Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

LIBRO 3

Mercados laborales y efectos heterogéneos de la educación en la adopción tecnológica en la agricultura peruana

LIBRO 3

Mercados laborales y efectos heterogéneos de la educación en la adopción tecnológica en la agricultura peruana

Autores:
Álvaro Calderón
Abel Camacho

Pontificia Universidad Católica del Perú - PUCP

Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura
Lima, 2017

MERCADOS LABORALES Y EFECTOS HETEROGÉNEOS DE LA EDUCACIÓN EN LA ADOPCIÓN TECNOLÓGICA EN LA AGRICULTURA PERUANA

Citación recomendada:

Calderón, A. y Camacho, A. 2017. Mercados laborales y efectos heterogéneos de la educación en la adopción tecnológica en la agricultura peruana. En IV Censo Nacional Agropecuario 2012: Investigaciones para la toma de decisiones en políticas públicas. Libro III. Lima, FAO.

Las denominaciones empleadas en este producto informativo y la forma en que aparecen presentados los datos que contiene no implican, por parte de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO), juicio alguno sobre la condición jurídica o nivel de desarrollo de países, territorios, ciudades o zonas, o de sus autoridades, ni respecto de la delimitación de sus fronteras o límites. La mención de empresas o productos de fabricantes en particular, estén o no patentados, no implica que la FAO los apruebe o recomiende de preferencia a otros de naturaleza similar que no se mencionan.

Las opiniones expresadas en este producto informativo son las de su(s) autor(es), y no reflejan necesariamente los puntos de vista o políticas de la FAO.

ISBN 978-92-5-309614-5

© FAO, 2017

La FAO fomenta el uso, la reproducción y la difusión del material contenido en este producto informativo. Salvo que se indique lo contrario, se podrá copiar, descargar e imprimir el material con fines de estudio privado, investigación y docencia, o para su uso en productos o servicios no comerciales, siempre que se reconozca de forma adecuada a la FAO como la fuente y titular de los derechos de autor y que ello no implique en modo alguno que la FAO aprueba los puntos de vista, productos o servicios de los usuarios.

Todas las solicitudes relativas a la traducción y los derechos de adaptación así como a la reventa y otros derechos de uso comercial deberán dirigirse a www.fao.org/contact-us/licence-request o a copyright@fao.org.

Los productos de información de la FAO están disponibles en el sitio web de la Organización (www.fao.org/publications) y pueden adquirirse mediante solicitud por correo electrónico a publications-sales@fao.org.

Foto de portada: © FAO / Heinz Plenge

ÍNDICE

Presentación V

Abreviaturas.....VI

Resumen VIII

Introducción 1

1. Marco teórico 3

2. Modelo 6

3. Datos y variables 10

4. Metodología 12

5. Resultados 23

6. Conclusiones y recomendaciones de política 34

Bibliografía 37

Anexos 44

PRESENTACIÓN

Desde que fue creada, la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO) apoya la realización de censos agropecuarios en países de todo el planeta. Así, proporciona un conocimiento técnico especializado, que acompaña los procesos de recogida de información.

En el Perú, desde 1988, la FAO apoyó la preparación del III Censo Nacional Agropecuario. Dicho censo culminó recién en 1994, momento en el cual la FAO volvió a prestar su apoyo hasta 1996, durante la etapa de análisis de la data recogida.

El presente compendio, IV Censo Nacional Agropecuario 2012: Investigaciones para la toma de decisiones en políticas públicas, se desarrolló en el marco del Proyecto de Asistencia Técnica para la Preparación y Realización del IV Censo Nacional Agropecuario (TCP/PER/3402), y está formado por 6 de los 10 estudios seleccionados en el concurso de investigación Uso del IV Censo Nacional Agropecuario (CENAGRO) 2012, convocado en diciembre del 2013 por el Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES) en coordinación con la FAO y el Ministerio de Agricultura y Riego (MINAGRI).

El objetivo del concurso fue promover el uso del IV CENAGRO 2012 para analizar los cambios producidos en el sector desde que concluyó el censo anterior (1994), y así generar evidencia útil para diseñar políticas agrarias. De esta manera se aporta al desarrollo sostenible y la inclusión socioeconómica de la población que trabaja en casi 2 millones de unidades agropecuarias menores de 5 hectáreas, ubicadas principalmente en la sierra y selva.

Esta investigación fue seleccionada por un jurado integrado por representantes del MINAGRI, la FAO y el CIES, entre 50 propuestas presentadas como Proyectos Medianos por académicos de las principales instituciones nacionales de enseñanza superior e investigación. En la categoría de Proyectos Breves se presentaron 24 proyectos, y se seleccionaron 4.

Una función básica de la FAO consiste en contribuir al fortalecimiento de capacidades para preparar, aplicar, supervisar y evaluar políticas y programas sobre la base de hechos comprobados. En este marco, cabe destacar esta experiencia, pionera en la región de América Latina y el Caribe, pues vincula la investigación independiente del sector académico con la toma de decisiones para adoptar políticas públicas agropecuarias basadas en evidencias proporcionadas por el IV CENAGRO.

Este estudio, ejecutado con apoyo de la Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP), analiza la influencia de los mercados laborales y la educación en la adopción tecnológica en la agricultura peruana. Asimismo, busca generar mayor conocimiento acerca de los procesos de difusión tecnológica, y reflexionar acerca de las políticas públicas de adopción tecnológica como forma de incrementar la productividad y mejorar las condiciones de vida de los productores rurales.

John Preissing
Representante de la FAO en Perú

ABREVIATURAS

CENAGRO	Censo Nacional Agropecuario
CENEC	Censo Nacional Económico
CISEPA	Centro de Investigaciones Sociológicas, Económicas, Políticas y Antropológicas de la Pontificia Universidad Católica del Perú
CPV	Censo de Población y Vivienda
FAO	Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación

RESUMEN

El presente documento busca evidenciar la relación existente entre capital humano y adopción tecnológica en el agro peruano. Se postula que esta relación es no lineal debido a la participación de los individuos en los mercados laborales. Esto se podría deber a que altos retornos salariales al capital humano alejan a los trabajadores de la faena agrícola (en favor del trabajo remunerado), haciendo poco rentable la adopción tecnológica. Usando información del CENAGRO 2012, se estima la complejidad de las diferentes tecnologías agrícolas a partir del marco metodológico de Haussman y otros (2014) y se crean canastas tecnológicas con las que se estima un *logit* ordenado y, posteriormente, un *probit* ordenado bivariado. Los resultados confirman la hipótesis planteada. A partir de lo encontrado, se desprenden recomendaciones de política para mejorar la adopción tecnológica en el agro peruano.

INTRODUCCIÓN

Los mercados laborales rurales han sido ampliamente estudiados en la literatura peruana, desde el seminal libro sobre la economía campesina de Figueroa (1981) hasta el muy completo trabajo de Díaz y otros (2010), pasando por una amplia gama de investigaciones.[1] A pesar de ello, razonablemente, el énfasis del estudio de los mercados laborales no ha girado alrededor de sus efectos en la adopción tecnológica. En ese sentido, el presente trabajo es un importante aporte al estudio de la interrelación entre los mercados laborales y la adopción tecnológica en el agro. Particularmente, el estudio plantea que la educación afecta la adopción tecnológica a partir de dos canales. El primero, a partir de la facilitación del aprendizaje necesario para la adopción tecnológica. El segundo, a partir de la generación de capital humano, valioso en los mercados laborales, que aleja al trabajador de las actividades agropecuarias y, por lo tanto, de la adopción técnica.

Para el caso peruano, destaca el trabajo seminal de Cotlear (1989), quien estudia el proceso de innovación y su vínculo con la educación formal. En líneas generales, encuentra que, si bien la educación siempre tiene un efecto positivo en la adopción tecnológica, este es menor en las áreas más tradicionales. Asimismo, señala que existe un umbral mínimo, heterogéneo entre regiones, a partir del cual la educación tiene el efecto positivo señalado. Por su parte, Novella y Salcedo (2006) hallan efectos positivos y significativos del máximo nivel educativo alcanzado por algún miembro del hogar sobre la adopción de café orgánico. Un trabajo más reciente, de Agüero (2009), concluye que, sin importar los años de educación recibida, si esta no es de calidad, no tendrá efectos en la adopción de la tecnología móvil en los agricultores rurales. De este modo, la escasa evidencia para el caso peruano muestra cierta heterogeneidad en los efectos de la educación sobre la adopción tecnológica

De este modo, en consistencia con estos estudios y con literatura reciente, se postula que la relación entre la adopción tecnológica y la educación no es simple, lineal o unidireccional, sino que los efectos dependerán de una serie de elementos, entre los cuales se encuentran las condiciones socioeconómicas y productivas, el contexto económico de la localidad, las condiciones culturales, demográficas y geográficas, entre otros factores. Particularmente, se espera que mientras los retornos de la adopción tecnológica sean menores en comparación con los retornos de las actividades asalariadas, la educación tendrá un efecto negativo en la adopción tecnológica y un efecto inverso en el caso contrario.

Sobre la base de lo dicho, este trabajo busca responder a la pregunta de cuán válido es el efecto planteado; esto es, evalúa empíricamente la relación entre adopción tecnológica y educación. Asimismo, pone a prueba la hipótesis de que la presión ejercida por los mercados laborales locales en los habitantes más capacitados es el mecanismo que conduce a estas personas a disminuir su interés por la productividad y cambio técnico en sus parcelas. Al respecto, el objetivo principal planteado en esta propuesta es identificar el impacto de una mayor educación

[1] Para una discusión del tema,véase Urrutia (1995), Barrantes e Iguiñiz (2004), Barrantes y otros (2008), y Ángeles y otros (2012).

sobre la innovación tecnológica, considerando la posible heterogeneidad de estos efectos; por otra parte, mediante un análisis econométrico de los datos ofrecidos por el Censo Nacional Agropecuario (CENAGRO) 2012, se busca evaluar la validez del mecanismo propuesto que subyace en esta relación. En función de este propósito, se formulan tres objetivos secundarios. El primero, estimar un conjunto de modelos *logit* ordenados para evaluar el efecto de la educación en la adopción de distintas canastas tecnológicas. El segundo, poner a prueba el mecanismo planteado mediante la estimación de un modelo *probit* bivariado, siguiendo la estrategia de Fernández-Cornejo y otros (2005), así como de un modelo *tobit* de ecuaciones simultáneas basado en Uematsu y Mishra (2010), los cuales permiten modelar la decisión de adopción y de oferta laboral simultáneamente. El tercero, a partir de los resultados encontrados, evidenciar políticas, así como los agentes que deben implementarlas.

De este modo, la contribución de este trabajo es doble, ya que permite generar mayor conocimiento acerca de los procesos de difusión tecnológica en el agro y desarrollar una reflexión acerca de las políticas públicas y privadas llevadas a cabo. Así, en cuanto a la generación de conocimientos acerca de los procesos de difusión tecnológica, este texto contribuye al estudio de los procesos que están ocurriendo en el campo, en un contexto de mayor conectividad y articulación territorial. Asimismo, permite entender mejor la situación de aquellos agricultores que han quedado al margen de los procesos de adopción e innovación. Además, analiza un determinante de la difusión tecnológica poco estudiado en la literatura que, en principio, no muestra una relación simple con esta, y que puede resultar complementario y/o socavar los efectos de otros determinantes importantes encontrados hasta ahora, como la conexión con los mercados urbanos (Escobal 2000).

En segundo lugar, el trabajo permite evaluar los efectos de un componente importante en las políticas públicas y privadas —la educación— sobre un resultado deseado —la adopción tecnológica—, el cual es un canal para el incremento de la productividad. Así, se contribuye a la reflexión acerca de las políticas públicas y privadas que buscan una mayor adopción tecnológica como forma de incrementar la productividad y mejorar las condiciones de vida, lo cual ayuda a repensar la política desde una perspectiva más integral.

Finalmente, los autores queremos agradecer el financiamiento del Ministerio de Agricultura y de la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), mediante el proyecto CIES-PB-CENAGRO 02-2014. Asimismo, agradecemos los comentarios que Richard Webb y un árbitro anónimo nos hicieron llegar durante la ejecución del proyecto. También agradecemos los comentarios que Vania Bitia, Daniel Gavidia y Galileu Kim compartieron durante una presentación del trabajo en el Instituto del Perú. Finalmente, agradecemos a todo el equipo del Centro de Investigaciones Sociológicas, Económicas, Políticas y Antropológicas (CISEPA) de la Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP) por el excelente apoyo administrativo. Cualquier error remanente es nuestro.

© FAO/ Claudio Guzmán

Capítulo 1
Marco teórico

1. MARCO TEÓRICO

La teoría relativa al proceso de adopción tecnológica puede ser dividida en dos: modelos de demanda y modelos de oferta (Stoneman y Battisti 2010). Para el presente trabajo, explotaremos los modelos de demanda, en tanto deseamos explorar las decisiones que llevan a la unidad agropecuaria a adoptar o no cierta tecnología.[2] Así, los primeros estudios que analizaron las decisiones de innovación en la agricultura fueron los realizados por Griliches (1957, 1958), complementados por autores como Rogers (1962). Estos autores identificaron una curva de difusión tecnológica en forma de *S;* es decir, en un primer momento la adopción de la nueva tecnología era lenta, y luego aceleraba hasta llegar a un punto máximo a partir del cual el ritmo de adopción comenzaba a disminuir. Posteriormente, David (1969) propuso los modelos de mínimos, conocidos en la literatura como *threshold models*, que postulan la existencia de heterogeneidad entre los productores y señalan que esta será determinante en la adopción de ciertas tecnologías. El autor plantea que la principal fuente de la heterogeneidad es el tamaño de las parcelas, y sobre la base de esa idea estima tamaños mínimos de parcela a partir de los cuales ciertas tecnologías pueden ser adoptadas.

