fuera del hogar sobre el aporte en la toma de decisiones (Rahman y Rao, 2004). Anderson y Aswaran (2009) proporcionan evidencia que sugiere que las mujeres obtienen más poder de negociación de los ingresos ganados que de los ingresos no ganados. En este contexto, el trabajo realizado fuera del hogar, que genera ingresos personales, puede ser más importante para la autonomía que el trabajo que genera ingresos desde la finca para el hogar. Por lo tanto, es importante diferenciar entre el trabajo dentro y fuera del hogar dado su efecto divergente sobre el empoderamiento. Así, exploraremos más a fondo los efectos de la dimensión del tiempo del índice de empoderamiento al examinar la relación entre la propiedad de la tierra y el uso del tiempo de las mujeres en varias actividades.

multidimensional. Para el índice 4DE, una mujer se considera desempoderada si está desempoderada en al menos tres de las cuatro dimensiones.

**Tabla 4. Estadísticas resumidas sobre el empoderamiento de las mujeres, uso del tiempo y seguridad alimentaria**

Variables	Propiedad de tierras de la mujer en el hogar		
	Mujer que posee tierras	Mujer no posee tierras	Todos
<b>Empoderamiento de la Mujer</b>			
<i>Dummy= 1 si la mujer está desempoderada (4DE)</i>	0.25 (0.43)	0.17 (0.37)	0.23 (0.42)
<i>Dummy= 1 si está desempoderada en la dimensión productiva</i>	0.27 (0.44)	0.19 (0.39)	0.25 (0.43)
<i>Dummy=1 si está desempoderada en la dimensión de recursos</i>	0.96 (0.19)	0.93 (0.25)	0.95 (0.21)
<i>Dummy=1 si está desempoderada en la dimensión de ingresos</i>	0.24 (0.43)	0.17 (0.37)	0.22 (0.42)
<i>Dummy=1 si está desempoderada en la dimensión de tiempo</i>	0.65 (0.48)	0.72 (0.45)	0.67 (0.47)
<b>Uso del tiempo (en horas por día)</b>			
<i>Tiempo empleado en labores agrícolas</i>	4.19 (3.53)	4.43 (3.4)	4.24 (3.5)
<i>Tiempo empleado en trabajo doméstico</i>	5.78 (3.38)	5.54 (3.13)	5.73 (3.32)
<i>Tiempo empleado en ocio</i>	1.50 (2.06)	1.30 (1.94)	1.46 (2.04)
<i>Tiempo empleado en el trabajo fuera del hogar</i>	1.01 (2.26)	1.13 (2.29)	1.04 (2.26)
<b>Seguridad alimentaria</b>			
<i>Dummy = 1 si el hogar tiene seguridad alimentaria</i>	0.58 (0.49)	0.61 (0.49)	0.59 (0.49)
<i>Índice de diversificación de cultivos</i>	0.16 (0.23)	0.20 (0.24)	0.17 (0.23)

Nota: Valor promedio por grupo. Desviación estándar entre paréntesis.

Las estadísticas resumidas para estos índices 4DE y sus dimensiones individuales se presentan en la Tabla 4. Como se muestra, el desempoderamiento en la dimensión de recursos es muy frecuente en nuestra muestra, debido principalmente a la falta de acceso al crédito por parte de los hogares en general (solo el 8 % de los hogares en nuestra muestra informaron haber solicitado y recibido un préstamo). Este hecho podría estar potencialmente relacionado con la falta total de disponibilidad de títulos de propiedad de los hogares de nuestro estudio. Por otro lado, es importante mencionar que el empoderamiento en las dimensiones de producción e ingresos está principalmente impulsado por decisiones sobre parcelas destinadas al consumo de los hogares (alrededor del 67 %). Sólo alrededor del 25 % de las mujeres podía tener alguna intervención sobre las parcelas destinadas a la producción ganadera o la producción destinada para la venta, y sobre los ingresos derivados de dichas actividades. La Tabla 4 también muestra

que las mujeres propietarias de parcelas están menos desempoderadas en el índice multidimensional y en la mayoría de las dimensiones independientes. La única excepción es la dimensión de tiempo, donde las mujeres sin parcelas tienden a estar más empoderadas.

Para examinar más a fondo el empoderamiento en la dimensión del tiempo, la Tabla 4 también presenta el tiempo promedio que las mujeres dedican diariamente al trabajo agrícola, el trabajo doméstico, el trabajo fuera del hogar y el ocio. En promedio, las mujeres dedican casi 6 horas al trabajo doméstico, 4 horas al trabajo agrícola y solo 1 hora al trabajo fuera del hogar y al ocio, respectivamente. Observamos que las mujeres que poseen tierras dedican un poco más de tiempo a las labores agrícolas que las que no tienen. Esto implica que las mujeres que no tienen parcelas de su propiedad todavía contribuyen al hogar trabajando en la parcela de alguien más. El tiempo dedicado al trabajo doméstico, el ocio y el trabajo fuera del hogar también es similar entre los dos grupos, aunque destaca notablemente que el tiempo de ocio es un 15 % mayor en las mujeres propietarias de tierras.

Finalmente, para examinar cómo los cambios en el empoderamiento femenino causados por la propiedad de tierras pueden afectar la diversidad de cultivos y la seguridad alimentaria del hogar, construimos dos índices adicionales. El primer índice mide el nivel de seguridad alimentaria del hogar y se construyó siguiendo el índice de la FAO basado en la Escala Latinoamericana y Caribeña de Seguridad Alimentaria (ELCSA), que incluye preguntas sobre el acceso a los alimentos de un hogar. Las preguntas no solo se enfocan en información objetiva, sino que también incluyen evaluaciones subjetivas de las preocupaciones que enfrenta el hogar con respecto a la adquisición de alimentos. El índice toma el valor de 1 si el hogar tiene seguridad alimentaria; y 0 en caso contrario. Se puede encontrar más información sobre la construcción de este índice en el Apéndice B. El segundo índice mide la diversidad de la producción agrícola del hogar, usando el Índice de Diversidad de Simpson<sup>13</sup>. La diversidad de cultivos puede oscilar entre valores de cero y uno, y aumenta con una distribución creciente de los valores de producción de los cultivos en relación con el número total de cultivos producidos por el hogar. Las últimas dos filas de la Tabla 5 muestran estadísticas resumidas para estos dos indicadores. Los resultados indican que el 60 % de la muestra tiene seguridad alimentaria, mientras que indica un nivel relativamente bajo de diversidad de cultivos. Al mismo tiempo, pareciera que los hogares en donde la mujer es propietaria de al menos una parcela tienden a tener una producción más diversificada y son ligeramente menos propensos a experimentar inseguridad alimentaria.

### 3. Estrategia empírica

#### 3.1. Modelo empírico básico

Como se discutió en la Sección 2, nuestro marco teórico asume que la propiedad efectiva de las tierras por parte de las mujeres afecta positivamente su empoderamiento, mejorando así la asignación de recursos productivos en términos de diversidad de cultivos y seguridad alimentaria. Para estimar la relación entre propiedad de la tierra, empoderamiento, diversidad de cultivos y seguridad alimentaria, proponemos dos modelos empíricos. Estos modelos representan un enfoque de forma reducida para los mecanismos descritos en la Sección 1. El primer modelo, denominado Modelo 1, se puede describir mediante el siguiente modelo de regresión lineal:

$$y_{ij} = \alpha + \beta_1 x_i + \gamma W_i + \delta_j + \varepsilon_{ij} , \quad (1)$$

<sup>13</sup> Para la diversificación de cultivos (*CD por sus siglas en inglés*), el índice se construye como  $CD = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N a_i^2}{(\sum_{i=1}^N a_i)^2}$ , donde  $a_i$  es el valor del producto  $i$  y  $N$  el número de productos (ver Simpson, 1949; Hirschman, 1964; Ciain, 2018)

donde  $y_i$  es una variable genérica utilizada para denotar cada una de las variables dependientes que miden el empoderamiento de las mujeres, el uso del tiempo, la diversidad de cultivos y la seguridad alimentaria para el hogar  $i$ , en la provincia  $j$ . Para este modelo empírico, estimamos el efecto de que la mujer sea propietaria de al menos una parcela ( $x_i$ ) en los diversos indicadores de empoderamiento, uso del tiempo, diversidad de cultivos y seguridad alimentaria. Así, la variable  $x_i$  toma el valor de 1 si la mujer del hogar posee al menos una parcela y 0 en caso contrario. Esto también implica que la variable “solo el hombre es dueño de las tierras” representa la categoría omitida. Por lo tanto, el coeficiente estimado  $\beta_1$  mide la diferencia en términos de empoderamiento, diversidad de cultivos y seguridad alimentaria entre los hogares donde la mujer es dueña de las tierras y los hogares en donde no.