Los estudios posteriores se diversificaron en una gran cantidad de ramas; sin embargo, para dar cierta base teórica a los controles que utilizaremos en las estimaciones, rescataremos algunos de los principales planteamientos sobre qué factores afectan las decisiones de adopción tecnológica. Así, destaca el estudio de Just y Zilberman (1983), quienes introducen las restricciones crediticias como determinantes de la adopción técnica. Por su parte, McGuirk y Mundlack (1991) identifican el rol de la infraestructura complementaria en la decisión de adopción. Finalmente, Gardner y Rausser (2000) resaltan el papel de la geografía, las variables institucionales, el régimen de tenencia de tierras y la asociatividad como determinantes de la adopción tecnológica en la agricultura.

En cuanto a la relación entre adopción tecnológica y educación formal, esta ha sido ampliamente estudiada en la literatura. En general, se ha afirmado que la educación facilita el proceso de adopción tecnológica, pues brinda una ventaja en cómo abordar las nuevas tecnologías (Ridell y Song 2012). El trabajo de Huffman y Mercier (1991) es uno de los primeros que aporta a vislumbrar la complicada relación existente entre educación y adopción tecnológica. Así, los autores, en un estudio de adopción de computadoras o servicios de computación para el periodo 1982-1984 entre granjeros de Iowa, encontraron un efecto positivo de la escolaridad sobre la adopción tecnológica. Sin embargo, hallaron también que una mayor probabilidad de obtener un trabajo remunerado fuera de la granja redujo significativamente la probabilidad de adopción de computadoras y tendió a reducir la adopción de servicios de computación. De este modo, los autores evidencian que el nivel educativo presenta un efecto positivo en la facilidad con la que se adopta tecnología, pero también un efecto negativo, que se evidencia a partir de la generación de oportunidades de trabajo no agropecuario. Una baraja de estudios ha analizado el efecto de la educación sobre la adopción

[2] Al lector interesado se le refiere al texto de Stoneman (2002).

tecnológica, y han encontrado efectos positivos. Así, la literatura ha evidenciado este efecto en la labranza reducida (Rahn y Huffman 1984), adopción de computadoras (Putler y Zilberman 1988), adopción de semillas de arroz (Lin 1991, Pitt y Sumodiningrant 1991, Strauss y otros 1991), métodos de proyección de precios (Goodwin y Schroeder 1994), pruebas de nitrógeno del suelo (Fuglie y Bosch 1995), prácticas de conservación (Traore y otros 1998), conservación de suelos (Soule y otros 2000), cultivos de precisión (Roberts y otros 2004), programas de conservación gubernamentales (Lambert y otros 2007) e internet (Mishra y otros 2009), entre otros.

Asimismo, se encuentran los estudios que han identificado efectos nulos o incluso negativos en la adopción tecnológica. Así, Banerjee y otros (2008) encuentran que la educación tiene efectos nulos en la adopción de sistemas de guía por GPS en agricultores algodoneros, Nyaupane y Gillespie (2009) identifican que la educación no tiene efecto en la adopción de mejores prácticas administrativas, y Uematsu y Mishra (2010) encuentran un efecto negativo de la educación en la adopción de cultivos transgénicos. Los últimos sostienen que el efecto negativo podría deberse a que los trabajadores con mayor educación tienen la posibilidad de acceder a los mercados laborales, con lo cual dedicarían un menor tiempo a la administración de los campos agrícolas.

Capítulo 02

Modelo

2. MODELO

El modelo teórico planteado es una modificación del modelo propuesto por Fernández-Cornejo, Hendricks y Mishra (2005). Asimismo, los autores basan su modelo en los trabajos de Huffman (1980), Singh y otros (1986), Lass y otros (1989), Huffman (1991), Lass y Gempesaw (1992), Kimhi (1994) y Kimhi (2004). Particularmente, el modelo que planteamos busca identificar la relación entre el tamaño de la parcela, los ingresos laborales y la adopción tecnológica en un contexto de un modelo de hogar agrícola.

Se plantea el siguiente proceso de optimización, en el que se maximiza una función de utilidad sujeta a restricciones de ingresos, tecnología y tiempo. Los individuos de la familia reciben utilidad de los bienes comprados G, el ocio del jefe del hogar L, factores externos a las decisiones actuales —como capital humano o educación H— y algunos otros factores φ que incluyen características del hogar y el clima. Formalmente:

$$MaxU=U(G,L,H,\varphi)$$

$$sa:\ P_g G=P_q Q-W_x X' + WM' + A \text{ (restricción de ingreso)}$$

$$Q=Q[X(\tau),F(\tau),H,\tau,R,\theta] \text{ (restricción de tecnología)}$$

$$T= F(\tau) + M + L \text{ (restricción de tiempo)}$$

Donde P_g y G denotan el precio y la cantidad de los bienes comprados para el consumo, respectivamente. P_q y Q representan el precio y la cantidad de la producción agrícola; W_x y X, los vectores de precios y cantidades de los insumos; W representa el salario en los mercados laborales —netos de los costos de desplazamiento— del jefe del hogar; M, el tiempo dedicado a los mercados laborales; F, el tiempo dedicado a las actividades agrícolas; A, cualquier otro ingreso; R es un vector de factores exógenos que modifican la función de producción; θ es el tamaño de la parcela; y T denota la dotación de tiempo del jefe del hogar; finalmente, τ representa la intensidad de adopción de nueva tecnología. A partir de las ecuaciones planteadas, se construye el lagrangiano:

$$L = U(G,L,H,\varphi) - \lambda\{(P_q Q[X(\tau),F(\tau),H,\tau,R,\theta] - W_x X' + WM' + A - P_g G\} + \mu [T - F(\tau) + M + L]$$

A partir de este, se obtienen las siguientes condiciones de Khun Tucker:

$$\frac{\partial L}{\partial X} = \lambda\left[P_q\left(\frac{\partial Q}{\partial X}\right) - W_x\right] = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial F} = \lambda\left[P_q\left(\frac{\partial Q}{\partial F}\right)\right] - u = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \tau} = \lambda\left\{P_q\left[\left(\frac{\partial Q}{\partial X}\right)\left(\frac{dX}{d\tau}\right)' + \left(\frac{\partial Q}{\partial F}\right)\left(\frac{dF}{d\tau}\right)' + \frac{\partial Q}{\partial \tau}\right] - W_x\left(\frac{dX}{d\tau}\right)'\right\}$$
$$- \mu\left(\frac{dF}{d\tau}\right)', \tau \geq 0, \tau\left(\frac{dL}{d\tau}\right) = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial M} = \lambda W - \mu \leq 0, M \geq 0, M\,(\lambda W - \mu) = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial G} = \frac{\partial U}{\partial G} - \lambda P_g = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial L} = \frac{\partial U}{\partial L} - \mu = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = P_q Q[X(\tau), F(\tau), H, \tau, R, \theta] - W_x X' + WM' + A - P_g G = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \mu} = T - F(\tau) + M + L$$

Luego, a partir de la solución de las condiciones de Lagrange podemos encontrar el tiempo dedicado a las actividades agrícolas (F^*),la demanda de insumos (X^*), la producción agrícola (Q^*), la demanda por ocio (L^*), el tiempo dedicado a los mercados laborales (M^*) y el ingreso total (NI^*) óptimos.

$$F^* = F(W, W_x, P_q, H, \tau, R, \theta)$$

$$X^* = X(W, W_x, P_q, H, \tau, R, T, \theta)$$

$$Q^* = Q(W, W_x, P_q, H, \tau, R, \theta)$$

$$L^* = L(W, P_g, NI^*, H, \tau, R, T, \theta)$$

$$M^* = M\,(W, W_x, P_q, P_g, NI^*, H, \varphi, \tau, R, T, \theta)$$

$$NI^* = NI\,(W_x, P_q, P_g, A, H, \varphi, \tau, R, T, \theta)$$

Asimismo, a partir de las restricciones de Lagrange, se puede obtener la condición de adopción tecnológica óptima. Particularmente, esta puede expresarse de la siguiente manera:

$$P_q\left(\frac{dQ}{d\tau}\right) - W_x\left(\frac{dX}{d\tau}\right)' - P_g\left(\frac{U_L}{U_G}\right)\left(\frac{dF}{d\tau}\right)' \leq 0$$

El término $P_q\left(\frac{dQ}{d\tau}\right)$ hace referencia al beneficio marginal de la adopción tecnológica, mientras que el término $W_X\left(\frac{dX}{d\tau}\right)'$ es el costo marginal de la adopción;[3] por su parte, el término $P_g\left(\frac{U_L}{U_G}\right)\left(\frac{dF}{d\tau}\right)'$ puede ser interpretado como el costo marginal del trabajo agrícola generado por la adopción, valuada al ratio marginal de sustitución entre ocio y bienes de consumo.[4] De este modo, es evidente que la adopción dependerá del tamaño de la parcela θ, en tanto esta variable afecta directamente el beneficio marginal de la adopción tecnológica. Por su parte, el salario afectará al ratio marginal de sustitución entre ocio y bienes de consumo.

[3] Incluye los costos marginales de los insumos
[4] En caso de que la adopción tecnológica reduzca el tiempo dedicado a la labor agrícola, el costo puede ser negativo.

© FAO / Heinz Plenge

Capítulo 3

Datos y variables

3. DATOS Y VARIABLES

Los datos utilizados fueron tomados de tres fuentes: el IV Censo Nacional Agropecuario 2012 (CENAGRO 2012), el IV Censo Nacional Económico 2008 (CENEC 2008) y los censos nacionales del 2007 (XI de Población y VI de Vivienda, CPV 2007). En el trabajo se utilizaron solamente las unidades agropecuarias que se registraron como personas naturales. De esta manera, se deja fuera todo tipo de sociedad abierta o cerrada, las cooperativas agrarias, y las comunidades campesinas y nativas. Asimismo, aquellas unidades agropecuarias que no tenían tierras en el 2012 también fueron filtradas de la base de datos final. Luego de imponer estos filtros, la base resultante tenía 2 199 243 unidades, un número muy cercano al total de todas las unidades. Esta base se redujo a 2 192 737 observaciones luego de haber introducido las variables provenientes de fuentes distintas del CENAGRO 2012. Este es el total de unidades con el que se trabaja. Las estadísticas descriptivas y las descripciones de las variables que se utilizarán en los diversos modelos estimados se encuentran en la tabla 1 del anexo.

Capítulo 4
Metodología

4. METODOLOGÍA

Para poner a prueba la hipótesis planteada, se proponen dos tipos de estrategias empíricas. La primera tratará de estimar los efectos heterogéneos de la educación en la adopción tecnológica utilizando modelos de variables dependientes categóricas y realizando la estimación para distintos grupos de la población. Por su parte, la segunda busca evaluar el mecanismo planteado considerando las decisiones de adopción y de oferta laboral fuera de la parcela como simultáneas. En el proceso se pone énfasis especial en los efectos del capital humano, la infraestructura vial y los mercados laborales locales.

El primer modelo utilizado busca determinar cuál es el efecto sobre la adopción de tecnologías que presentan variables consideradas importantes en la literatura, como la educación, la infraestructura vial, los mercados laborales locales y otras. El modelo econométrico utilizado es el Generalized Ordered Logit (Fu 1998), también conocido como Partial Proportional Odds Model.

Son tres las razones por las cuales se considera que este modelo es el indicado. En primer lugar, para esta primera estimación se toma en cuenta una forma no convencional de medir la adopción tecnológica, la cual está naturalmente ligada a los modelos multinomiales ordenados.[5] En la estrategia utilizada se construyen una suerte de «canastas» tecnológicas, que reflejan la dificultad de adoptar los insumos de producción y las diversas prácticas agrícolas. Esto permite estimar el efecto de la educación sobre la probabilidad de adoptar tecnologías y prácticas cada vez más complejas de una manera intuitiva y general, en el sentido de que la estrategia no impone que se utilice un producto o tecnología específica en cada estimación.

Sin embargo, la construcción de canastas tecnológicas es un desafío per se. Particularmente, surgen preguntas del tipo ¿cómo saber qué tecnología es más compleja que otra? o ¿cuántas canastas tecnológicas deben tomarse en cuenta? Una aproximación inicial a la primera pregunta es, quizá, analizar la ubicuidad de una tecnología. Se podría pensar que, si una tecnología es muy compleja, probablemente solo unas cuantas unidades agropecuarias podrán adoptarla. Así, mientras menos unidades agropecuarias utilizan cierta tecnología, esta sería más compleja. Para el caso peruano, se construye el siguiente ranking de ubicuidad:

[5] Los modelos econométricos multinomiales son aquellos en los cuales la variable dependiente toma valores discretos y cada valor tomado representa una elección distinta. Si las distintas elecciones u opciones tienen un ordenamiento natural —como, por ejemplo, la severidad de una enfermedad o la complejidad de adopción—, se utilizan los modelos multinomiales ordenados.

Ubicuidad de las tecnologías agrarias			
1) Guano	8) Herbicida	15) Arado de hierro	22) Generador eléctrico
2) Uso de animales para labores agrícolas	9) Arado de palo	16) Fumigadora a motor	23) Riego por goteo
3) Fertilizantes	10) Chaquitaclla	17) Bote	24) Tractor de rueda
4) Insecticidas	11) Semillas certificadas	18) Camión	25) Trilladora
5) Riego por gravedad	12) Insecticidas no químicos	19) Energía eléctrica	26) Picadora de pasto
6) Fumigadora manual	13) Riego por aspersión	20) Motor para bombeo de agua	27) Cosechadora
7) Fungicidas	14) Molino	21) Bomba para pozo	28) Riego por exudación

Los resultados evidencian el principal problema de esta aproximación inicial. Existe la posibilidad de que una tecnología sea usada en pocas unidades agropecuarias debido a que es una tecnología poco productiva y los agricultores, en la medida de lo posible, están evitando utilizarla. Este podría ser el caso de la *chaquitaclla* (arado humano), que con un criterio de ubicuidad se ubica en el puesto 10 de «complejidad», lo que indica que es más «compleja» que otras tecnologías que, evidentemente, lo son más, como las fumigadoras manuales.