Como se discutió en la Sección 1, aunque este estudio se enfoca en la importancia de la propiedad de la tierra como determinante del empoderamiento, nuestro modelo reconoce que hay muchas variables que influyen en el empoderamiento femenino. Estos pueden ser de naturaleza cultural, determinados por las normas sociales dentro de la comunidad y la región, así como por las características a nivel del hogar e individual. Por lo tanto, el vector  $W_i$  controla diferentes covariables, como se presenta en la Tabla 3. Las variables de control seleccionadas son consistentes con las covariables explicativas relevantes para el empoderamiento de las mujeres rurales en otros estudios, como el de Sell y Minot (2018), e incluyen el tamaño del hogar, el número de niños en el hogar, la proporción de miembros del hogar en edad de trabajar, el acceso a la vivienda, el índice de riqueza, etnia, edad y educación de la mujer y del hombre. Controlamos algunas variables de producción, concretamente, el número de parcelas en el hogar y el dinero gastado en mano de obra externa, ya que pueden afectar el número de parcelas propiedad de mujeres u hombres, y las reducciones en el trabajo agrícola. Sin embargo, no controlamos otras variables productivas presentadas en la Tabla 3, ya que no queremos que nuestro modelo sea sobreidentificado: como se discutió, el marco teórico implica que la propiedad de las tierras afecte las decisiones productivas. Para el modelo 1, también incluimos el tamaño total de la tierra propiedad del hogar, para controlar el posible efecto de la propiedad de tierras por parte de las mujeres a través de un incremento total de las tierras. Para tener en cuenta las diferentes normas culturales y sociales locales en nuestra estimación, se incluyen variables *dummies* denotadas por el parámetro  $\delta_j$ , para controlar las diferencias potenciales a nivel de provincia<sup>14</sup>. El término de error se denota como  $\varepsilon_{ij}$  y  $\alpha$  representa la intersección. Los errores estándar se agrupan a nivel de provincia.

Más allá de la simple relación entre la propiedad femenina de tierras y el empoderamiento, nuestro segundo modelo empírico, denominado Modelo 2, tiene como objetivo explorar la relación entre el tamaño de la tierra propiedad de las mujeres y su nivel de empoderamiento, diversidad de cultivos y seguridad alimentaria. Para este modelo, asumimos que el empoderamiento femenino se ve afectado linealmente por cada hectárea que se posee. En este caso,  $x_i$  representa el número de hectáreas que posee la mujer en el hogar<sup>15</sup>. Al igual que en el modelo anterior,  $x_i$  toma el valor de 0 para los hogares donde la mujer no posee tierra alguna. El parámetro  $\beta_1$  mide los cambios en la variable dependiente relacionada con cada hectárea adicional que se posee. Como en el Modelo 1, el vector  $W_i$  controla las mismas covariables a nivel del hogar. Las *dummies* de Provincia y los errores estándar robustos agrupados siguen siendo los mismos. Sin embargo, en lugar de controlar por el total de hectáreas propiedad del hogar, controlamos el tamaño de la tierra propiedad del hombre.

---

<sup>14</sup> Las provincias representan la subdivisión administrativa de segundo nivel en Perú, las cuales se agrupan en las diferentes regiones. Son lo suficientemente pequeñas geográficamente como para implicar un cierto nivel de intercorrelación, pero no tan pequeñas como para que no haya variación.

<sup>15</sup> Los resultados no fueron sensibles a la inclusión de términos de orden superior de esta variable independiente.



### 3.2. Método de variable instrumental

Una potencial limitación de los datos de corte transversal es la incapacidad de controlar el nivel de empoderamiento que tenían las mujeres antes de adquirir tierras. Se puede argumentar que es más probable que las mujeres empoderadas puedan comprar tierras que las mujeres desempoderadas, ya que a priori, podrían ser más ricas. Esta dinámica implicaría una potencial causalidad inversa en el contexto de nuestra hipótesis. También se podría argumentar que ambos canales pueden operar simultáneamente: la adquisición de tierras empodera a las mujeres y las mujeres empoderadas adquieren más tierras. Esto también afecta los vínculos propuestos entre la propiedad de tierras y la seguridad alimentaria: las mujeres más pudientes podrían garantizar más fácilmente la seguridad alimentaria y adquirir más tierras al mismo tiempo. También podría ser que la riqueza actúe como un tercer factor, influyendo tanto en la propiedad de tierras como en el empoderamiento. Para ayudarnos a abordar esta posible fuente de endogeneidad, es necesario identificar una fuente de variación exógena en la propiedad de tierras por parte de las mujeres.

Una posible fuente exógena de variación en la propiedad de tierras por parte de las mujeres es la herencia de tierras. De hecho, Campus (2016) sostiene que la herencia es una determinante exógena de la propiedad de tierras en la mayoría de los contextos de los países. Siguiendo este ejemplo de la literatura, nuestra estrategia de identificación se basa en el supuesto de que la herencia es determinada de forma exógena, independientemente del nivel de empoderamiento de la mujer previo a la herencia. Esta suposición falla si es más probable que los padres den tierras como herencia a sus hijas de acuerdo con los niveles observados de empoderamiento femenino. Este sería el caso, por ejemplo, si los padres intentan compensar a sus hijas más desempoderadas dándoles de manera desproporcionada más tierras. Sin embargo, la realidad en el caso de Perú es que todas las hijas e hijos, por ley, tienen derecho al mismo porcentaje de tierra heredada. De acuerdo con la ley peruana, cuando una persona fallece, dos tercios de su herencia se transfieren necesariamente a su familia sobreviviente inmediata<sup>16</sup>. Asimismo, tanto la Constitución Política del Perú (Art. 6) como el Código Civil Peruano (Art. 818) establecen que todos los hijos tienen iguales derechos sucesorios, independientemente del género, edad, consanguinidad, entre otros. El estatuto legal nacional representa un factor externo que parece determinar la herencia de la tierra independientemente del empoderamiento femenino observado y la seguridad alimentaria del hogar.

Como se discutió en la sección anterior, una proporción significativa de las mujeres de nuestra muestra adquirió al menos parte de su tierra a través de la herencia (75 %). Aprovechando este hecho, nuestra estrategia propone que la herencia de la parcela puede ser instrumentada para su propiedad efectiva. Las variables instrumentales se pueden utilizar para obtener un estimador consistente cuando están correlacionadas con la variable instrumentalizada, pero sin correlación con el término de error. Por lo tanto, necesitan satisfacer dos condiciones (Greene, 2002): primero, la condición de *exogeneidad instrumental* requiere que la covarianza entre el instrumento y el término de error sea igual a cero. La segunda condición de *relevancia instrumental* implica que la covarianza entre el instrumento y la variable instrumental debe ser diferente de cero. Intuitivamente, esta estrategia nos permite enfocarnos en la porción de variación de la propiedad de la tierra que no está correlacionada con el término de error.

Con respecto a la relevancia instrumental, la herencia de la tierra está de manera conceptual fuertemente correlacionada con la propiedad de tierras. Para evaluar aún más la relevancia, consideramos la primera etapa (estadístico F), que proporciona una medida sobre qué tan bien el instrumento puede explicar la variación en la variable de interés (propiedad efectiva de las

---

<sup>16</sup> El otro tercio es de libre disposición para la persona fallecida, pero el/ella debe tener una declaración escrita sobre quién será el heredero. En caso de que esta información esté ausente (que suele ser el caso), también debe transferirse a la familia sobreviviente.

tierras). Como regla de oro, un valor del estadístico F inferior a 10, sugiere que el instrumento es débil y que la estimación de mínimos cuadrados en dos etapas, o 2SLS (*por sus siglas en inglés para Two-Stage Least Squares*), estará sesgada (Stock y Watson, 2011). Como se muestra en el Apéndice C, las estimaciones de la primera etapa de nuestros dos modelos indican un valor del estadístico F de 158 y 80, respectivamente, lo que sugiere que la herencia es en efecto un instrumento sólido para la propiedad efectiva de tierras. Además, los coeficientes estimados para la variable instrumental son de manera sólida estadísticamente significativos en ambos modelos.

Existen varias amenazas potenciales a la exogeneidad instrumental. Por ejemplo, se podría argumentar que las mujeres que heredan tierras son más ricas que las mujeres que no las heredan. Sin embargo, la razón por la que estas mujeres pueden ser más ricas es porque poseen más tierras. La herencia de tierras per se no enriquece a las mujeres por ningún otro medio. Además, como se observa en la Tabla 3, no parece ser el caso que estas mujeres sean más ricas. Otra posible amenaza a la exogeneidad es que es posible que el instrumento actúe como un indicador de tener padres fallecidos. De ser así, el hecho de que los padres o los suegros vivan en el mismo hogar podría estar razonablemente correlacionado con mayores niveles de empoderamiento en la dimensión de tiempo, ya que pueden brindar ayuda al trabajar en casa o en el campo. También podría darse el caso de que, si los padres son demasiado mayores, tenerlos en casa podría implicar un gasto para el hogar, forzando decisiones de asignación de recursos y amenazando la seguridad alimentaria. Sin embargo, para nuestra muestra, solo el 2% de los hogares tienen un padre o un suegro que reside con ellos, y no se observan diferencias significativas para las mujeres que poseen al menos una parcela propia, por lo que el efecto de un padre vivo en los resultados del hogar no parece ser relevante en este contexto.

Otra amenaza potencial para la exogeneidad es que la riqueza familiar puede impulsar tanto el empoderamiento como la herencia de tierras, lo que significa que las mujeres de familias más pudientes pueden tener más probabilidades de heredar tierras, así como más probabilidades de empoderarse debido a la riqueza. Sin embargo, al parecer nuestra muestra no difiere significativamente en las características que pueden verse afectadas por este factor impulsor entre las mujeres que han heredado sus tierras y aquellas que las han obtenido por otros medios, como indican los resultados presentados en el Apéndice D. En general, las mujeres y sus hogares exhiben características socioeconómicas similares independientemente de cómo hayan sido adquiridas las tierras, incluso en términos de los activos productivos del hogar, aunque estén ligeramente menos dotados de activos no productivos. Vale la pena señalar que las mujeres que heredan sus tierras tienden a tener parcelas más pequeñas, lo que sugiere la relevancia de examinar el efecto diferencial de poseer un tamaño de tierra adicional bajo el Modelo 2.

Sin embargo, en general, esto sugiere que es poco probable que un tercer factor, como la riqueza, determine tanto la propiedad de tierras como el empoderamiento, ni que la variable instrumental sirva como indicador indirecto de tener un padre fallecido. Por tanto, consideramos que la herencia es un instrumento válido para la propiedad efectiva de tierras, y que el efecto estimado sobre el empoderamiento, la diversidad de cultivos y la seguridad alimentaria tiene validez externa para hogares que son similares a aquellos en los que la mujer heredó sus parcelas.

Suponiendo que se cumplen las condiciones de exogeneidad y relevancia, la regresión de la variable instrumental se puede estimar con la regresión 2SLS para los dos modelos descritos anteriormente. Como su nombre lo indica, esta metodología requiere estimar dos etapas, así:

$$1. \quad x_{ij} = \sigma + \pi z_i + \tau W_i + \rho_j + \mu_{ij} \quad (2)$$

$$2. \quad y_{ij} = \alpha + \beta \hat{x}_i + \gamma W_i + \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

En la primera etapa, el regresor endógeno de interés,  $x_i$ , se regresa sobre la variable instrumental,  $z_i$ . La variable  $x_i$  en el Modelo 1 se refiere a la variable binaria para la propiedad de tierras por parte de las mujeres. En el Modelo 2,  $x_i$  se refiere a hectáreas propiedad de la mujer.

La variable  $z_i$  es nuestro instrumento, una variable *dummy* para “tierra heredada por mujer”. Todas las demás covariables incluidas en el vector  $W_i$  son las mismas que en la ecuación (1), mientras que el parámetro  $\sigma$  representa el intercepto,  $\mu_{ij}$  el término de error,  $\rho_j$  los efectos de agrupación a nivel de provincia, y  $\pi$  y  $\tau$  son coeficientes a estimar. En la segunda etapa, los valores estimados de la propiedad efectiva de tierras,  $\hat{x}_i$ , según lo predicho por la herencia de la tierra, se regresarán sobre nuestro conjunto de variables dependientes de interés, incluido el empoderamiento de las mujeres, el uso del tiempo y la seguridad alimentaria. Ambas etapas de 2SLS se estiman utilizando mínimos cuadrados ordinarios<sup>17</sup>.

#### 4. Resultados

Presentamos los resultados de la estimación para la especificación de la variable instrumental en las Tablas 5-7. Los resultados de la estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) simple se incluyen en el Apéndice E. La Tabla 5 muestra los resultados de la estimación 2SLS para indicadores de empoderamiento femenino para los Modelos 1 y 2. Los resultados presentados en la primera columna corresponden al desempoderamiento multidimensional completo (4DE), mientras que las columnas restantes corresponden a cada una de las cuatro dimensiones de desempoderamiento incluidas.

**Tabla 5. Resultados de la estimación de la segunda etapa para el desempoderamiento de las mujeres**

	Mujer desempoderada (4DE)	Desempoderada en la dimensión de producción	Desempoderada en la dimensión de recursos	Desempoderada en la dimensión de ingresos	Desempoderada en la dimensión de tiempo
<b>MODELO 1:</b>					
<b>Dummy = 1 si la mujer es propietaria de tierras</b>	-0.006 (0.030)	-0.010 (0.032)	-0.003 (0.021)	0.012 (0.032)	0.012 (0.036)
<i>R<sup>2</sup> Ajustado</i>	0.176	0.171	0.040	0.170	0.127
<i>Estadístico F</i>	5,995	2,007	48,414	3,198	6,917
<i>Prob &gt; F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>MODELO 2:</b>					
<b>Tamaño de la tierra propiedad de la mujer (en hectáreas)</b>	-0.003 (0.025)	-0.006 (0.026)	-0.003 (0.016)	0.012 (0.027)	0.010 (0.029)
<i>R<sup>2</sup> Ajustado</i>	0.178	0.173	0.042	0.154	0.127
<i>Estadístico F</i>	4,875	1,497	29,439	1,654	11,540
<i>Prob &gt; F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>Observaciones</b>	<b>1,048</b>				
Nota: Todos los modelos incluyen covariables a nivel individual y de hogar, así como efectos fijos de provincia. Errores estándar robustos agrupados a nivel de provincia se muestran entre paréntesis. Diferencia distinta de cero si el valor p es significativo al 99 (***) o 90 (*) en el nivel de confianza.					

<sup>17</sup> En el caso de las variables dependientes dicotómicas, seguimos estimando 2SLS usando MCO (mínimos cuadrados ordinarios), ya que sería un error atribuir valores predichos en una estimación logit o cualquier estimación de máxima verosimilitud (Chesher, 2010). Esto significa que la segunda etapa debe interpretarse como un modelo de probabilidad lineal (*LPM por sus siglas en inglés*).

Aunque los resultados en la columna 1 indican que la propiedad efectiva de tierras da como resultado una menor probabilidad de estar desempoderada, este efecto es estadísticamente insignificante tanto para el Modelo 1 como para el Modelo 2, lo que sugiere que no hay un efecto significativo de la propiedad efectiva de tierras en el empoderamiento femenino. Los resultados sugieren lo mismo para las dimensiones de producción y de recursos, lo que significa que las magnitudes de los coeficientes son consistentes con las direcciones de los efectos esperados, aunque de manera similar, estadísticamente insignificantes. Para las dimensiones de ingreso y tiempo, los efectos también son estadísticamente insignificantes, aunque el tamaño del efecto va en contra de las direcciones esperadas, lo que sugiere que efectivamente la tierra aumentaría el desempoderamiento en estas dimensiones.