El problema que tenemos por delante es similar al que Haussman e Hidalgo (2014) enfrentan al intentar medir la complejidad de los diferentes productos que se intercambian en el comercio mundial. Los autores consideran que puede haber productos que solo son producidos por unos pocos países, pero ello no significa que sean complejos. Así, por ejemplo, solo unos cuantos países producen diamantes; sin embargo, eso no significa que dichas piedras preciosas sean complejas, sino que su limitada ubicación está relacionada con las dotaciones de recursos naturales. Por otro lado, solo unos cuantos países producen microchips y estos sí son artículos bastante complejos.

De este modo, los autores plantean que la ubicuidad de las exportaciones debe combinarse con la diversificación de la canasta exportadora de los países exportadores. La idea es que, si un producto es complejo, los pocos países que lo producen deben contar con una canasta diversificada, pues tienen los conocimientos para producir una gran variedad de bienes. En cambio, si los pocos países que exportan el producto presentan una canasta poco diversificada, entonces la producción del producto en cuestión se debe, probablemente, a la disponibilidad de un recurso en particular. Así, se debe «corregir» la ubicuidad de los productos por la diversificación de las canastas exportadoras. Sin embargo, siendo más estrictos, la diversificación también debe ser «corregida», pues es más valioso poseer una canasta diversificada de productos poco ubicuos que una canasta con el mismo nivel de diversificación, pero con productos muy ubicuos. De este modo, tomando en cuenta la necesidad de

estas «correcciones», los autores construyen un algoritmo iterativo para estimar la complejidad de los diferentes bienes. A partir de la complejidad de los bienes, estiman la complejidad de los países y luego predicen el crecimiento de estos, aunque esa es otra historia.

En todo caso, para fines de este artículo, utilizamos el algoritmo planteado por los autores, solo que, en lugar de utilizar países, se toman unidades agropecuarias; y en vez de productos, tecnologías agrarias. Los resultados de realizar este ejercicio son bastante intuitivos y resultan fundamentales para el desarrollo de esta investigación. Así, por ejemplo, el algoritmo soluciona el problema de la *chaquitaclla* ya señalado. Particularmente, se genera el siguiente ranking, de menos compleja a más compleja:

Complejidad de las tecnologías agrícolas			
1) Riego por gravedad	8) Fertilizantes	15) Fumigadora manual	22) Picadora de pasto
2) Arado de palo	9) Insecticidas no químicos	16) Camión	23) Energía eléctrica
3) Chaquitaclla	10) Insecticidas químicos	17) Cosechadora	24) Semillas certificadas
4) Uso de animales para labores agrícolas	11) Arado de hierro	18) Riego por exudación	25) Trilladora
5) Riego por aspersión	12) Fumigadora a motor	19) Bomba para pozo	26) Molino
6) Fungicidas	13) Riego por goteo	20) Motor para bombeo de agua	27) Generador eléctrico
7) Guano	14) Herbicida	21) Tractor	28) Bote

En cuanto al número de canastas, se decide de manera ad hoc que sean cuatro, con siete tecnologías cada una. La estrategia elegida tiene sus ventajas y sus desventajas. Para empezar, la estrategia —en la que se usa una amplia variedad de tecnologías— está inspirada en el hecho de que el censo agrario provee una vasta información acerca de las prácticas agrícolas y los insumos utilizados en la producción, la cual debe ser aprovechada al máximo. En segundo lugar, a diferencia de otros trabajos que se enfocan en uno o dos productos debido a las dificultades de medición, la estrategia seguida aquí permite tratar con un número indefinido de tecnologías simultáneamente, debido a que se basa en el concepto de complejidad de adopción. Por último, y sobre la base de lo mencionado anteriormente, el énfasis del trabajo no está puesto en estudiar la adopción o no de un producto específico, sino en si se adoptan tecnologías cada vez más complejas, con lo cual se trata la complejidad de manera abstracta.

La estrategia seguida permite, así, contemplar el panorama general y no lo que pasa con una tecnología específica. A diferencia de otros trabajos, no se presentan los problemas típicos que surgen al querer estimar el efecto de la educación sobre la probabilidad de adoptar un producto en específico. Por ejemplo, en dichos estudios,

¿un signo negativo en el coeficiente de la educación necesariamente significa que la educación «impide» la adopción tecnológica? ¿O el resultado se debe a que el producto en cuestión tiene ciertas características que, aunque son consideradas positivas por el investigador, son calificadas como negativas por los agricultores? Un claro ejemplo de esto puede verse en la discusión de Uematsu y Mishra (2010) acerca del efecto negativo de la educación sobre la adopción de cultivos genéticamente modificados. Por otra parte, la estrategia tiene como desventaja el tener que elegir ad hoc el número de grupos utilizados y su dependencia en el índice de complejidad. No obstante, es importante señalar que la selección del número de grupos se realizó para reducir el tiempo que demora estimar el modelo y porque, para poner a prueba la robustez de los resultados, se puede probar un mayor número de grupos. Asimismo, es posible utilizar otras metodologías, como la de los modelos Poisson, en los que no es necesario imponer un número específico de grupos.

En segundo lugar, el modelo *logit* ordenado es indicado debido a su conexión con la teoría y a su simplicidad. Este modelo permite modelar las decisiones de los individuos sobre distintas alternativas partiendo del principio de maximización de utilidad, el cual está detrás del modelo teórico presentado anteriormente. Además, el modelo es más simple e intuitivo que los modelos multinomiales típicos, debido a que considera el ordenamiento intrínseco de las distintas alternativas. El modelo es, de hecho, más parsimonioso debido a que la existencia del ordenamiento implica que solo hay una variable latente. Esto permite una estimación más eficiente en el sentido computacional.

En tercer lugar, en caso de no cumplirse el supuesto de riesgo proporcional, el modelo *logit* puede ser generalizado con el fin de permitir que una variable tenga un efecto diferenciado para cada alternativa —es decir, para cada nivel tecnológico—. Las tres razones mencionadas permiten utilizar el modelo para estimar el efecto de la educación y de otras variables importantes sobre la probabilidad de adoptar tecnologías más complejas teniendo en cuenta a) el ordenamiento intrínseco de los niveles o canastas tecnológicas, b) el hecho de que no se sabe *cuánto* más dificultoso es para una unidad agropecuaria adoptar un producto —solo se sabe que uno es más difícil que otro—, c) toda la información que es posible explotar del censo y de otras fuentes a nivel distrital, y d) que es una decisión racional de los trabajadores agropecuarios, quienes enfrentan el dilema entre asignar su tiempo a sus tierras o a otras actividades.

Como el objetivo es ahondar en los posibles efectos heterogéneos, esta primera estrategia de estimación no solo se realizará para el total de la población, sino por deciles formados de acuerdo con el tamaño de la superficie agrícola. En este sentido, se espera encontrar efectos muy distintos de la educación en cada nivel, con los deciles más bajos como los menos favorecidos por la educación al momento de adoptar nuevas tecnologías.

El modelo *logit* ordenado[6] parte de un modelo de variable índice (*index model*), el cual utiliza una variable que toma valores discretos para aproximar a alguna variable no observable —o latente—. En este modelo, una única variable latente es modelada como una combinación lineal de los regresores, a los cuales se les adiciona un término de error. Esto es lo que lo diferencia del modelo de regresión lineal clásico —en el que se modela la variable observada en vez de la latente— y de los modelos multinomiales que utilizan variables dependientes sin un orden explícito —en dichos casos, el logaritmo del *odds-ratio* es igual que la combinación lineal—. De acuerdo con lo mencionado, el modelo *logit* ordenado puede ser representado por las siguientes ecuaciones:

$$Y_i^* = x_i'\beta + u_i \qquad (1)$$

$$Y_i^* = j \text{ si } \alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j \qquad (2)$$

Donde y_i* es una variable latente —es decir, no observable— y continua, la cual puede ser interpretada como la capacidad de adoptar tecnologías más complejas por parte de la unidad agropecuaria; $y_i = j$ es la variable de adopción observable —en este caso, las canastas o niveles tecnológicos—, la cual toma el valor j de acuerdo con el nivel tecnológico en que se encuentre la unidad agropecuaria;[7] y α_j son umbrales o valores de «corte» para la variable latente, los cuales son estimados con el modelo y determinan el valor que toma la variable observable. Adicionalmente, $\alpha_o = -\infty$ y $\alpha_m = \infty$ son el primer y último valor de corte, respectivamente. En el modelo especificado, x_i' es un vector de variables explicativas cuyo efecto se desea ver. Específicamente, en el modelo se introducen el nivel de educación alcanzado por el jefe del hogar, el tiempo que tarda en llegar a la capital distrital desde la unidad agropecuaria, el salario promedio de los obreros permanentes y eventuales en el distrito, la tasa de empleo en el distrito, una variable que indica si el jefe deja de trabajar en su parcela por conseguir otros ingresos, la tenencia de título, el acceso al crédito, la edad del productor, el porcentaje de personas que han alcanzado el nivel secundario de educación en el distrito y la superficie de la parcela. Asimismo, se incluyen, según el caso, algunas variables de control e interacciones entre las variables mencionadas.

A diferencia de los modelos multinomiales sin un orden en la variable dependiente, los coeficientes del modelo *logit* ordenado sí tienen una interpretación útil. Como puede verse en la ecuación (1), los coeficientes estimados (β) pueden ser interpretados como el efecto marginal que tienen las variables explicativas —que están en el vector x'— sobre la variable latente (y_i*), la cual, como se ha mencionado, puede ser considerada como la capacidad que tienen las unidades agropecuarias para adoptar tecnologías complejas. Como es usual en los modelos con variables dependientes discretas, la variable latente no es de interés —solo es útil para el propósito de

[6] A continuación, se presenta el modelo *logit* ordenado simple y no el modelo generalizado. Esto se hace por motivos estrictamente expositivos. El modelo generalizado parte del presentado y no asume que los coeficientes de cada covariable son los mismos por cada opción o nivel.
[7] En este caso, j={1,2,3,4}.

especificar y estimar el modelo—, por lo cual la magnitud del efecto marginal no es de gran importancia. No obstante, el signo que tienen los coeficientes estimados sí es informativo debido a que indican que las variables explicativas fomentan —de ser positivas— o inhiben —de ser negativas— la adopción de tecnologías más complejas.

Aunque los coeficientes estimados son adecuados para el objetivo de identificar efectos heterogéneos de la educación y otras variables sobre la adopción de tecnologías más complejas, es posible, también, estimar el efecto marginal de las variables explicativas sobre la probabilidad de adoptar tecnologías más complejas. En el modelo *logit* ordenado, la probabilidad de que un productor tenga una canasta o nivel tecnológico igual a j es igual que la probabilidad de que la variable latente y_i^* del individuo se encuentre entre los puntos de corte α_{j-1} y α_j. Esto es:

$$Pr[y_i = j] = F(\alpha_j - x_i'\beta) - F(\alpha_{j-1} - x_i'\beta) \qquad (3)$$

Donde $F(.)$ es una función de distribución acumulada, en este caso, de distribución logística.[8] El efecto marginal se puede calcular derivando la ecuación (3) por alguna variable explicativa del vector x_i'. De esta manera, se obtiene la siguiente expresión para el cambio en la probabilidad de elegir una opción j cuando la variable x_{ik} varía en una cantidad muy pequeña:

$$\frac{dPr[y_i = j]}{dx_{ik}} = -[F'(\alpha_j - x_i'\beta) - F'(\alpha_{j-1} - x_i'\beta)]\beta_{ik} \qquad (4)$$

Donde $F'(.)$ es la derivada de la función de distribución acumulada logística. En esta ecuación, el componente entre corchetes puede ser positivo o negativo, lo cual dependerá del valor tomado por j. Es importante notar que de la ecuación (4) se puede obtener hasta cuatro efectos marginales —uno por cada valor tomado por el índice j—. En general, se cumple que, para valores altos de j, el signo del efecto marginal es el mismo que el del coeficiente estimado β_k.

A lo largo de la investigación, el vínculo entre adopción tecnológica y el grupo de variables explicativas se identifica utilizando los coeficientes y efectos marginales estimados, enfatizando el papel de la educación, los mercados laborales locales y la infraestructura. Adicionalmente, se realizan las estimaciones por grupos de productores agrícolas, separándolos por deciles de superficie agrícola siguiendo lo realizado por Uematsu y Mishra (2010), quienes señalan que los productores con parcelas más pequeñas pueden ser más dependientes de ingresos que provienen de afuera. La estrategia es complementada con una estimación en la que se utiliza toda la muestra y se introducen interacciones entre el nivel de educación alcanzado

[8] La función también podría corresponder a la distribución normal o gaussiana, como se verá más adelante. En ese caso, se tendría un modelo probit ordenado.

y variables *dummy* que indican el decil al cual pertenecen los productores. De hecho, esta última es la especificación utilizada por Uematsu y Mishra (2010), con la diferencia de que ellos usan quintiles en lugar de deciles.[9]

La segunda estrategia empírica utilizada indaga en las interrelaciones entre las decisiones de adopción tecnológica y de trabajar fuera de la parcela, así como en el mecanismo planteado que explica la relación encontrada en la primera parte. De este modo, en la segunda parte se especifican dos ecuaciones econométricas para la decisión de adopción y la decisión de oferta laboral, y se estiman ambas teniendo en cuenta que son decisiones simultáneas e interrelacionadas. Así, el objetivo es estimar los efectos de la educación, de los mercados laborales locales y de la mayor conectividad —que resulta de las mejoras en infraestructura— sobre la probabilidad de adoptar tecnologías más complejas y ofrecer mano de obra fuera de la parcela.