**Tabla 6. Resultados de la estimación de la segunda etapa para el uso del tiempo de las mujeres**

	Horas al día utilizadas en trabajo agrícola	Horas al día utilizadas en trabajo doméstico	Horas al día utilizadas en otras actividades laborales	Horas al día utilizadas en ocio
<b>MODELO 1:</b> <i>Dummy</i> = 1 si la mujer es propietaria de tierras	<b>-0.840***</b> (0.217)	0.311 (0.235)	0.288 (0.178)	0.062 (0.192)
<i>R</i> <sup>2</sup> Ajustado	0.400	0.405	0.083	0.296
Estadístico F	6,417	6,188	3,310	23,348
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>MODELO 2:</b> Tamaño de la tierra propiedad de la mujer (en hectáreas)	<b>-0.690***</b> (0.238)	0.260 (0.186)	0.231 (0.162)	0.046 (0.169)
<i>R</i> <sup>2</sup> Ajustado	-0.154	0.336	-0.060	0.292
Estadístico F	1,347	18,694	55	10,927
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>Observaciones</b>	<b>1,048</b>			
Nota: Todos los modelos incluyen covariables a nivel individual y de hogar, así como efectos fijos de provincia. Errores estándar robustos agrupados a nivel de provincia se muestran entre paréntesis. Diferencia distinta de cero si el valor p es significativo al 99 (***) , 95 (**) o 90 (*) en el nivel de confianza.				

Para explorar más a fondo los efectos potenciales en la dimensión del tiempo del empoderamiento y arrojar luz sobre cómo la propiedad efectiva de tierras puede afectar el tiempo que una mujer dedica a diversas tareas a lo largo del día, la Tabla 6 presenta los resultados de la estimación de la segunda etapa sobre variables de uso del tiempo. Estos resultados brindan una idea de por qué las mujeres pueden experimentar un aumento en el desempoderamiento del tiempo debido a la propiedad de tierras: las mujeres que son propietarias de tierras, instrumentadas por la herencia de la tierra, dedican más tiempo al trabajo doméstico y al trabajo fuera de la finca, más de lo que se compensa con el tiempo adicional dedicado al ocio. Sin embargo, estos tamaños del efecto no son estadísticamente significativos. De manera interesante, si una mujer es propietaria de un terreno, dedica 50 minutos menos por día a las actividades laborales agrícolas, un efecto que es estadísticamente significativo. En términos de tamaño de la tierra, cada hectárea adicional propiedad de una mujer reduce significativamente el tiempo dedicado al trabajo agrícola en aproximadamente 41 minutos.

**Tabla 7. Resultados de la estimación de la segunda etapa para la seguridad alimentaria de los hogares y la diversidad de cultivos**

	<b>El hogar tiene seguridad alimentaria</b>	<b>Diversidad de cultivos del hogar</b>
<b>MODELO 1:</b> <b>Dummy = 1 si la mujer es propietaria de la tierra</b>	<b>0.196***</b> (0.064)	<b>0.060**</b> (0.028)
<i>R<sup>2</sup> Ajustado</i>	0.269	0.187
<i>Estadístico-F</i>	22,170	232,840
<i>Prob &gt; F</i>	0.000	0.000
<b>MODELO 2:</b> <b>Tamaño de la tierra propiedad de la mujer (en hectáreas)</b>	<b>0.164**</b> (0.079)	0.037 (0.023)
<i>R<sup>2</sup> Ajustado</i>	-1.155	-0.096
<i>Estadístico-F</i>	3,252	175,664
<i>Prob &gt; F</i>	0.000	0.000
<b>Observaciones</b>	<b>1,048</b>	<b>746</b>
Nota: Todos los modelos incluyen covariables a nivel individual y de hogar, así como efectos fijos de provincia. Errores estándar robustos agrupados a nivel de provincia se muestran entre paréntesis. Diferencia distinta de cero si el valor p es significativo al 99 (***) , 95 (**) o 90 (*) en el nivel de confianza.		

Por último, la Tabla 7 presenta los resultados para la seguridad alimentaria y la diversidad de cultivos. Para el Modelo 1, encontramos que cuando las mujeres son dueñas de las tierras, la probabilidad de tener seguridad alimentaria aumenta significativamente en 20 puntos porcentuales para el hogar promedio. Además, los resultados del Modelo 2 muestran que cada hectárea adicional de propiedad efectiva de una mujer aumenta la probabilidad de que el hogar tenga seguridad alimentaria en 16 puntos porcentuales. En este contexto, los cambios en el equilibrio cooperativo obtenido a través de la negociación intrafamiliar parecen verse afectados por la propiedad femenina de la tierra a favor de priorizar el consumo de alimentos del hogar.

Estos resultados están respaldados además por el efecto de la propiedad de tierras por parte de las mujeres en la diversificación de cultivos de la finca. Los resultados sugieren que la diversidad de cultivos aumenta en 0,06 puntos si la mujer es propietaria de la tierra, lo que indica que es probable que los hogares de mujeres propietarias de tierras tengan una producción de cultivos más diversificada que puede beneficiar la seguridad alimentaria del hogar. El tamaño relativo de la tierra no se muestra como un factor significativo en este contexto.

Aunque nuestro análisis no logra encontrar un efecto significativo de la propiedad de la tierra en el empoderamiento de las mujeres, los efectos positivos en la diversidad de cultivos y la seguridad alimentaria están alineados con las predicciones de nuestra teoría del cambio, donde se espera que la propiedad de la tierra por parte de las mujeres afecte positivamente la seguridad alimentaria a través de los cambios en las decisiones productivas del hogar y la asignación de sus recursos. Si bien no podemos establecer un vínculo directo entre estos resultados y los cambios en el empoderamiento, aun así, los resultados indican un cambio en el equilibrio cooperativo del hogar en respuesta a las diferencias en la propiedad de la tierra por parte de las mujeres. Adicionalmente, nuestros resultados sí muestran que la propiedad de la tierra conlleva a una menor cantidad de horas dedicadas al trabajo agrícola, lo que puede permitir que la mujer dedique tiempo a otras actividades dentro y fuera de la finca.

## 5. Conclusiones

El trabajo teórico y empírico en economía proporciona evidencia sobre la importancia del acceso a la tierra por parte de las mujeres para garantizar la igualdad de oportunidades dentro del hogar y mejorar su bienestar general. Basado en un modelo de negociación intrafamiliar, la propiedad de tierras femenina debería conducir a mayores niveles de empoderamiento al aumentar su poder de negociación, dando como resultado una mayor participación en las decisiones de producción, lo que puede traducirse en mayores niveles de diversificación de cultivos que pueden beneficiar las necesidades nutricionales del hogar y así mejorar la seguridad alimentaria. En nuestro conocimiento, este análisis constituye el primer estudio que intenta vincular simultáneamente la propiedad de la tierra por parte de las mujeres con medidas de empoderamiento femenino, diversidad de cultivos y seguridad alimentaria, y utiliza un enfoque cuasiexperimental para superar posibles problemas de endogeneidad en este entorno. Como tal, el estudio proporciona un entendimiento importante de la relevancia de la propiedad de la tierra por parte de las mujeres para la igualdad de género y el bienestar del hogar, en el contexto de los hogares rurales de propietarios de tierras informales en el Perú.

Si bien nuestros resultados no son concluyentes con respecto a los efectos de la propiedad efectiva de la tierra en el empoderamiento de las mujeres en la agricultura, según lo medido por el índice 4DE, nuestros resultados sobre la seguridad alimentaria son sólidos y robustos, lo que indica que la propiedad de la tierra por parte de las mujeres aumenta la diversificación de cultivos y la probabilidad de que el hogar tenga seguridad alimentaria en 20 puntos porcentuales. Este resultado es consistente con nuestro modelo conceptual y con la evidencia de la literatura, que indica que los aumentos en la diversificación de cultivos conducen a aumentos en la seguridad alimentaria al mejorar la variedad de alimentos que se consumen dentro del hogar. La relación positiva entre la propiedad de tierras por parte de las mujeres y su aporte a las decisiones productivas del hogar sugiere que este es un canal potencial a través del cual se pueden lograr la diversificación de cultivos y la seguridad alimentaria. También es posible que una mujer que tiene propiedad de su(s) propia(s) parcela(s) pueda sembrar cultivos dedicados a las necesidades nutricionales del hogar de acuerdo con sus preferencias individuales.

A pesar de que no encontramos evidencia de efectos significativos de la propiedad de tierras en el empoderamiento de las mujeres, los efectos positivos en la diversidad de cultivos y la seguridad alimentaria aún brindan evidencia de que la propiedad de la tierra tiene un efecto en el empoderamiento femenino. Podría darse el caso de que los cambios en el empoderamiento sean relativamente pequeños y no sean identificados por nuestra estrategia empírica. Por ejemplo, los importantes efectos de empoderamiento para la diversificación de cultivos, como la toma de decisiones sobre parcelas, podrían ser relevantes solamente en la dimensión productiva del empoderamiento, pero estos cambios marginales podrían ser difíciles de identificar mediante el índice WEAI en nuestro contexto. Como se ve en la Tabla 4, solo una cuarta parte de nuestra muestra está desempoderada en la dimensión productiva, por lo que los cambios marginales debidos a la propiedad de tierras pueden no tener una magnitud lo suficientemente grande para ser detectados.