El modelo econométrico propuesto en este caso es el modelo *probit* ordenado bivariado[10] (Bivariate Ordered Probit). La utilización de este modelo está inspirada en las estrategias empíricas de Fernández-Cornejo y otros (2005), quienes usan un modelo *probit* bivariado, y Uematsu y Mishra (2010), quienes estiman un modelo de ecuaciones simultáneas con variables dependientes limitadas (Simultaneous Equation Tobit). Sin embargo, debido a que la naturaleza de las variables dependientes de este estudio es distinta de la de los trabajos mencionados, se ha optado por el modelo bivariado y ordenado, el cual conserva el espíritu de las estrategias de estos autores y toma en cuenta de manera adecuada la particular naturaleza de las variables dependientes. Específicamente, en Fernández-Cornejo y otros (2005)[11] las variables de adopción tecnológica y oferta laboral son dicotómicas —es decir, solo toman dos valores posibles—, mientras que en Uematsu y Mishra (2010) la adopción es dicotómica y la oferta laboral, una variable continua. Ello se debe a que estos últimos autores cuentan con información acerca del número de horas que se trabaja fuera de la parcela y no solo de la decisión de hacerlo, como en Fernández-Cornejo y otros (2005). En este trabajo, se utiliza una variable dependiente ordenada —el nivel tecnológico que tiene la unidad agropecuaria— y otra dicotómica —la oferta laboral fuera de la parcela—. La naturaleza de estas dos variables en conjunto sugiere que el modelo más indicado es el *probit* ordenado bivariado.[12]

El modelo *probit* ordenado bivariado no solo es indicado porque tiene en cuenta la naturaleza de las variables dependientes en conjunto, sino que también permite estimar los parámetros de interés tomando en cuenta que las decisiones de adopción y oferta laboral están relacionadas. Ello se puede realizar de dos maneras con este

[9] En el trabajo de los autores mencionados, estos solo contaban con 4676 observaciones. No obstante, la utilización del censo agrario permite contar con aproximadamente 2 millones de observaciones.

[10] A diferencia de la primera etapa, en la que se usa un modelo *logit*, aquí se utiliza un modelo *probit* debido a que es el único factible hasta el momento (Greene y Hensher 2009).

[11] Es preferible tener acceso a información acerca del número de horas, porque puede evaluarse el efecto sobre la oferta laboral en el margen intensivo —es decir, en cómo es afectada la cantidad de horas asignadas— y en el margen extensivo —es decir, la mera decisión de trabajar fuera de la parcela—. Sin embargo, la información provista por el censo agrario solo permite evaluar el efecto en el margen extensivo.

[12] Debido al detalle de que solo una variable es ordenada, Greene y Hensher (2009) llaman a este modelo Semi-Ordered Bivariate Probit Model. Esta característica no tiene ninguna consecuencia en la función de verosimilitud ni en la estimación (Greene y Hensher 2009: 225).

modelo: mediante la especificación de a) un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (*seemingly unrelated regression*) y b) de un sistema de ecuaciones simultáneas. La primera forma fue utilizada en el trabajo de Fernández-Cornejo y otros (2005), mientras que la segunda, en el de Uematsu y Mishra (2010). En general, ambas estrategias solo se diferencian en que la segunda introduce la variable dependiente de una ecuación como explicativa en el resto de ecuaciones. De esta manera, la relación entre las decisiones de adopción y oferta laboral no solo están relacionadas mediante los términos de error —como en el sistema de ecuaciones *aparentemente no relacionadas*—, sino que la decisión de oferta laboral puede afectar directamente la decisión de adopción, y viceversa. Para realizar este tipo de estimación es necesario cumplir ciertas restricciones de exclusión para que los parámetros del modelo estén identificados.

Para estimar y poner a prueba el mecanismo mencionado, se analizará de manera especial el modelo *probit* ordenado bivariado con ecuaciones *aparentemente no relacionadas*, y no se pondrá mucho énfasis en el modelo de ecuaciones simultáneas. La razón es que el segundo modelo no es el más adecuado ni para analizar el mecanismo ni para tener en cuenta el *trade-off* entre el tiempo asignado a trabajar fuera de las parcelas y el dedicado al trabajo agropecuario —y, por tanto, a la adopción—. Lo inapropiado de este modelo se debe a que la decisión de trabajar en las parcelas o fuera de ellas las realiza el mismo individuo, de tal manera que introducir, por ejemplo, la participación en actividades externas dentro de la ecuación de adopción significaría que los efectos del resto de variables exógenas no tomen en cuenta los posibles ajustes que se producen en la decisión de participar y que luego terminan afectando la adopción tecnológica. Asimismo, las condiciones de Kuhn-Tucker presentadas en secciones anteriores, las cuales se derivan del problema de maximización del productor, muestran que el modelo econométrico no debería ser especificado como uno de ecuaciones simultáneas.[13]

Como se ha dicho, en el trabajo se estiman varios modelos *probit* ordenado bivariado que utilizan las dos formas mencionadas, aunque se privilegia la primera. Estos modelos son considerados estructurales en el sentido de que la especificación está directamente influenciada por el modelo teórico presentado y debido a que se estima un sistema de ecuaciones y no cada ecuación de manera independiente. En particular, las ecuaciones del modelo provienen de las condiciones de Kuhn-Tucker del problema de optimización de la unidad agropecuaria, las cuales son linealizadas y se les adiciona un término de error. Algunas aplicaciones previas de este modelo pueden encontrarse en Armstrong y McVicar (2000), y McVicar y McKee (2002), quienes estudian la relación entre logro educativo y oferta laboral en trabajos de medio tiempo. A continuación, se pasa a presentar los detalles del modelo.

El modelo probit ordenado bivariado comprende dos ecuaciones para dos variables latentes distintas. La primera es para la decisión de adopción tecnológica; y la segunda, para la decisión de trabajar fuera de la parcela. Los términos de error de las ecuaciones están conjuntamente distribuidos con una distribución normal bivariada.

[13] Véase también Fernández-Cornejo y otros (2005: 552-554).

La diferencia entre este modelo y estimar dos modelos *probit* univariados por separado es que este segundo modelo asume que no hay relación entre la decisión de adopción tecnológica y la de oferta laboral. Por su parte, el modelo bivariado permite que las ecuaciones estén enlazadas mediante la correlación entre los términos de error. De esta manera, se puede ver el modelo bivariado como una generalización de la estimación de cada ecuación por separado, lo cual es un caso específico que se produce cuando la correlación entre los errores de dichas ecuaciones es igual a 0. Sobre la base de lo mencionado, el modelo bivariado permite poner a prueba de manera sencilla la hipótesis de que las ecuaciones son independientes.

El modelo descrito hasta el momento es uno de ecuaciones *aparentemente no relacionadas*, ya que hasta el momento solo se ha asumido que la relación entre las dos decisiones se produce exclusivamente mediante el término de error. Así, el modelo planteado se puede describir de la siguiente manera:

$$Y_1^* = x'\beta + e_i \qquad (4)$$

$$Y_2^* = x'y + e_2 \qquad (5)$$

Donde y_1* e y_2* son dos variables latentes asociadas a las decisiones de adopción (y_1) y de oferta laboral externa (y_2); x' y z' son un grupo de variables que explican las decisiones mencionadas; β e γ son los efectos marginales de las variables explicativas, los cuales serán estimados; y e_1 y e_2 son términos de error distribuidos de manera conjunta como una normal con correlación ρ. Es decir, los errores se distribuyen de la siguiente manera:

$$\left(\begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \end{bmatrix} \mid x' \; z'\right) \sim N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right] \qquad (6)$$

La estimación del modelo econométrico se realiza mediante el método de máxima verosimilitud, y las varianzas estimadas tienen en cuenta la posible correlación entre las unidades agropecuarias al interior de una provincia. La función de verosimilitud necesaria para la estimación se obtiene de la distribución normal bivariada de los errores. La dificultad más grande para estimar el modelo es que se requiere calcular integrales múltiples de la función de probabilidad normal, lo cual puede ser computacionalmente costoso y, en ocasiones, irrealizable. No obstante, Sajaia (2008) ha desarrollado un algoritmo de máxima verosimilitud con información completa que permite estimar este tipo de modelos.

Por otra parte, el modelo econométrico presentado en (4) y (5) permite incluir en una ecuación las variables latentes y/u observadas de otras ecuaciones como explicativas. Al hacerlo, se obtiene un sistema de ecuaciones simultáneas, en el

que las ecuaciones no solo están ligadas mediante el término de error, sino que las decisiones tomadas pueden afectar de manera directa a otras variables endógenas. Siguiendo una especificación similar que la de Uematsu y Mishra (2010),[14] el modelo econométrico planteado es el siguiente:

$$Y_1^* = \delta y_2^* + x'\beta + e_1 \qquad (7)$$

$$Y_2^* = x'y + e_2 \qquad (8)$$

Este modelo es conocido como el modelo de ecuaciones simultáneas *probit* ordenado. En este caso, δ es el efecto que tiene la oferta laboral externa en la variable latente asociada a la adopción tecnológica. Asimismo, los parámetros del modelo descrito por las ecuaciones (7) y (8) están identificados siempre que algún elemento en el vector x' no esté incluido en el vector z'. El modelo será estimado utilizando el algoritmo de máxima verosimilitud con información completa de Sajaia (2008). No obstante, como ya se ha dicho, el modelo no se aproxima correctamente al objetivo del trabajo debido a que quien toma ambas decisiones es el productor. Siendo más específicos, estimar un sistema como (7)-(8) implicaría que, al calcularse el efecto de una de las variables incluidas en el vector x', se mantendría constante la variable de oferta laboral (y_2*). Es decir, el mismo modelo impide que haya ajustes entre las decisiones de ofrecer trabajo fuera de la parcela y adoptar tecnologías. Efectos como estos no son relevantes para poner a prueba la hipótesis planteada.[15]

[14] Como se mencionó, la diferencia es que estos autores estiman un modelo de ecuaciones simultáneas *tobit* debido a que cuentan con información de horas trabajadas fuera de la parcela. La diferencia con la estrategia empírica de esta investigación es que aquí se utiliza una variable binaria que indica si se trabaja o no fuera de la parcela.

[15] Sin embargo, cuando se busque evaluar el *trade-off* entre las dos decisiones, el modelo *logit* ordenado de la primera etapa sí es el adecuado.

© FAO

Capítulo 5
Resultados

5. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de las dos estrategias mencionadas en la metodología. En cuanto a la primera, las estimaciones del modelo *logit* ordenado se encuentran en las tablas 2 y 3 del anexo. La primera columna de la tabla 2 contiene los resultados de estimar (1) incluyendo como variables explicativas el nivel educativo alcanzado por el productor (*educ*); el salario distrital promedio de obreros permanentes (*obre_perm*) y eventuales (*obre_event*); las horas que le toma al productor llegar a la capital distrital (*horas*); la tasa de empleo del distrito (*empleo*); una variable que indica si el productor agropecuario deja su tierra para conseguir otros ingresos (*d_trab*); un indicador de que la unidad agropecuaria cuenta con el título de propiedad de al menos una parcela (*titulo*); un indicador acerca de si la unidad accedió al crédito (*credito*); edad y edad al cuadrado del productor; el porcentaje de personas que han alcanzado secundaria en el distrito (secundaria); la superficie total de parcelas y chacras que conduce[16] (*superficie*); y una variable que indica que la unidad agropecuaria ha recibido capacitación, asistencia técnica o asesoría empresarial (*capa*). En la segunda columna se agrega una variable que representa la interacción entre superficie y educación, mientras que en la tercera se elimina dicha variable y se introducen nueve variables *dummy* que indican a qué decil —de acuerdo con el tamaño de superficie— pertenece cada unidad agropecuaria,[17] y nueve interacciones entre las variables *dummy* mencionadas y el nivel educativo alcanzado. En ambos casos, la categoría base es el quinto decil. Por su parte, en la tabla 3 se observan 10 columnas de estimaciones, cada una para un decil distinto de acuerdo con la superficie que trabajan las unidades.

Los resultados presentados en la primera columna de la tabla 2 muestran los coeficientes estimados de la ecuación (1), por lo cual pueden ser interpretados como el efecto marginal de las variables explicativas sobre la variable latente de adopción tecnológica. Asimismo, se muestran los errores estándar entre paréntesis y la significancia de los coeficientes. Como puede observarse, la educación, que es nuestra medida predilecta de capital humano, tiene un efecto positivo y significativo sobre la adopción tecnológica, como se podía esperar de acuerdo con la teoría económica tradicional, que señala que los agricultores con mayor nivel de educación poseen una mayor capacidad analítica y el conocimiento necesario para implementar nuevas tecnologías y lograr los beneficios esperados (Uematsu y Mishra 2010). Estas ventajas, combinadas con el hecho de tener acceso a información útil para la producción, llevarían a que los productores más educados tomen decisiones de adopción eficientes. Por su parte, la edad, que es una variable que se aproxima en cierta medida a la experiencia acumulada a lo largo de los años por el productor agropecuario, tiene, asimismo, un efecto positivo y significativo —aunque de menor magnitud— sobre la adopción tecnológica. Sin embargo, el efecto positivo también muestra ser decreciente con la edad, puesto que el coeficiente de la edad al cuadrado (*edad_sq*) muestra un signo negativo y significativo. La otra variable relacionada con el capital humano —el haber recibido capacitación, asistencia o asesoría— también exhibe un efecto positivo y significativo.

[16] Estas son medidas en hectáreas.

[17] Por motivos de espacio, no se muestran los coeficientes estimados para cada una de estas variables indicadoras. Asimismo, tampoco se muestran las tres constantes de corte entre niveles (véase la ecuación 2).

Otro resultado importante es que la variable *horas* —que mide las horas que le toma al productor llegar a la capital distrital desde su unidad agropecuaria— tiene un efecto negativo y significativo sobre la adopción. Esta variable, utilizada como una medida del grado de conectividad de los productores con los centros poblados importantes de la región,[18] muestra el signo que se esperaba de acuerdo con lo mencionado en las secciones anteriores: mientras mayor sea la desconexión de los productores, menor será su capacidad para adoptar nuevas y más avanzadas técnicas productivas. De esta manera, cualquier esfuerzo gubernamental por mejorar la infraestructura y la conectividad resultará en una mayor adopción tecnológica, con sus respectivas consecuencias sobre la productividad y el bienestar de los productores. Es importante notar que este efecto es de una magnitud importante, aun cuando se mantiene constante el efecto que ejercen los mercados laborales locales.

En cuanto a la presión que ejercen dichos mercados laborales, se han introducido tres variables que, en teoría, pueden capturar dichos efectos. Las variables son los salarios distritales promedio de los obreros permanentes y eventuales, y la tasa de empleo del distrito. No obstante, ninguna de las tres variables incluidas es significativa. Asimismo, los coeficientes estimados para estas variables son muy pequeños, cercanos a cero. Aparentemente, estos resultados sugieren que los mercados laborales locales no tienen ningún efecto sobre la oferta laboral fuera de la parcela —y por tanto sobre la adopción—, e incluso que tienen un efecto contrario al esperado.[19] No obstante, es importante señalar que la calidad de las variables no es la mejor posible. Para empezar, solo se cuenta con datos a nivel agregado (distrito) y no a nivel individual, como el resto. Asimismo, los datos de salarios distritales fueron obtenidos del IV Censo Nacional Económico 2008, en el cual abundan las no respuestas. De esta manera, a la gran mayoría de unidades agropecuarias se les ha asignado un salario promedio igual a cero debido a que no existía esta información a nivel distrital.[20] Dicho esto, no es extraño observar que los coeficientes de estas variables son muy cercanos a cero debido al conocido resultado de que la existencia de error de medición en una variable genera un sesgo en el coeficiente estimado hacia el cero (Greene 2011: 239-241).

Para saber en qué medida son afectados los coeficientes por la gran cantidad de ceros, la columna (7) de la tabla 2 del anexo muestra los resultados de estimar el mismo modelo restringido a aquellas observaciones para las cuales sí se tiene información. En general, los resultados no son muy distintos de los de la primera columna, con la excepción de que el coeficiente para la variable de educación es ahora mayor y que el salario de los obreros eventuales y la tasa de empleo tienen ahora un efecto negativo sobre la adopción —aunque solo el del primero es significativo—. Estos resultados son más cercanos de lo esperado, principalmente porque es el salario

[18] Aunque inicialmente se pensó utilizar la distancia entre los distritos y la capital provincial, se decidió incluir esta variable debido a que una medida que refleje de manera acertada la conectividad rural debe hacer referencia al tiempo transcurrido y no a la mera distancia que ha de recorrerse.

[19] Otra explicación, resaltada por varios autores, es que los ingresos provenientes de afuera brindan mayor flexibilidad financiera a los agricultores y, por tanto, mayor capacidad para adoptar nuevas técnicas.

[20] De las 2 192 737 observaciones con las que se trabaja, a 1 515 319 se les ha asignado un salario permanente igual a 0; y a 1 531 317, un salario eventual igual a 0. Esto significa que el CENEC carecía de información acerca de los salarios para aproximadamente el 75% de las observaciones.

de los obreros *eventuales* —y no el de los permanentes— el que tiene el efecto negativo y significativo sobre la adopción. Este hecho favorece la hipótesis de que el dinamismo de los mercados laborales locales está atrayendo a los productores, lo cual repercute en su asignación de tiempo dentro y fuera de la parcela, así como en la importancia que le dan a la adopción de tecnologías más complejas. No obstante, los resultados deberían ser tomados con pinzas debido a que, para la estimación, solo se utiliza el 25% de las observaciones: 534 348 unidades agropecuarias. Por otra parte, es de destacar que la variable que indica si el individuo deja la parcela para trabajar en otras actividades (*d_trab*) tiene un efecto positivo en la adopción con la muestra completa y utilizando el 25% de las observaciones. Este resultado es sorpresivo, pues se esperaría que la decisión de ofrecer mano de obra tuviera un efecto negativo. Sin embargo, debe notarse que, en el segundo caso, el efecto no es significativo.

Las variables que muestran tener el efecto de mayor magnitud son la tenencia de título de propiedad y el acceso al crédito. Estas variables, consideradas controles importantes para estimar el efecto de la educación, la conectividad y los mercados locales, muestran que la seguridad de tenencia es un factor importante a la hora de acceder a tecnologías más complejas; asimismo, que las unidades agropecuarias que adoptan con mayor intensidad son aquellas cuyos conductores pueden acceder a un crédito y están dispuestas a hacerlo en vista de los beneficios esperados.

Por otro lado, el porcentaje de personas que han alcanzado el nivel secundario en el distrito y la superficie bajo control de los productores no tienen un efecto significativo en esta especificación. En el primer caso, se esperaba que altos niveles educativos en el distrito influyeran sobre la capacidad de adoptar de los productores, ya sea por externalidades o porque comparten conocimientos entre ellos. En el segundo, como se ha mencionado, se esperaba que las unidades agropecuarias con superficies más grandes tuvieran un mayor compromiso con su producción agrícola y un mayor costo de oportunidad al trabajar fuera de sus parcelas, lo cual tendría repercusiones positivas en su decisión de adoptar. Sin embargo, los niveles educativos distritales no tienen efecto significativo sobre la adopción, mientras que la superficie tiene un efecto negativo y no significativo.[21]

El efecto poco intuitivo y no significativo de la superficie agrícola puede ser entendido de una manera más adecuada cuando se considera que este es el efecto «puro» de la superficie, mientras que el mecanismo mencionado en las secciones anteriores se refiere a que el efecto de la educación es variable de acuerdo con el tamaño de las parcelas del productor. En la columna 1 de la tabla 2 se presenta el efecto de la superficie cuando se mantienen constantes los niveles educativos, así como el resto de variables. No obstante, para mostrar que los efectos de la educación y de la superficie dependen uno del otro, es necesario incluir uno o más términos de interacción, según sea el caso.[22] Así, para aproximarse al hipotético efecto

[21] Esto podría ser explicado por el hecho de que muchas de las unidades agropecuarias de mayor extensión son pecuarias y, por lo tanto, de baja productividad y adopción tecnológica.

[22] Al incluir términos de interacción se está asumiendo que el efecto marginal total de la educación depende de la superficie, de manera que $\beta_{edu}{}^{*}=\beta_{edu}+\beta_{sup*educ}$ sup.

heterogéneo de la educación, en la columna 2 se muestran los resultados de incluir la interacción entre educación y superficie agrícola en el modelo. En este caso, aunque la superficie sigue teniendo un efecto negativo, este se hace menos negativo cuando los niveles de educación son mayores. Por su parte, el efecto de la educación es mayor mientras más grande sea la superficie bajo control del productor.

Aparentemente, estos resultados apoyan la tesis de que la educación tiene un efecto heterogéneo según el tamaño de las parcelas, lo cual, como se ha dicho, es de esperar debido a que los productores agropecuarios con mayor cantidad de tierras tienen un mayor costo de oportunidad al trabajar fuera de sus parcelas, puesto que el trabajo dentro de ellas es el más atractivo. Además, los productores con menor superficie de tierras son quienes tienen una mayor probabilidad de trabajar fuera de ellas y de ser más dependientes de los ingresos provenientes de dichas actividades externas. Así, un incremento en el nivel educativo ejerce un efecto más fuerte cuando la parcela es grande que cuando esta es pequeña. No obstante, el signo del coeficiente de la interacción entre las variables no es distinto de cero en términos estadísticos, por lo cual sería erróneo utilizar esta estimación como prueba de los efectos heterogéneos.

Este resultado puede ser fácilmente explicado si se tiene en cuenta que la variable de interacción no ha sido correctamente especificada. Como se mencionó al principio, los productores que poseen tierras más pequeñas tienen un menor costo de oportunidad y, eventualmente, mayor dependencia de ingresos externos.[23] Así, los incrementos en el nivel educativo proporcionan a estas personas mayores incentivos para ofrecer su fuerza laboral fuera de sus tierras, debido a que el salario esperado y sus perspectivas de empleo son también mayores. Por su parte, los productores que cuentan con tierras más extensas tienen mayores costos de oportunidad y están más comprometidos con su producción agropecuaria, lo cual redunda en una menor probabilidad de buscar trabajo afuera. Así, los menores niveles educativos desincentivan aún más la oferta laboral de estos productores. En este punto, ya es evidente por qué se dice que la variable de interacción está incorrectamente especificada: la superficie y la educación no son «sustitutos perfectos» si se quiere dar cuenta del mecanismo señalado. Es decir, el efecto que causa un alto grado de educación combinado con una superficie pequeña no es el mismo que cuando se combinan una gran superficie y un productor con poca educación. De hecho, de acuerdo con el argumento planteado, en el primer caso se esperaría el efecto positivo más grande, entre todos los posibles, sobre la probabilidad de ofrecer mano de obra afuera,[24] mientras que en el segundo se esperaría el menor efecto sobre dicha oferta laboral. Es decir, ambos casos, que en términos del valor de la variable son similares o iguales, en términos de interpretación son totalmente antagónicos.

En vista de que la variable de interacción incluida no está correctamente delimitada, se ha optado por dos estrategias. En primer lugar, se estimó el modelo original incluyendo nueve *dummy* que señalan a que decil de la distribución de la superficie

[23] Además, como mencionan Fernández-Cornejo y otros (2005: 561), debido a la falta de economías de escala en las unidades pequeñas, las familias tienen más probabilidades de obtener ingresos más altos fuera de sus parcelas.
[24] Y, por tanto, el más negativo sobre la adopción.

pertenece cada unidad agropecuaria, y nueve interacciones entre dichas *dummy* y el nivel educativo del productor.[25] En segundo lugar, se estimó el modelo de la primera columna sobre 10 muestras formadas de acuerdo con el decil al que pertenece cada unidad agropecuaria. Estas dos estrategias permiten una estimación más adecuada de los efectos heterogéneos debido a que no asumen que el efecto de la superficie sobre el efecto de la educación es siempre constante.[26] Así, cuando se especificó el modelo de la segunda columna de la tabla 2 se obligaba implícitamente a que el efecto fuera constante, sin importar si el aumento se producía cuando el productor contaba con una unidad muy pequeña o muy grande.[27] Los resultados de esta nueva especificación se encuentran en la tercera columna. En esta ya no se asume un efecto constante de la superficie, sino que se permite que el modelo y los datos determinen si el efecto es distinto o no de acuerdo con el tamaño de la unidad.[28] Estos datos se aproximan mejor a lo expuesto anteriormente, debido a que se toma en cuenta que la combinación de una alta educación del productor con una parcela de tamaño pequeño no es la misma que cuando este cuenta con una gran extensión de tierras y escasa educación.

Por todo lo mencionado, los resultados de estas especificaciones son considerados los más importantes en esta primera parte del trabajo. En especial, los resultados de la tercera columna de la tabla 2 del anexo, y no tanto los de la tabla 3, debido a que estos permiten poner a prueba, de manera muy simple, si los efectos heterogéneos capturados son importantes estadísticamente. Como se puede observar en la tercera columna, el coeficiente de la educación para el quinto decil es igual a 0,142, el cual es significativo al 1%. En comparación con esta categoría, las unidades agropecuarias con las menores superficies (primer decil) tienen un efecto de la educación que es menor en 0,108. Este coeficiente también es significativo al 1%. El resultado obtenido, de acuerdo con lo indicado en secciones anteriores, era esperable debido a que los productores con menos tierras y mayor educación son los más propensos a dejarlas cuando surgen opciones laborales externas. Sin embargo, el efecto total de la educación sigue siendo positivo para este grupo, ya que es igual a 0,034.[29] Esto no contradice la hipótesis planteada previamente; en realidad, solo se ha encontrado que el efecto típico del capital humano sobre la adopción domina el mecanismo descrito.

Al analizar el resto de los coeficientes de las interacciones, queda claro que existen diferencias importantes en el efecto de la educación según el tamaño de la superficie bajo control. En el segundo y tercer decil se observan efectos menores que los de la categoría base, aunque estos son no significativos. Para el cuarto decil se observa un efecto positivo, aunque no significativo. Por encima del quinto decil se encuentran

[25] En ambos casos, la categoría base es el quinto decil: aquellos productores que están entre el 41% y el 50% en términos del tamaño de las parcelas que poseen.

[26] A diferencia de la segunda columna, ahora el efecto marginal total de la educación —en el modelo con *dummy* e interacciones— es $\beta^*_{edu}=\beta_{edu}+\beta_1 D_1+\beta_2 D_2+\beta_3 D_3+\beta_4 D_4+\beta_6 D_6 +\beta_7 D_7+\beta_8 D_8+\beta_9 D_9+\beta_{10} D_{10}$. Donde los D_i son las *dummy* que indican a qué decil pertenece cada unidad agropecuaria. En este caso, β_{edu} es el efecto de la educación para el quinto decil.

[27] En efecto, si la unidad agropecuaria tiene una hectárea, el efecto sobre el coeficiente de educación es de 0,0005 (1*0,0005); y si tiene cinco hectáreas, es de 0,0025 (5*0,0005). A diferencia de esto, con la especificación de la tercera columna se puede ver que el efecto de tener una hectárea es distinto del de tener cinco.

[28] Asimismo, se pone a prueba si los efectos son distintos en el sentido estadístico.