Una segunda y muy tentadora explicación podría ser que existe un canal diferente a través del cual la propiedad de tierras puede afectar la diversificación de cultivos y la seguridad alimentaria. No creemos que este sea el caso, ya que la diversidad de cultivos está directamente relacionada con la toma de decisiones y la asignación de recursos dentro del hogar. Se podría argumentar que los hogares donde las mujeres son propietarias de parcelas tienen más tierra para cultivar, lo que les permitiría un portafolio de cultivos más diversificado. Sin embargo, los hogares con propietarias de tierras en nuestra muestra cuentan con parcelas de menor tamaño, lo que, en lugar de hacerlo más fácil, pareciera dificultar la diversificación de los cultivos en un área de tierra más reducida.

También encontramos evidencia de que la propiedad de la tierra reduce la carga de trabajo agrícola de las mujeres en la finca. Aunque nuestro análisis no pudo encontrar impactos positivos

en otras variables del uso del tiempo, las mujeres todavía necesitan reasignar el tiempo que estaban usando para el trabajo agrícola a otras actividades. Es posible que este estuviera distribuido de manera similar entre las diferentes actividades, pero el efecto fue tan pequeño que los cambios observados no fueron detectables estadísticamente. Esta redistribución del uso del tiempo personal podría implicar una reasignación beneficiosa de este, hacia actividades que permitan a la mujer aumentar su poder de negociación con el paso del tiempo, quizás tomando más decisiones relacionadas con el hogar o aumentando sus ingresos personales de una manera que sea favorable para la seguridad alimentaria y el bienestar general de su familia.

Una potencial limitación de nuestro estudio es la posible endogeneidad de la variable instrumental. Verificamos múltiples fuentes de endogeneidad para nuestro instrumento, no obstante, es posible que algunos mecanismos hayan pasado desapercibidos debido a limitaciones de los datos. Por ejemplo, encontramos que solo una pequeña proporción de los hogares tenían padres viviendo con ellos, independientemente de si la mujer había heredado una parcela o no. Así, confirmamos que el instrumento no es un indicador de la ausencia de un padre en el hogar, lo que posiblemente podría influir en el empoderamiento, el uso del tiempo, la diversidad de cultivos y la seguridad alimentaria. Sin embargo, puede haber otras razones por las que tener un padre fallecido podría afectar estos resultados, ya que los padres pueden ser una fuente importante de apoyo financiero y emocional incluso si no viven en el mismo hogar. Tampoco encontramos evidencia que sugiriera la correlación de la herencia con el hecho de ser más rico, aunque nuestro análisis de esta relación está claramente limitada a los datos observables disponibles que tenemos para el hogar en sí, y no para la riqueza y propiedad de los padres que viven en otros hogares.

En conjunto, nuestro análisis sugiere que dar a las mujeres la propiedad de las tierras de cultivo es beneficioso no solo en términos del mejoramiento de la igualdad de género, sino también debido a los importantes efectos positivos que esto representa en la seguridad alimentaria del hogar. Por lo tanto, los programas de titulación y registro de tierras deben priorizar la asignación de títulos en forma conjunta a ambos cónyuges o parejas y garantizar que la mujer reciba el reconocimiento legal de la tenencia de sus parcelas cuando sea aplicable. Otro posible escenario en el que los responsables de la formulación de políticas podrían tener un impacto es en la modificación de las leyes de herencia para favorecer a las mujeres, o al menos permitirles que tengan equidad en sus derechos a la herencia de tierras. Este no es el caso de Perú, pero hay varios países, tanto dentro como fuera de la región de América Latina y el Caribe, donde las leyes de herencia aún son restrictivas y favorecen a los herederos varones.

Una contribución importante de nuestro estudio es el análisis de la propiedad informal autodeclarada de tierras como indicador de la propiedad efectiva de la tierra. Esto contrasta con la propiedad formalmente documentada y legalmente reconocida de parcelas sobre las que los propietarios, particularmente las mujeres propietarias, pueden no tener un poder efectivo sobre la toma de decisiones. Sin embargo, vale la pena señalar que los impactos directos de la propiedad efectiva de tierras en el empoderamiento pueden ser débiles precisamente debido a la falta de títulos legales: la tenencia formal podría tener efectos más contundentes en el empoderamiento de las mujeres, ya que los títulos les brindan un mejor instrumento para negociar y a los propietarios garantías para acceder al crédito, y si es necesario vender la tierra con el fin de obtener recursos adicionales. Como se ha señalado ampliamente en la literatura, la falta de un título formal de tenencia de la tierra también puede inhibir las decisiones productivas y de inversión dada la incertidumbre que rodea a la seguridad de la tenencia de la tierra a largo plazo. Por lo tanto, esto destaca la importancia de futuras investigaciones sobre el efecto causal de la propiedad formal de la tierra por parte de las mujeres para permitir que los investigadores y los responsables de la formulación de políticas tengan un mejor entendimiento de los efectos de la propiedad y la tenencia de tierras en la dinámica de género dentro del hogar y los efectos generales en la asignación de sus recursos y su bienestar.

## Apéndices

### Apéndice A: Construcción de Índices de Riqueza

La riqueza de los hogares se representa mediante la creación de cuatro índices separados, que van desde los activos productivos y no productivos hasta el acceso a la infraestructura y la calidad de la vivienda. Para crear estos índices, utilizamos el Análisis de Componentes Principales (ACP), tal como lo introdujeron por primera vez Filmer y Pritchett (2001). Este método crea un índice lineal basado en el primer componente principal de las variables establecidas, que captura la mayor cantidad de información común a todas las variables (idib). En este enfoque, el índice no solo permite agregar varias características binarias de propiedad de activos en una sola variable, sino que también asigna pesos adecuados a las características individuales de activos/ubicaciones/viviendas incluidas en el índice. Asignar dichos pesos es importante teniendo en cuenta que la contribución de diferentes activos a la riqueza general probablemente no sea la misma para todos, y que la propiedad de un activo podría estar correlacionada con la propiedad de otros activos en el índice, lo que significa que ciertos activos podrían tener más contenido informativo sobre la riqueza que otros (Moser & Felton, 2007).

Se crean cuatro índices que miden la riqueza de los hogares: (1) un índice de activos productivos que incluye varios activos agrícolas como arado, aspersor, molino, etc.; (2) un índice de activos no productivos, compuesto por electrodomésticos y otros dispositivos como TV a color, radio, celular, refrigerador, estufa, moto, etc.; (3) un índice de calidad de la vivienda, que captura la calidad de los materiales utilizados para las paredes, techos y pisos de la vivienda principal del hogar; y (4) un índice de acceso a los servicios, que captura el acceso del hogar a agua corriente, saneamiento, electricidad y gas para cocinar. Cada índice representa una suma ponderada de las variables que lo componen, y toma un valor que oscila entre cero y uno, siendo mayor el valor cuanto más dotado esté el hogar de cada tipo de bien o servicio. Nótese que, a efectos de la especificación principal, cada índice se divide en sus quintiles para ser incluidos como variables de control, siendo el primer quintil la variable omitida en cada caso.



## Apéndice B: Construcción del Indicador de Seguridad Alimentaria

El indicador de seguridad alimentaria se construyó siguiendo el índice de la FAO basado en la Escala Latinoamericana y Caribeña de Seguridad Alimentaria (ELCSA), que incluye preguntas sobre el acceso de los hogares a los alimentos. La seguridad alimentaria es definida por la FAO (2006) como “la situación que existe cuando todas las personas, en todo momento, tienen acceso físico y económico a suficientes alimentos inocuos y nutritivos para satisfacer sus necesidades alimenticias para desarrollar una vida activa y saludable”. Considera cuatro dimensiones: disponibilidad, acceso, utilización y estabilidad de los alimentos.

El indicador original propuesto por la FAO clasifica a los hogares en cuatro categorías: seguridad alimentaria, inseguridad alimentaria leve, inseguridad alimentaria moderada, e inseguridad alimentaria grave, como se muestra en la Tabla B1. Para los fines de nuestro estudio, consideramos una variable *dummy* para la seguridad alimentaria (ya sea que el hogar tenga seguridad alimentaria o no), puesto que no hubo suficiente variabilidad dentro de los diferentes niveles de inseguridad alimentaria presentes en nuestros datos. Para clasificar los hogares en términos de seguridad alimentaria, usamos las preguntas detalladas en la Tabla B2. Cuando las ocho preguntas obtienen una respuesta negativa, el hogar se clasifica como con seguridad alimentaria.