[29] Esto es, el coeficiente del decil 5 menos el coeficiente de la interacción entre la *dummy* del primer decil y la educación (0,142 – 0,108 = 0,034).

ligeros efectos positivos en el sexto, séptimo y octavo decil, aunque solo el del sexto es significativo al 5%. Finalmente, el noveno y el décimo decil tienen efectos que son aproximadamente mayores en 0,13; es decir, duplican el efecto que tiene la educación en el quinto decil. Estos últimos coeficientes son muy significativos y no muestran grandes cambios cuando se introduce dentro del mismo modelo la interacción entre educación y superficie[30] (columna 4 de la tabla 2).

Los resultados presentados muestran lo heterogénea que puede ser la influencia de la educación en la adopción tecnológica. Para empezar, mientras menos superficie se controle —en relación con el quinto decil—, la educación tiene menores efectos. Los coeficientes de la educación tienden a ser muy similares en los deciles intermedios, mientras que en los deciles más altos se encuentran efectos muy elevados. Por otra parte, la diferencia que existe entre el primer decil y los más altos es de aproximadamente 0,24, lo cual destaca los grandes contrastes que existen entre estos dos grupos. Si comparamos estas diferencias en términos de cómo se ve afectada la probabilidad de tener el nivel tecnológico menos elevado cuando aumenta el nivel educativo, se encuentra que el efecto marginal sobre dicha probabilidad es igual a -3,6 puntos porcentuales para el quinto decil, mientras que para el primer decil es de -0,85 puntos porcentuales; y para el décimo, de -6,7 puntos porcentuales.[31] Es decir, la pertenencia a deciles más altos hace que la educación tenga un mayor efecto en impedir que se cuente con los niveles tecnológicos menos complejos.[32]

Al observar los resultados de la tabla 3 del anexo se encuentra un panorama similar. El efecto de la educación sobre la adopción se incrementa monotónicamente con el decil en el que fue calculado dicho efecto. Adicionalmente, la educación no tiene un coeficiente significativo en el primer decil, al igual que el haber recibido capacitación, asistencia o asesoría —cuyo efecto también se incrementa con el decil—. Otra evidencia en favor del mecanismo planteado es que, en el primer decil, la superficie tiene un fuerte efecto positivo y significativo sobre la adopción, lo cual está en armonía con el argumento de que una mayor cantidad de tierras bajo control incrementa el costo de oportunidad y el compromiso de los productores.

En síntesis, los resultados obtenidos en esta primera estrategia dan soporte a la hipótesis planteada a pesar de los problemas encontrados. En primer lugar, es evidente la existencia de efectos muy heterogéneos de la educación de acuerdo con el tamaño de las unidades agropecuarias. Mostrar esto era el principal objetivo de la primera estrategia descrita en la metodología. En segundo lugar, se encuentra evidencia similar para el hecho de haber recibido capacitación, la cual es otra aproximación al capital humano. No obstante, el efecto de esta variable es altamente dependiente del nivel de educación alcanzado. En tercer lugar, en lo que respecta al mecanismo ensayado, se tiene evidencia mixta. Las variables que pretendían recoger el efecto de los mercados locales no tenían los signos correctos y no eran

[30] En general, los resultados de la tercera columna no se ven afectados por esta inclusión y el mismo coeficiente de esta variable no es significativo en los niveles estándar.
[31] Los efectos marginales son calculados sobre la base de la función descrita en (4), la cual es evaluada en la media de los regresores.
[32] Aquí se están destacando las diferencias más resaltantes. Si en vez de ello se utilizará la probabilidad de tener el nivel más complejo, resultaría que la educación la incrementa en 0,18, 0,04 y 0,34 puntos porcentuales para el quinto, primer y décimo decil, respectivamente.

significativas. Mucho de ello es explicado por los problemas de medición de estas variables y el exceso de distritos sin información,[33] como se mostró en los resultados de la columna 7 de la tabla 2. A diferencia de esto, la variable que recogía el efecto de la conectividad —las horas que se demoraba en llegar a la capital distrital— sí mostró el efecto esperado, y de manera significativa, lo cual brinda cierto soporte a la hipótesis. El resto de variables mostró tener coeficientes con los signos esperados de acuerdo con la teoría económica, los cuales, además, resultaron altamente robustos ante distintas especificaciones. Se debe tomar en cuenta, sin embargo, que la probabilidad de que el conductor de una unidad agropecuaria reciba capacitación, asistencia técnica o asesoría empresarial, o que tenga acceso a niveles educativos mayores que la primaria, probablemente esté muy relacionada con la distancia entre su unidad agropecuaria y la capital distrital —lugar desde el que operan las ONG, los gobiernos locales, las escuelas, etcétera—. De este modo, se podría estar subestimando el efecto de la conectividad.

Los resultados vistos permiten afirmar que la educación, aunque siempre facilita la adopción tecnológica, puede tener una influencia muy diversa, dependiendo del tamaño de las unidades agropecuarias. Esto se debe a que, cuando los productores poseen unidades pequeñas, tienden a ser más dependientes de los ingresos externos, y una mayor educación solo incrementa dicha dependencia, al elevar el costo de oportunidad de permanecer en sus tierras y la variedad de oportunidades que tienen fuera de ellas. Además, mientras más cerca estén los productores de los centros urbanos y mientras más se refuerce su conectividad, más probable será que asignen menos tiempo a sus parcelas, debido a que el costo de oportunidad y las oportunidades a las cuales pueden acceder son mayores. Por su parte, la atracción de los mercados laborales locales también juega un papel sobre dichas oportunidades y sobre el costo de oportunidad de los productores, aunque este es muy difícil de dilucidar con los datos provistos por los censos. Todas estas variables, al afectar la asignación de tiempo, generan un efecto negativo sobre la adopción de tecnologías más complejas, aun cuando se controla por variables importantes en la decisión de adopción como la seguridad de tenencia, el acceso al crédito, las posibles externalidades y el acceso a la capacitación.

En cuanto al mencionado acceso a la capacitación, asistencia técnica o asesoría empresarial, se encuentra un resultado interesante cuando se toma en cuenta la interrelación entre esta y el nivel educativo. Como se muestra en las columnas 5 y 6 de la tabla 2 del anexo, el gran coeficiente estimado para la capacitación en las columnas anteriores se desvanece cuando se introduce el término cruzado. Aunque no es una gran sorpresa obtener que el impacto de la capacitación depende del nivel educativo de las personas a las que se capacite, sí se torna importante en el momento de extraer recomendaciones de política del trabajo. A pesar de que el estudio muestre que la educación puede tener efectos prácticamente nulos sobre la adopción de algunos productores, esto no significa que sea perjudicial, pues, como se sabe, esta tiene un vasto inventario de beneficios sobre la vida de las personas.

[33] La falta de respuesta por parte de las empresas censadas no es el único problema. También lo es el hecho de que en muchos distritos del país no existe sector formal, por lo cual el CENEC 2008 no brinda información acerca de ellas.

Lo que sí se puede extraer de los resultados es que dirigir los esfuerzos y programas de capacitación, asesoría y asistencia a los productores con unidades más pequeñas y más educados podría ser una buena forma de contrarrestar los efectos negativos sobre la adopción y el tiempo asignado a las parcelas. En cuanto a la segunda etapa o estrategia empírica del trabajo, los resultados del modelo *probit bivariado* y ordenado de ecuaciones *aparentemente no relacionadas* y de ecuaciones simultáneas son presentados en las tablas 4 y 6, respectivamente.[34] Como se señaló, estas especificaciones buscan ahondar en el mecanismo mediante el cual se producen los efectos heterogéneos encontrados en la educación. Para ello, aparte de la ecuación de adopción tecnológica, se especifica una ecuación de oferta laboral fuera de la parcela y se estiman ambas ecuaciones teniendo en cuenta que son decisiones que se producen simultáneamente. Las variables explicativas introducidas en la ecuación de oferta laboral son la educación, las horas que se tarda en llegar a la capital desde la unidad agropecuaria, la edad y su cuadrado, el nivel educativo promedio en el distrito, la superficie agrícola, el haber recibido capacitación, los salarios promedio de obreros eventuales y permanentes, la tasa de empleo del distrito, el número de miembros en la familia (*tamaño*), una variable que indica si el productor es hombre (*hombre*), y una variable que indica si el idioma materno del productor es distinto del español (*no_español*). Por su parte, la ecuación de adopción incluye las mismas variables que antes, exceptuando aquellas que están relacionadas con los mercados laborales locales.

Los resultados de la ecuación de adopción (tabla 4, columna 1) son muy similares que los encontrados en el modelo *logit* ordenado, teniendo en cuenta que la mayor parte de la diferencia en los coeficientes es explicada por el cambio de un modelo *logit* a uno *probit*. Así, los efectos heterogéneos de la educación también son evidentes en esta especificación, la mayor conectividad sigue teniendo el mismo efecto negativo y significativo, y el haber recibido capacitación incrementa la probabilidad de contar con un nivel tecnológico mayor. Las únicas diferencias con el modelo especificado en la primera etapa es que ahora la variable que mide el porcentaje de personas que han alcanzado educación secundaria en el distrito y la superficie agrícola sí es significativa, aunque solamente al 5%. Este resultado es esperable debido a que los coeficientes de los modelos de ecuaciones aparentemente relacionadas son más eficientes cuando esa relación se establece mediante el término de error de manera significativa,[35] como de hecho lo está. El signo positivo de la primera variable sugiere la existencia de externalidades entre productores, lo cual contribuye a que los particulares adopten tecnologías más complejas. Por su lado, el signo negativo del coeficiente de la superficie resulta un tanto sorpresivo debido a que se podría esperar el signo contrario. No obstante, este efecto de la superficie está manteniendo constante el decil donde se encuentre el productor agropecuario, por lo cual el resultado debe ser tomado con cuidado. Lo más probable es que, como se vio en lo tabla 3, el coeficiente esté promediando los distintos efectos que se producen en cada uno de los deciles.

[34] En cada tabla se presentan dos modelos. La diferencia entre ambos es que el primero utiliza salarios distritales, mientras que el segundo, provinciales.
[35] Y cuando las ecuaciones no tienen exactamente las mismas variables explicativas.

Por el lado de la ecuación de oferta laboral (columna 2), se observa que el nivel educativo y la edad del productor tienen un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de trabajar fuera de la parcela. Este hecho brinda evidencia a favor del mecanismo planteado, esto es, que los trabajadores con mayor capital humano —ya sea por educación formal o por experiencia— cuentan con mayores oportunidades laborales y asumen un mayor costo de oportunidad si se quedan en sus tierras. Este efecto es particularmente alto para la educación formal. Además, en el caso de la edad, el efecto empieza a declinar con el paso del tiempo, como se ve en el coeficiente negativo y significativo del cuadrado de la edad.

En el caso de la conectividad de los productores con los centros urbanos, se encuentran fuertes indicios de que esta facilita que ellos ofrezcan su mano de obra en los mercados locales. En efecto, el coeficiente de la variable *horas* es negativo y significativo al 1%. De este modo, los esfuerzos estatales por conectar de mejor manera las unidades agropecuarias con los centros urbanos probablemente estén facilitando la sustitución de tiempo en la parcela por tiempo fuera de esta.[36 y 37] Por otra parte, mientras más pequeña es una unidad agropecuaria, más probable es que un productor ofrezca su fuerza laboral afuera, ya que el coeficiente es significativo y negativo. Esto, como se señaló desde el principio, era esperable y brinda un soporte adicional al argumento expuesto. Los productores con unidades más grandes están más comprometidos con sus parcelas debido a que tienen un costo de oportunidad más elevado por trabajar fuera de ellas y a que, probablemente, no estén aprovechando del todo las posibles economías de escala.

En lo que respecta a la influencia de los mercados laborales, los resultados no son alentadores, pues ninguna de las variables mostró ser significativa. Lo encontrado es explicado preeminentemente por la enorme cantidad de ceros en los datos, debido a la baja calidad de la fuente. Para tratar de remediar este problema, se ha reestimado el modelo cambiando las variables de salarios distritales por el salario promedio provincial de los obreros permanentes y eventuales.[38] Los resultados se encuentran en la tercera y cuarta columnas de la tabla 4 del anexo. Estos tampoco arrojan coeficientes significativos para estas variables. Puede decirse, así, que no se ha podido probar cabalmente el mecanismo que sostiene que los principales responsables de los cambios en las decisiones de los productores son los actualmente boyantes mercados locales y la variada gama de oportunidades que ofrecen.

A pesar de ello, se considera que este es un problema de las fuentes de datos y que, si se contara con fuentes de mejor calidad, los resultados estarían acordes con el argumento planteado. Se asegura esto debido a la creciente evidencia recabada en varios estudios acerca de la importancia de los ingresos no agropecuarios. Por

[36] Con respecto a este resultado, solo se está sugiriendo que podría ser el efecto de dichas políticas públicas. En realidad, sería necesario realizar una evaluación de impacto para poder apreciar si realmente está sucediendo, ya que la menor cantidad de horas necesarias podría estar relacionada con otros fenómenos como mercados de transportes más desarrollados, etcétera. No obstante, autores como Webb (2013: 197-201) adjudican gran parte de la reducción de tiempo a las mejoras viales, aunque también destacan el crecimiento del parque automotor.

[37] Esto no implica, en ningún sentido, que la mejora de los caminos tenga un efecto negativo sobre el nivel de vida de los productores.

[38] Cuando se utilizan los salarios provinciales promedio, se reduce el número de observaciones sin información —a la cual se le imputa un 0—. De las 2 156 193 observaciones, «solo» 344 508 no cuentan con información sobre salarios de obreros permanentes, mientras que 470 433 carecen de información acerca de los salarios de obreros eventuales.

ejemplo, Escobal y otros (2011) muestran que, en Cuatro Lagunas, Cusco, se ha incrementado notablemente la contribución de la producción no agropecuaria (del 2% en 1983 al 61% en el 2008-2009), y que la diversificación de ingresos es mucho mayor. Por su parte, Hernández y Trivelli (2011: 22-23) mencionan que en Ocongate y Oropesa, Cusco, «cada familia cuenta con entre dos y tres actividades generadoras de ingresos, siendo las actividades agropecuarias y la venta de mano de obra las actividades más mencionadas». Además, «en los distritos aumenta el aporte del trabajo asalariado y del sector servicios» y «en el intervalo más reciente el rubro que más crece es el trabajo asalariado». Este rubro «pasa de significar 23% de los ingresos de los hogares de Oropesa a suponer en la actualidad el 31%», mientras que «en Ocongate pasa del 30% al 36%». Asimismo, los autores mencionan que las actividades primarias pasaron de suponer el 55% de los ingresos en la década de 1980 a representar cerca de un tercio del total de los ingresos de los hogares. Mientras tanto, los servicios en el tercil superior (50% de participación) y el trabajo asalariado en el tercil inferior (34%) son las principales actividades en la actualidad. Finalmente, Webb (2013: 138) cita un extenso listado de autores y sugiere que la diversificación de los ingresos se ha estado desarrollando durante las última tres décadas e incluso a lo largo del siglo XX.

El resto de variables incluidas en la ecuación de oferta laboral muestran los resultados que se podía esperar. La oferta de trabajo aumenta de manera significativa con el tamaño del hogar, y es mayor cuando el productor es hombre y tiene el español como lengua materna. Por otro lado, el haber recibido capacitación, asesoría o asistencia no está asociado a la decisión de trabajar fuera de las parcelas. También se puede apreciar que el modelo es significativo en conjunto, y que la correlación entre los errores de las dos ecuaciones es significativa al 5%.[39] Por último, en la tabla 5 se incluyen en la ecuación de oferta laboral las interacciones entre las *dummy* de superficie agrícola y la educación. Los resultados muestran una clara asociación negativa entre el tamaño y la oferta laboral externa.

Finalmente, en la tabla 6 se muestran los resultados de la estimación del modelo *probit* ordenado y bivariado de ecuaciones simultáneas. En general, las estimaciones obtenidas son muy poco confiables. Variables como la educación y la edad, que aproximan al capital humano, tienen el signo contrario e incluso estos efectos son significativos. Por su parte, el resto de variables muestran coeficientes similares que los de especificaciones anteriores. Además, la oferta laboral fuera de la parcela tiene un efecto positivo significativo y de una gran magnitud sobre la adopción de tecnologías más complejas. Como se mencionó en la sección metodológica, la especificación de un modelo de ecuaciones simultáneas en este contexto no es lo correcto, debido a que el modelo no permite que la decisión de oferta laboral se ajuste cuando varían covariables como la educación. Así, el efecto de la educación o de la edad es calculado teniendo en cuenta que no existe un cambio en la decisión de oferta laboral; es decir, asumiendo que esta permanece constante o *ceteris paribus*. Esto, sumado al hecho de que la decisión de trabajo es determinada por la educación y la edad —en la ecuación de la oferta laboral—, explica los signos contraintuitivos de estas variables. Es debido a esta razón que se privilegian los resultados obtenidos del sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas.

[39] En la tabla se presenta el coeficiente athrho, el cual es una transformación del verdadero parámetro de correlación. No obstante, cuando el primero es igual a cero, el segundo también lo es.

Capítulo 6

Conclusiones y recomendaciones de política

6. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES DE POLÍTICA

El presente documento tiene como principal objetivo evidenciar la relación entre la educación tradicional y la adopción tecnológica en la agricultura peruana. La hipótesis es que la relación sería heterogénea, dependiente del *trade off* entre trabajar en la parcela o en los mercados laborales. La idea es que, si bien la educación puede facilitar la adopción tecnológica, las presiones de los mercados laborales pueden generar que los agricultores prefieran vender su mano de obra y no se esfuercen en adoptar mejores tecnologías. Esta decisión dependerá tanto de los salarios a los que acceden (muy relacionados con su nivel educativo) como de los retornos de la adopción tecnológica (muy relacionados con su escala de producción).

En primera instancia, a partir de la propuesta de Haussman e Hidalgo (2014), se estima la complejidad de las diferentes tecnologías agrarias que el censo permite identificar. Sobre esta base se crean canastas tecnológicas y se estima un modelo *multilogit* ordenado. Los resultados sugieren que la educación tiene un efecto positivo y significativo sobre la adopción tecnológica. Después, para evidenciar la heterogeneidad de la relación, se aproxima la escala de producción a partir del tamaño de la parcela y se realiza el análisis a nivel de decil. El ejercicio sugiere que, efectivamente, la relación es heterogénea, de tal modo que la educación tiene un efecto mucho mayor en aquellas parcelas más grandes.

Posteriormente, en búsqueda de evidencia robusta a favor de que la relación heterogénea se debería a los efectos de los mercados laborales, se estima un modelo *biprobit*, en el que se asume que la decisión de adopción tecnológica se toma simultáneamente que la decisión de trabajar en los mercados laborales. Los resultados de este modelo sugieren que tanto la adopción tecnológica como la decisión de ofrecer mano de obra en el mercado laboral se ven positivamente afectadas por el nivel educativo de los jefes de la unidad agropecuaria.

A partir de estos resultados, se desprenden algunas recomendaciones de política. En primera instancia, se recalca que en los deciles más bajos de tamaño de parcela, en los que la educación formal no logra tener efectos positivos —o estos son muy pequeños—, la posesión de título de propiedad resalta como uno de los principales determinantes de la adopción tecnológica. Por ello, se sugiere que el programa «Proyecto catastro, titulación y registro de tierras rurales en el Perú», del Ministerio de Agricultura y Riego, sea reforzado sobre todo en favor de las parcelas más pequeñas.

La distancia «real» a la capital distrital desde la unidad agropecuaria, medida como el tiempo necesario para llegar a esta, también destaca como un importante determinante de la adopción tecnológica. En ese sentido, tanto el Ministerio de Transportes y Comunicaciones, como los gobiernos locales y regionales, tienen un margen de acción importante alrededor de la pavimentación y mejora de vías vecinales y departamentales.

Por otro lado, a excepción del decil más bajo, la capacitación técnica tiene un importante efecto sobre la adopción tecnológica. Tomando en cuenta que el costo de estas capacitaciones es relativamente bajo, una importante recomendación de política consiste en que los gobiernos locales y regionales sostengan campañas de transmisión tecnológica. Los resultados de estas intervenciones serían más costo-eficientes si estas políticas se concentraran en aquellas parcelas que cuentan con productores más educados.

Finalmente, se destaca que, si bien la educación tiene múltiples efectos positivos sobre los habitantes, sus efectos sobre la adopción tecnológica son heterogéneos. A pesar de ello, existe un amplio conjunto de instrumentos que pueden ser usados por los hacedores de política para incentivar la adopción tecnológica, con los consecuentes incrementos en productividad y calidad de vida de las unidades agropecuarias peruanas.

BIBLIOGRAFÍA

Agüero, A. 2009. *Education, mobile phone use and production decisions: a rural case study in Peru*. En *Mobile 2.0: Beyond Voice?* Pre-conference workshop at the International Communication Association (ICA) Conference. Chicago, Illinois 20-21 May.

Amemiya, T. 1979. *The Estimation of a Simultaneous-Equation Tobit Model*. *International Economic Review*, 20 (1): 169-181.

Ángeles, N., Bacigalupo, J.L, Bardález, E., Campana, Y., Cuba, E., Diez, A., Jiménez, E., Kantor, A., Kuramoto, J., Monge, Á., Montañez, V., Neyra, G., Orihuela, C., Rodríguez, J., Seinfeld, J., Tello, M.D., Ugarte, M., Yamada, G. y Zuloeta, J. 2012. *La investigación económica y social en el Perú. Balance 2007-2011 y agenda 2012-2016*. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).

Armstrong, D. y McVicar, D. 2000. *Value Added in Further Education and Vocational Training in Northern Ireland*. *Applied Economics*, 32, 1727-1736.

Banerjee, S., Martin, S.W, Roberts, R.K, Larkin, S.L., Larson, J.A., Paxton, K.W., English, B.C., Marra M.C. y Reeves, J.M. 2008. *A Binary Logit Estimation of Factors Affecting Adoption of GPS Guidance Systems by Cotton Producers*. Journal of Agricultural and Applied Economics 40(1): 335-344.

Barrantes, R., Cuba, E., Cuenca, R., Francke, P., Garavito, C., León. J. y Pérez-Reyes, R. 2008. *La investigación económica y social en el Perú: balance 2004-2007*. Lima, Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).

Barrantes, R. y Iguiñiz, J. 2004. *La investigación económica y social en el Perú: balance 1999-2003*. Lima, Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).

Bartel, A.P. y Lichtenberg, F.R. 1987. *The Comparative Advantage of Educated Workers in Implementing New Technology*. The Review of Economics and Statistics 69:1-11.

Boucher, S., Fort, A., Cortez, R. y Riesco, R. (eds.). 2001. *La pequeña agricultura peruana*: *evidencias sobre ingreso, crédito y asistencia técnica.* Lima, Universidad del Pacífico.

Cameron, A.C. y Trivedi, P. 2005. *Microeconometrics: Methods & Applications*. Cambridge University Press.

Cohen, W.M. y Levinthal, D.A. 1990. *Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation*. Administrative Science Quarterly, 35, 128-153.

Cotlear, D. 1989. *Desarrollo campesino en los Andes: cambio tecnológico y transformación social en las comunidades de la sierra de Perú*. Lima, Instituto de Estudios Peruanos.

David, P. 1969. *A Contribution to the Theory of Diffusion*. Memorandum N.° 71. Stanford Center for Research in Economic Growth, Stanford University, Stanford, CA.

Davies, S. 1979. *The Diffusion of Process Innovations.* Cambridge, MA: Cambridge University Press.

Díaz, R., Saldaña, R. y Trivelli, C. 2010. *Oferta y demanda de trabajo en la pequeña agricultura: una mirada a la situación del Perú rural*. Lima, Instituto de Estudios Peruanos.

English, M., Marra, C. y Reeves, J.M. 2008. *A Binary Logit Estimation of Factors Affecting Adoption of GPS Guidance Systems by Cotton Producers*. Journal of Agricultural and Applied Economics 40(1): 345-355.

Escobal J. 2000. *Costos de transacción en la agricultura peruana: una primera aproximación a su medición e impacto*. Documento de trabajo 30. Lima, Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE).

Escobal, J. y Agüero, J. 1999. *Determinantes de las decisiones de trabajo en tareas no agropecuarias dentro de la finca en el Perú. Pobreza y economía social. Análisis de una encuesta ENNIV-1997*. Lima, Instituto Cuánto.

Escobal, J. y Ponce, C. 2002. *The Benefits of Rural Roads: Enhacing Income Opportunities for the Rural Poor*. Documento de trabajo 40-I. Lima, Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE).

Escobal, J., Ponce, C. y Hernández Asensio, R. 2011. *Intervenciones de actores extra-territoriales y cambios en la intensidad de uso de los recursos naturales: el caso del territorio Cuatro Lagunas, Cusco-Perú*. Documento de trabajo 74. Programa Dinámicas Territoriales Rurales. Santiago: Centro Latinoamericano para el Desarrollo Rural (RIMISP).

Fagerberg J., Mowery, D. y Nelson, R. (eds.). 2004. *The Oxford Handbook of innovation*. Oxford University Press.

Fernández-Cornejo J., Hendricks, Ch. y Mishra, A. 2005. *Technology Adoption and Off-Farm Hosehold Income: The Case of Herbicide-Tolerant Soybeans*. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 37(3): 549-563.

Figueroa, A. 1986. *Situación actual del agro en la sierra*. Lima, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Figueroa, A. 1981. *La economía campesina de la sierra del Perú*. Lima, Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

Fu, V.K. 1998. *Estimating Generalized Ordered Logit Models*. Stata Technical Bulletin 8: 160-164.

Fudenberg, D. y Tirole, J. 1985. *Pre-emption and rent equalisation in the adoption of new technology*. *Review of Economics Studies* 52, 383-401.

Fuglie, K.O. y Bosch, D.J. 1995. *Economic and Environmental Implications of Soil Nitrogen Testing: A Switching-Regression Analysis*. *American Journal of Agricultural Economics* 77(4): 891-900.

Gardner, B.L. y Rausser G.C. (eds.). 2002. *Handbook of Agricultural Economics* (vol. 2). Elsevier.

Goodwin, B.K. y Schroeder, T.C. 1994. *Human Capital, Producer Education Programs, and the Adoption of Forward-Pricing Methods*. American Journal of Agricultural Economics 76(4): 936-947.

Gourieroux, Ch. 2000. *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*. Cambridge University Press.

Greene, W. 2011. *Econometric Analysis*. Prentice Hall. 7th Edition.

Greene, W.H., y Hensher, D.A. 2009. *Modelling ordered choices. Stern School of Business*. Mimeo, New York.

Griliches, Z. 1957. *Hybrid corn: An exploration in the economics of technological change*. Econometrica, Journal of the Econometric Society, 501-522.

Griliches, Z. 1958. *Research costs and social returns: Hybrid corn and related innovations*. The Journal of Political Economy, 419-431.

Hall H. y Rosenberg, N. 2010. *Handbook of the Economics of Innovation*. Volume 2, 733-1256.

Hausmann, R. y Hidalgo, C. 2014. *The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity*, MIT Press Books, The MIT Press, edition 1, volume 1, number 0262525429, December.

Hernández Asensio, R. y Trivelli, C. 2011. *Puesta en valor de activos culturales y dinámicas territoriales en el sur de Cuzco*. Proyecto Desarrollo Territorial Rural con Identidad Cultural (DTR-IC).

Huffman, W.E. 1991. Agricultural Households Models: Survey and Critique. En Hallberg, M.C, Findeis. J.L. y Lass, D.A. (eds.). *Multiple Job Holding Among Farm Families*. Ames, Iowa State University Press.