**Tabla B1: Categorías de inseguridad alimentaria de la FAO**

<b>Categoría</b>	<b>Seguridad alimentaria</b>	<b>Inseguridad alimentaria leve</b>	<b>Inseguridad alimentaria moderada</b>	<b>Inseguridad alimentaria grave</b>
<b>Valores</b>	0	1-3	4-6	7-8

**Tabla B2: Preguntas incluidas en el índice de seguridad alimentaria**

<b>Durante el último mes, por falta de alimentos u otros recursos, alguna vez...</b>
1. ¿Alguna vez usted se preocupó por quedarse sin alimentos en su hogar?
2. ¿Alguna vez en su hogar se quedaron sin alimentos?
3. ¿Alguna vez usted o algún adulto de su hogar ha dejado de tener una dieta saludable (compuesta por carne, pescado, verduras, frutas y cereales)?
4. ¿Alguna vez usted o algún adulto en su hogar tuvo una dieta basada en una poca variedad de alimentos (siempre come lo mismo todos los días)?
5. ¿Usted o algún adulto en su hogar se ha saltado alguna vez una comida (desayuno, almuerzo y/o cena)?
6. ¿Usted o algún adulto en su hogar comió menos de lo que debería?
7. ¿Usted o algún adulto en su hogar alguna vez sintió hambre, pero se abstuvo de comer?
8. ¿Alguna vez usted o algún adulto en su hogar ha comido solo una vez al día o ha dejado de comer durante todo un día?

**Apéndice C: Resultados de la regresión para  
la primera etapa de las estimaciones 2SLS**

**Tabla C1. Resultados de regresión para la primera etapa de estimación 2SLS**

	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>
	<i>Dummy = 1 si la mujer es propietaria de la tierra</i>	<i>Tamaño de la tierra propiedad de la mujer (en hectáreas)</i>
<b>Primera etapa 2SLS</b>		
<i>Dummy = 1 si la mujer heredó la tierra</i>	<b>0.899***</b> (0.0218)	<b>0.896***</b> (0.021)
<i>R<sup>2</sup> Ajustado</i>	0.690	0.690
<i>Estadístico F</i>	158	80
<i>Prob &gt; F</i>	0.000	0.000
<b>Observaciones</b>	<b>1,048</b>	
<p>Nota: Todos los modelos incluyen covariables a nivel individual y de hogar, así como efectos fijos de provincia.            Errores estándar robustos agrupados a nivel de provincia se muestran entre paréntesis.            Diferencia distinta de cero si el valor p es significativo al 99 (***) , 95 (**) o 90 (*) en el nivel de confianza.</p>		

**Apéndice D: Características resumidas por tipo de obtención de parcela  
por parte de las mujeres**

<b>Tabla D1: Diferencias entre hogares con mujeres que heredaron y no heredaron su tierra</b>	<b>Mujer con tierra comprada u ocupada</b>	<b>Mujer con tierra heredada</b>	<b>Diferencia</b>
<b>Composición del hogar</b>			
<i>Tamaño del hogar</i>	3.54 (1.54)	3.38 (1.46)	-0.17
<i>Proporción de miembros del hogar en edad de trabajar (16-64 años)</i>	0.66 (0.31)	0.61 (0.32)	-0.06
<b>Características de los miembros del hogar</b>			
<i>Dummy = 1 si el jefe de hogar tiene lengua nativa indígena</i>	0.40 (0.49)	0.75 (0.44)	<b>0.34***</b>
<i>Dummy = 1 si el jefe de hogar está casado</i>	0.49 (0.5)	0.64 (0.48)	0.14
<i>Edad de la mujer</i>	45.67 (13.44)	47.53 (15)	1.87
<i>Edad del hombre</i>	50.14 (12.82)	51.22 (15.59)	1.08
<i>Años de educación de la mujer</i>	6.07 (3.59)	6.09 (3.83)	0.02
<i>Años de educación del hombre</i>	7.82 (3.71)	7.46 (3.93)	-0.36
<b>Características de la tierra</b>			
<i>Dummy = 1 si el hombre no posee tierra</i>	0.47 (0.5)	0.42 (0.49)	-0.06
<i>Tamaño total de la tierra (en hectáreas)</i>	7.43 (24.15)	2.39 (9.35)	<b>-5.04*</b>
<i>Número de parcelas</i>	2.23 (1.18)	2.73 (1.59)	<b>0.50*</b>
<b>Riqueza del hogar</b>			
<i>Índice de activos productivos</i>	0.16 (0.32)	0.23 (0.36)	0.07
<i>Índice de activos no productivos</i>	0.32 (0.2)	0.24 (0.16)	<b>-0.09**</b>
<i>Índice de calidad de la vivienda</i>	0.22 (0.27)	0.13 (0.23)	<b>-0.08*</b>
<i>Índice de acceso a servicios</i>	0.50 (0.32)	0.45 (0.25)	-0.05
<b>Número de observaciones</b>	<b>57</b>	<b>173</b>	
Nota: Valor promedio por grupo. Desviación estándar entre paréntesis. Diferencia distinta de cero si el valor de p es significativo en al 99 (***), 95 (**), o 90 (*) del nivel de confianza.			

## Apéndice E: Resultados de la especificación Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

### Tabla E1. Resultados de la estimación MCO para el desempoderamiento de las mujeres

	Mujer Desempoderada (4DE)	Desempoderada en la dimensión de producción	Desempoderada en la dimensión de recursos	Desempoderada en la dimensión de ingresos	Desempoderada en la dimensión de tiempo
<b>MODELO 1:</b>					
<b>Dummy = 1 si la mujer es propietaria de tierras</b>	-0.022 (0.036)	-0.022 (0.034)	-0.026 (0.020)	-0.016 (0.036)	0.025 (0.041)
<i>R<sup>2</sup> Ajustada / Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.177	0.171	0.042	0.170	0.127
<i>Estadístico F / <math>\chi^2</math></i>	25	15	103	25	30
<i>Prob &gt; F, Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>MODELO 2:</b>					
<b>Tamaño de la tierra propiedad de la mujer (en hectáreas)</b>	<b>-0.004**</b> (0.001)	<b>-0.004***</b> (0.001)	<b>-0.005***</b> (0.001)	<b>-0.003**</b> (0.001)	<b>0.007***</b> (0.002)
<i>R<sup>2</sup> Ajustada / Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.178	0.173	0.043	0.172	0.127
<i>Estadístico F / <math>\chi^2</math></i>	15	23	12,665	15	89
<i>Prob &gt; F, Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>Observaciones</b>	<b>1,048</b>				
<p>Nota: La estimación utiliza mínimos cuadrados ordinarios (MCO) cuando la variable dependiente es continua y Logit cuando la variable dependiente es dicotómica. Todos los resultados de las regresiones logit se presentan como efectos marginales en las medias. Todos los modelos incluyen covariables a nivel individual y de hogares, así como efectos fijos de provincia. Diferencia distinta de cero si el valor p es significativo al 99 (***) , 95 (**) o 90 (*) en el nivel de confianza. R<sup>2</sup> ajustado y estadístico F se muestran para estimaciones MCO, Pseudo R<sup>2</sup> y <math>\chi^2</math> se muestran para estimaciones logit. Errores estándar robustos agrupados a nivel de provincia reportados entre paréntesis (E.S. son solo robustos en el caso de regresiones logit).</p>					

### Tabla E2. Resultados de la estimación MCO para el uso del tiempo de las mujeres

	Horas al día utilizadas en trabajo agrícola	Horas al día utilizadas en trabajo doméstico	Horas al día utilizadas en otras actividades laborales	Horas al día utilizadas en ocio
<b>MODELO 1:</b>				
<b>Dummy = 1 si la mujer es propietaria de la tierra</b>	<b>-0.656***</b> (0.227)	0.342 (0.218)	0.229 (0.146)	0.207 (0.158)
<i>R<sup>2</sup> Ajustada / Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.401	0.405	0.083	0.297
<i>Estadístico-F / <math>\chi^2</math></i>	141	74	102	38
<i>Prob &gt; F, Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>MODELO 2:</b>				
<b>Tamaño de la tierra propiedad de la mujer (en hectáreas)</b>	<b>0.030**</b> (0.013)	<b>0.019*</b> (0.011)	-0.006 (0.006)	0.010 (0.006)
<i>R<sup>2</sup> Ajustada / Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.395	0.404	0.082	0.296
<i>Estadístico F / <math>\chi^2</math></i>	114	25	73	30
<i>Prob &gt; F, Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>Observaciones:</b>	<b>1,048</b>			
<p>Nota: La estimación utiliza mínimos cuadrados ordinarios (MCO) cuando la variable dependiente es continua y Logit cuando la variable dependiente es dicotómica. Todos los resultados de las regresiones logit se presentan como efectos marginales en las medias. Todos los modelos incluyen covariables a nivel individual y de hogares, así como efectos fijos de provincia. Diferencia distinta de cero si el valor p es significativo al 99 (***) , 95 (**) o 90 (*) en el nivel de confianza. R<sup>2</sup> ajustado y estadístico F se muestran para estimaciones MCO, Pseudo R<sup>2</sup> y <math>\chi^2</math> se muestran para estimaciones logit. Errores estándar robustos agrupados a nivel de provincia reportados entre paréntesis (E.S. son solo robustos en el caso de regresiones logit).</p>				

**Tabla E3. Resultados de la estimación MCO para la seguridad alimentaria y la diversidad de cultivos de los hogares**

	<b>El hogar tiene seguridad alimentaria</b>	<b>Diversidad de cultivos en el hogar</b>
<b>MODELO 1:</b>		
<b>Dummy = 1 si la mujer es propietaria de la tierra</b>	0.103 (0.064)	<b>0.048*</b> (0.023)
<i>R<sup>2</sup> Ajustada / Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.274	0.188
<i>Estadístico F / <math>\chi^2</math></i>	84	1,949
<i>Prob &gt; F, Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>	0.000	0.000
<b>MODELO 2:</b>		
<b>Tamaño de la tierra propiedad de La mujer (en hectáreas)</b>	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)
<i>R<sup>2</sup> Ajustada / Pseudo R<sup>2</sup></i>	0.268	0.181
<i>Estadístico F / <math>\chi^2</math></i>	6	315
<i>Prob &gt; F, Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>	0.000	0.000
<b>Observaciones</b>	<b>1,048</b>	<b>746</b>
<p>Nota: La estimación utiliza mínimos cuadrados ordinarios (MCO) cuando la variable dependiente es continua y Logit cuando la variable dependiente es dicotómica. Todos los resultados de las regresiones logit se presentan como efectos marginales en las medias. Todos los modelos incluyen covariables a nivel individual y de hogares, así como efectos fijos de provincia. Diferencia distinta de cero si el valor p es significativo al 99 (***) , 95 (**) o 90 (*) en el nivel de confianza. R<sup>2</sup> ajustado y estadístico F se muestran para estimaciones MCO, Pseudo R<sup>2</sup> y <math>\chi^2</math> se muestran para estimaciones logit. Errores estándar robustos agrupados a nivel de provincia reportados entre paréntesis (E.S. son solo robustos en el caso de regresiones logit).</p>		

## Referencias

- Agarwal, B. (1997). "Bargaining" and gender relations: Within and beyond the household ("Negociación" y relaciones de género: dentro y más allá del hogar). *Feminist economics*, 3(1), 1-51. doi: [10.1080/135457097338799](https://doi.org/10.1080/135457097338799)
- Allendorf, K. (2007). Do women's land rights promote empowerment and child health in Nepal?. (¿Los derechos de las mujeres a la tierra promueven el empoderamiento y la salud infantil en Nepal?.) *World Development*, 35(11), 1975-1988. doi: [10.1016/j.worlddev.2006.12.005](https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2006.12.005)
- Alkire, S., Meinzen-Dick, R., Peterman, A., Quisumbing, A. R., Seymour, G., & Vaz, A. (2013). *The Women's Empowerment in Agriculture Index* (Índice de empoderamiento de la mujer en la agricultura). *World Development*, 52, 71–91. doi: [10.1016/j.worlddev.2013.06.007](https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.06.007)
- Anderson, S., & Eswaran, M. (2009). What determines female autonomy? Evidence from Bangladesh (¿Qué determina la autonomía femenina? Evidencia de Bangladesh). *Journal of Development Economics*, 90(2), 179-191. doi: [10.1016/j.jdeveco.2008.10.004](https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.10.004)
- Ballara, M., & Parada, S. (2009). "El empleo de las mujeres rurales. Lo que dicen las cifras." FAO-CEPAL. Recuperado de: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/1346-empleo-mujeres-rurales-lo-que-dicen-cifras>
- Banco Interamericano de Desarrollo (BID, 2014). *Loan proposal for the Rural Land Cadaster, Titling and Registration Project in Peru* (Project Nr. PE-L1026). (Propuesta de préstamo para el Proyecto de Catastro, Titulación y Registro de Tierras Rurales en Perú (Proyecto Nr. PE-L1026)). BID, Sector Medio Ambiente y Desastres Naturales. Obtenido de <https://www.iadb.org/projects/document/EZSHARE-1470197173-1275?project=3370/OC-PE;PE-L1026>
- Behrman, J. R. (1997). *Intrahousehold distribution and the family. Handbook of population and family economics* (La distribución dentro del hogar y la familia. Manual de población y economía familiar), 1, 125-187. doi: [10.1016/S1574-003X\(97\)80021-9](https://doi.org/10.1016/S1574-003X(97)80021-9)
- Campus, D. (2016). "Does land titling promote women's empowerment? Evidence from Nepal" ("¿La titulación de tierras promueve el empoderamiento de las mujeres? Evidencia de Nepal") (No. wp2016\_03. rdf)". Università degli Studi di Firenze, Dipartimento di Scienze per l'Economia e l'Impresa. Recuperado de: [http://www.disei.unifi.it/upload/sub/pubblicazioni/repec/pdf/wp03\\_2016.pdf](http://www.disei.unifi.it/upload/sub/pubblicazioni/repec/pdf/wp03_2016.pdf)
- Chesher, A. (2010). *Instrumental variable models for discrete outcomes*. (Modelos de variables instrumentales para resultados discretos) *Econometrica*, 78(2), 575-601. doi: [10.3982/ECTA7315](https://doi.org/10.3982/ECTA7315)
- Das, N., Yasmin, R., Ara, J., Kamruzzaman, M., Davis, P., & Behrman, J. A., et al. (2013). "How do intrahousehold dynamics change when assets are transferred to women? Evidence from BRAC's challenging the frontiers of poverty reduction – Targeting the ultra-poor program in Bangladesh". ("¿Cómo cambia la dinámica intrafamiliar cuando los bienes se transfieren a las mujeres? Evidencia del desafío de BRAC a las fronteras de la reducción de la pobreza: Programa dirigido a los más pobres en Bangladesh"). Washington, DC: International Food Policy Research Institute. Recuperado de: <http://ebrary.ifpri.org/cdm/ref/collection/p15738coll2/id/127911>
- De Pinto, A., Seymour, G., Bryan, E., & Bhandari, P. (2020). *Women's empowerment and farmland allocations in Bangladesh: evidence of a possible pathway to crop diversification*. (Empoderamiento de las mujeres y asignación de tierras agrícolas en Bangladesh: evidencia de un posible camino hacia la diversificación de cultivos) *Climatic Change*, 163(2), 1025-1043. doi: [10.1007/s10584-020-02925-w](https://doi.org/10.1007/s10584-020-02925-w)

- Doss, C. (2005). *The effects of intrahousehold property ownership on expenditure patterns in Ghana*. (Los efectos de la propiedad de bienes dentro del hogar en los patrones de gasto en Ghana). *Journal of African Economies*, 15(1), 149–180. doi: [10.1093/jae/eji025](https://doi.org/10.1093/jae/eji025)
- Duflo, E., & Udry, C. (2004). “*Intrahousehold resource allocation in Cote d’Ivoire: Social norms, separate accounts, and consumption choices*. No. w10498”. (“Asignación de recursos dentro del hogar en Costa de Marfil: Normas sociales, cuentas separadas y opciones de consumo. N.º w10498”). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. Recuperado de: <http://www.nber.org/papers/w10498>
- Ferrant, G., & Thim, A. (2019). Measuring women’s economic empowerment: Time use data and gender inequality. *OECD Development Policy Papers, No. 16*. (*Medición del empoderamiento económico de las mujeres: datos de uso del tiempo y desigualdad de género. Documentos de política de desarrollo de la OCDE*), Paris: OECD Publishing. doi: [10.1787/02e538fc-en](https://doi.org/10.1787/02e538fc-en)
- Filmer, D., & Pritchett, L. H. (2001). *Estimating wealth effects without expenditure data – or tears: An application to educational enrollments in states of India*. (Estimación de los efectos de la riqueza sin datos de gastos: una aplicación a las inscripciones educativas en los estados de la India). *Demography*, 38(1), 115–132. doi: [10.1353/dem.2001.0003](https://doi.org/10.1353/dem.2001.0003)
- Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis* (Análisis econométrico) (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hallman, K. (2003). *Mother-father resources, marriage payments, and girl–boy health in rural Bangladesh*. In A. R. Quisumbing (Ed.), *Household decisions, gender, and development: A synthesis of recent research* (pp. 115–120). (Recursos madre-padre, pagos de matrimonio y salud de niñas y niños en las zonas rurales de Bangladesh. En A. R. Quisumbing (Ed.), *Decisiones domésticas, género y desarrollo: una síntesis de investigaciones recientes* (págs. 115–120)). Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press for the International Food Policy Research Institute. Recuperado de: <http://ebrary.ifpri.org/cdm/ref/collection/p15738coll2/id/129664>
- Hirschman, A. O. (1964). *The paternity of an index*. (La paternidad de un índice). *American Economic Association*, 54 (5): 761–762. Disponible en: <https://www.jstor.org/stable/i331529>
- IICA, IDB & Microsoft (2020): “*Rural connectivity in Latin America and the Caribbean: a bridge for sustainable development in a time of pandemic*”. (“Conectividad rural en América Latina y el Caribe: un puente para el desarrollo sostenible en tiempos de pandemia”). *Inter-American Institute for Cooperation on Agriculture (IICA)*. Disponible en: <https://repositorio.iica.int/handle/11324/12896>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2012). IV Censo Nacional Agropecuario 2012. Recuperado de: <http://censos.inei.gob.pe/cenagro/tabulados>
- Islam, A., von Braun, J., Thorne-Lyman, A.L., & Ahmed, A.U. (2018). Farm diversification and food and nutrition security in Bangladesh: empirical evidence from nationally representative household panel data. (Diversificación agrícola y seguridad alimentaria y nutricional en Bangladesh: evidencia empírica de datos de panel de hogares representativos a nivel nacional). *Food Security*, 10:701–720. doi: [10.1007/s12571-018-0806-3](https://doi.org/10.1007/s12571-018-0806-3)
- Manser, M., & Brown, M. (1980). *Marriage and household decision-making: a bargaining analysis*. (Matrimonio y toma de decisiones sobre el hogar: un análisis de negociación). *International Economic Review*, 21 (1), 31–44. doi: [10.2307/2526238](https://doi.org/10.2307/2526238)
- McElroy, M., & Horney, M.J. (1981). *Nash-bargained household decisions: toward a generalization of the theory of demand*. (Decisiones domésticas negociadas por Nash: hacia una generalización de la teoría de la demanda). *International Economic Review*, 22, 333–349. doi: [10.2307/2526280](https://doi.org/10.2307/2526280)
- Mishra, K., & Sam, A. G. (2016). *Does women’s land ownership promote their empowerment? Empirical evidence from Nepal*. (¿Promueve la propiedad de la tierra por parte de las

- mujeres su empoderamiento? Evidencia empírica de Nepal). *World Development*, 78, 360-371. doi: [10.1016/j.worlddev.2015.10.003](https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.10.003)
- Monchuk, D., Deininger, K., & Nagarajan, H. (2010). *Does land fragmentation reduce efficiency: Micro evidence from India*. (¿La fragmentación de la tierra reduce la eficiencia? Micro evidencia de la India). *2010 Annual Meeting, July 25-27, 2010, Denver, Colorado* 61652, *Agricultural and Applied Economics Association*. doi: [10.22004/ag.econ.61652](https://doi.org/10.22004/ag.econ.61652)
- Montenegro Guerra, M. J., Mohapatra, S., & Swallow, B. (2019). *What influence do empowered women have? Land and the reality of women's relative power in Peru*. (¿Qué influencia tienen las mujeres empoderadas? La tierra y la realidad del poder relativo de las mujeres en el Perú). *Review of Economics of the Household*, 17(4), 1225-1255. doi: [10.1007/s11150-019-09461-2](https://doi.org/10.1007/s11150-019-09461-2)
- Moser, C., & Felton, A. (2007). *The construction of an asset index measuring asset accumulation in Ecuador*. (La construcción de un índice de activos que mida la acumulación de activos en el Ecuador). *Chronic Poverty Research Center Working Paper No. 87*. doi: [10.2139/ssrn.1646417](https://doi.org/10.2139/ssrn.1646417)
- Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2017). *“World Employment and Social Outlook: Trends for Women 2017”*. (“Perspectivas Sociales y del Empleo en el Mundo: Tendencias para las Mujeres 2017”). Ginebra: OIT. Disponible en: <http://www.ilo.org/global/research/global-reports/weso/trends-for-women2017/lang--en/index.htm>
- Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura, (FAO, 2011). “The state of food and agriculture. Women in Agriculture. Closing the gender gap for development”. (*El estado de la alimentación y la agricultura. Mujeres en la Agricultura. Cerrando la brecha de género para el desarrollo*). Rome: FAO. Recuperado de: <http://www.fao.org/3/i2050e/i2050e.pdf>
- Quisumbing, A., Meinzen-Dick, R., Raney, T., Croppenstedt, A., Behrman, J., & Peterman, A. (Eds.). (2014). “Gender in agriculture: Closing the knowledge gap”. (*Género en la agricultura: Cerrando la brecha del conocimiento*). Rome: Food and Agriculture Organization.
- Rahman, L., & Rao, V. (2004). *The Determinants of Gender Equity in India: Examining Dyson and Moore's Thesis with New Data*. (Los determinantes de la equidad de género en la India: examinando la tesis de Dyson y Moore con nuevos datos). *Population and Development Review*, 30(2), 239–268. doi: [10.1111/j.1728-4457.2004.012\\_1.x](https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2004.012_1.x)
- Simpson, E.H. (1949) *Measurement of diversity*. (Medición de la diversidad). *Nature*, 163 (4148), 688. doi: [10.1038/163688a0](https://doi.org/10.1038/163688a0)
- Skoufias, E. (2005). *PROGRESA and its impacts on the welfare of rural households in Mexico*. (PROGRESA y sus impactos en el bienestar de los hogares rurales en México). *Food Consumption and Nutrition Division Discussion Paper No. 139*. Washington, DC: International Food Policy Research Institute. Recuperado de: <https://www.ifpri.org/publication/progres-a-and-its-impacts-welfare-rural-households-mexico-0>
- Sraboni, E., Malapit, H., Quisumbing, R., & Ahmed, A. (2014). *Women's empowerment in agriculture: What role for food security in Bangladesh*. (Empoderamiento de la mujer en la agricultura: ¿Qué papel tiene en la seguridad alimentaria en Bangladesh?) *World Development*, 61, 11–52. doi: [10.1016/j.worlddev.2014.03.025](https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.03.025)
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2011). *Introduction to Econometrics* (Introducción a la econometría) (3rd ed.). Boston, MA: Addison-Wesley.
- Tan, S., Heerink, N., Kruseman, G., & Qu, F. (2008). *Do fragmented landholdings have higher production costs? Evidence from rice farmers in Northeastern Jiangxi province, P.R. China*. (¿Tienen las propiedades fragmentadas costos de producción más altos? Evidencia de



agricultores de arroz en la provincia nororiental de Jiangxi, República Popular China) *China Economic Review*, 19, 347-358. doi: [10.1016/j.chieco.2007.07.001](https://doi.org/10.1016/j.chieco.2007.07.001)

Wiig, H. (2013). *Joint titling in rural Peru: Impact on women's participation in household decision-making*. (Titulación conjunta en el Perú rural: Impacto en la participación de las mujeres en la toma de decisiones del hogar) *World Development*, 52, 104-119. doi: [10.1016/j.worlddev.2013.06.005](https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.06.005)

Wouterse, F. (2019). *The role of empowerment in agricultural production: evidence from rural households in Niger*. (El papel del empoderamiento en la producción agrícola: evidencia de hogares rurales en Níger) *The Journal of Development Studies*, 55(4), 565-580. doi: [10.1080/00220388.2017.1408797](https://doi.org/10.1080/00220388.2017.1408797)