Huffman, W.E. 1980. *Farm and off-farm work decisions: The role of human capital*. *The Review of Economics and Statistics*, 14-23.

Huffman, W.E. y Mercier, S. 1991. *Joint Adoption of Microcomputer Technologies: An Analysis of Farmers' Decisions*. The Review of Economics and Statistics 73(3): 541-546.

Ireland, N. y Stoneman, P. 1986. *Technological diffusion, expectations and welfare*. Oxford Economic Papers 38, 283-304.

Just, R.E. y Zilberman, D. 1983. *Stochastic structure, farm size and technology adoption in developing agriculture*. *Oxford Economic Papers*, 307-328.

Khaldi, N. 1975. *Education and Allocative Efficiency in U.S. Agriculture*. *American Journal of Agricultural Economics* 57: 650-657.

Kimhi, A. 2004. *Family composition and off-farm participation decisions in Israeli farm households*. American Journal of Agricultural Economics, 86(2), 502-512.

Kimhi, A. 1994. *Quasi maximum likelihood estimation of multivariate probit models: Farm couples' labor participation*. American Journal of Agricultural Economics, 76(4), 828-835.

Lambert, D.M., Sullivan, P., Claassen, R. y Foreman, L. 2007. *Profiles of US farm households adopting conservation-compatible practices*. Land Use Policy 24(1): 72-88.

Lass, D.A. y Gempesaw, C.M. 1992. *The supply of off-farm labor: a random coefficients approach*. American Journal of Agricultural Economics, 74(2), 400-411.

Lass, D. A., Findeis, J.L y Hallberg, M.C. 1989. *Off-farm employment decisions by Massachusetts farm households*». Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics, 18(2), 149-159.

Lin, J.Y. 1991. *Education and innovation adoption in agriculture: Evidence from hybrid rice in China*. American Journal of Agricultural Economics, 73(3), 713-723.

Lleras-Muney, A. y Lichtenberg, F. 2002. *The Effect of Education on Medical Technology Adoption: Are the More Educated More Likely to Use New Drugs?*. Working Paper 9185. National Bureau of Economic Research..

Mahajan, V., Muller, E., Bass, F.M. 1990. *New product diffusion models in marketing: A review and directions for research.* The Journal of Marketing 54 (1), 1-26.

McCullagh, P. 1980. *Regression Model for Ordinal Data*. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), Volume 432, Issue 2, 109-142.

McGuirk, A. e Mundlak, Y. 1991. *Incentives and constraints in the transformation of Punjab agriculture* (Vol. 87). Intl Food Policy Res Inst.

McVicar, M. y McKee, J. 2002. *Part Time Working During Post-Compulsory Education and Examination Performance: Help or Hindrance*. Scottish Journal of Policital Economy 49, 4, pp. 393-406.

Mishra, A.K., Williams, R.P. y Detre, J.D. 2009. *Internet access and internet purchasing patterns of farm households*. Agricultural & Resource Economics Review, 38(2), 240.

Nelson, F. y Olson, L. 1978. *Specification and Estimation of a Simultaneous-Equation Model with Limited Dependent*. International Economic Review, 19(3): 695-709.

Nelson, R. y Phelps, E.P. 1966. *Investments in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth*. American Economic Review 56: 69-75.

Nolte, E. y Kuan, J. 2006. *Crianzas y políticas en los Andes: aprendiendo de experiencias exitosas*. Lima: Centro Internacional de la Papa (CIP).

Novella, R. y Salcedo, R. 2005. *Determinantes de la adopción de tecnologías de producción orgánica: el caso del café*. Lima, SEPIA XI.

Nyaupane, N. y Gillespie, J. 2009. *The Influences of Land Tenancy and Rotation Selection on Crawfish Farmers' Adoption of Best Management Practices*. Selected Paper prepared for presentation at the 2009 Southern Agricultural Economics Association Meeting, January 31-February 3, Atlanta, Georgia.

Pitt, M.M. y Sumodiningrat, G. 1991. *Risk, schooling and the choice of seed technology in developing countries: A meta-profit function approach. International Economic Review*, 457-473.

Putler, D.S. y Zilberman, D. 1988. *Computer use in agriculture: evidence from Tulare County, California*. *American Journal of Agricultural Economics* 70.4: 790-802.

Rahn, M.R. y Huffman, W.E. 1984. *The Adoption of Reduced Tillage: The Role of Human Capital and Other Variables*. *American Journal of Agricultural Economics* 66(4): 405-413.

Ridell C. y Song, X. 2012. *The Role of Education in Technology Use and Adoption: Evidence from the Canadian Workplace and Employee Survey*. IZA Discussion Paper N.° 6377.

Roberts, R.K., English, B.C, Larson, J.A., Cochran, R.L., Goodman, B., Larkin, S. y Shurley, D. 2004. *Precision farming by cotton producers in six southern states: Results from the 2001 southern precision farming survey*. Retrieved October, 18.

Rodríguez, E., Távara, J.I y Tello, J.I. 2008. La investigación económica y social en el Perú, 2004-2007. *Balance y prioridades para el futuro*. Lima, Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).

Rogers, E.M. 1962. *Diffusion of Innovations*. Free Press, Glencoe, IL.

Sajaia, Z. 2008. *Maximum Likelihood Estimation of a Bivariate Ordered Probit Model: implementation and Monte Carlo simulations*. The Stata Journal, vol. 4, 2, p. 1-18.

Schultz, T. 1975. *The Value of the Ability to Deal with Disequilibria*. Journal of Economic Literature: 827-846.

Schultz, T. 1964. *Transforming Traditional Agriculture*. New Haven, Yale University Press.

Singh, I., Squire, L. y Strauss, J. 1986. *Agricultural household models: Extensions, applications, and policy*. The World Bank.

Soule, M.J., Tegene, A. y Wiebe, K.D. 2000. *Land tenure and the adoption of conservation practices*. American Journal of Agricultural Economics, 82(4), 993-1005.

Stoneman, P. y Battisti, G. 2010. *The Diffusion of New Technology*. Chapter 17. En *Handbook of Innovation*. H. Hall y N. Rosenberg (eds.). Volume 2, pp. 733-760.

Strauss, J., Barbosa, M., Teixeira, S., Thomas, D. y Gomes Junior, R. 1991. *Role of education and extension in the adoption of technology: A study of upland rice and soybean farmers in central-west Brazil*. Agricultural Economics, 5(4), 341-359.

Traore, N., Landry, R. y Amara, N. 1998. *On-Farm Adoption of Conservation Practices: The Role of Farm and Farmer Characteristics, Perceptions, and Health Hazards*. *Land Economics* 74(1): 114-127.

Uematsu H. y Mishra, A. 2010. *Can Education Be a Barrier to Technology Adoption?*. Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association 2010 AAEA.

Urrutia, J. 1995. *Relaciones laborales en el agro: una bibliografía comentada*. *Debate Agrario* 21, 135-155.

Valdivia M. y Robles, M. 1997. *Decisiones laborales en las economías rurales del Perú*. *Notas para el Debate*, 14: 79-131.

Webb, Richard. 2013. *Conexión y despegue rural*. Lima, Instituto Peruano de Economía.

Weinberg, B.A. 2004. *Experience and Technology Adoption.* Working Paper, Ohio State University.

Welch, F. 1973. *Education, Information, and Efficiency*. NBER Working Paper 1.

Welch, F. 1970. *Education in Production.* Journal of Political Economy 78: 35-59.

Williams R. 2006. *Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables*. *The Stata Journal* 6 (1): 58-82.

Wozniak, G.D. 1987. *Human Capital, Information, and the Early Adoption of New Technology*. Journal of Human Resources 22: 101-112.

Wozniak, G.D. 1984. *The Adoption of Interrelated Innovations: A Human Capital Approach*. Review of Economics and Statistics 66: 70-79.

Anexos

ANEXOS[40]

Tabla 1
Estadísticas descriptivas y descripción de las variables

Variable	Descripción	Fuente	Media	Desviación estándar
nivel	Máximo nivel tecnológico alcanzado por la unidad agropecuaria. Se basa en el índice de complejidad de Haussman. Véase la metodología.	CENAGRO 2012	1,53	0,63
d_trab	Indica si el productor deja de trabajar en su unidad agropecuaria para conseguir otros ingresos. Pregunta p. 107.	CENAGRO 2012	0,41	0,49
educ	Máximo nivel educativo alcanzado por el productor. Se crean cuatro grupos sobre la base de los datos del CENAGRO 2012. Grupo 1: sin nivel e inicial. Grupo 2: primaria completa e incompleta. Grupo 3: secundaria completa e incompleta. Grupo 4: superior universitaria y no universitaria. Pregunta wp 114.	CENAGRO 2012	2,25	0,8
horas	Número de horas que demora en llegar a la capital distrital. Preguntas p. 121 y p. 121_01. Si vive en la capital distrital se imputa horas = 0. Si demora más de 25 horas se imputa horas = 25.	CENAGRO 2012	1,86	3,37
obre_perm	Salario promedio de los obreros permanentes en el distrito.	CENEC 2008	4196,6	8911,81
obre_event	Salario promedio de los obreros eventuales en el distrito.	CENEC 2008	2752,07	7640,48
obr_perm_prov	Salario promedio de los obreros permanentes en la provincia.	CENEC 2008	11023,57	9390
obr_even_prov	Salario promedio de los obreros eventuales en la provincia.	CENEC 2008	8121,63	10 340,85
empleo	Tasa de empleo del distrito.	CPV 2007	94,97	4,65
título	Indica si tiene el título de propiedad de al menos una parcela. Pregunta p037_01_03.	CENAGRO 2012	0,27	0,44
crédito	Indica si el productor realizó gestiones para un crédito y lo obtuvo. Pregunta p092.	CENAGRO 2012	0,08	0,28
edad	Edad del productor agropecuario. Pregunta wp112.	CENAGRO 2012	49,58	16,42
secundaria_d	Porcentaje de personas que han terminado la secundaria en el distrito.	CPV 2007	25,42	7,97
superficie	Superficie total de las parcelas o chacras que trabaja o conduce en el distrito (hectáreas). Pregunta p020_01.	CENAGRO 2012	6,40	67,17
capa	Indica si el productor ha recibido capacitación, asistencia técnica o asesoría empresarial. Preguntas p086_01, p086_02 y p086_03.	CENAGRO 2012	0,1	0,3

[40] Los errores estándar robustos y agrupados por provincia están entre paréntesis. Asimismo, ***, ** y * significan que el *p-value* asociado es menor que 0,01, 0,05 y 0,1, respectivamente. En las tablas presentadas se omiten los coeficientes estimados para las *dummies* de los deciles.

Variable	Descripción	Fuente	Media	Desviación estándar
tamaño	Cantidad de miembros del hogar del productor que son residentes habituales. Pregunta wp109.	CENAGRO 2012	3,41	1,99
hombre	Indica si el productor es hombre. Pregunta wp111.	CENAGRO 2012	0,7	0,46
no_español	Indica si el productor aprendió a hablar en una lengua distinta del español. Pregunta wp115.	CENAGRO 2012	0,98	0,13

Tabla 2
Estimaciones del modelo *logit* ordenado para la adopción tecnológica

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
educ	0,172*** (0,0277)	0,169*** (0,0276)	0,142*** (0,0292)	0,141*** (0,0292)	0,129*** (0,0294)	0,129*** (0,0294)	0,300*** (0,0571)
obre_perm	1,03e-05* (5,40e-06)	1,03e-05* (5,39e-06)	1,08e-05* (5,58e-06)	1,08e-05* (5,58e-06)	1,08e-05* (5,57e-06)	1,08e-05* (5,57e-06)	2,18e-06 (6,39e-06)
obre_event	1,51e-06 (5,68e-06)	1,52e-06 (5,68e-06)	2,00e-06 (5,96e-06)	2,01e-06 (5,96e-06)	1,98e-06 (5,95e-06)	1,98e-06 (5,95e-06)	-1,31e-05** (5,21e-06)
horas	-0,074*** (0,01)	-0,074*** (0,01)	-0,084*** (0,01)	-0,084*** (0,0108)	-0,084*** (0,01)	-0,084*** (0,01)	-0,0980*** (0,0181)
empleo	0,01 (0,008)	0,01 (0,008)	0,009 (0,008)	0,009 (0,008)	0,009 (0,008)	0,009 (0,008)	-0,0220 (0,0331)
d_trab	0,097*** (0,0315)	0,097*** (0,0315)	0,114*** (0,0313)	0,114*** (0,0313)	0,114*** (0,0312)	0,114*** (0,0313)	0,0212 (0,0467)
título	0,421** (0,058)	0,097*** (0,0315)	0,114*** (0,0313)	0,114*** (0,0313)	0,114*** (0,0312)	0,114*** (0,0313)	0,0212 (0,0467)
crédito	1,047*** (0,0499)	1,047*** (0,0499)	0,979*** (0,0487)	0,979*** (0,0487)	0,978*** (0,0486)	0,978*** (0,0486)	0,931*** (0,0732)
edad	0,034*** (0,003)	0,034*** (0,003)	0,030*** (0,003)	0,030*** (0,003)	0,030*** (0,003)	0,030*** (0,003)	0,0410*** (0,00587)
edad_sq	-0,0003*** (2,26e-05)	-0,0003*** (2,26e-05)	-0,0003*** (2,39e-05)	-0,0003*** (2,39e-05)	-0,0003*** (2,39e-05)	-0,0003*** (2,39e-05)	-0,000276*** (4,15e-05)
secundaria	0,011 (0,008)	0,011 (0,008)	0,012 (0,009)	0,012 (0,009)	0,012 (0,009)	0,013 (0,009)	0,00256 (0,0130)
superficie	-0,0008 (0,0007)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,0007)	-0,0019 (0,001)	-0,001 (0,0007)	-0,0019 (0,001)	-0,000138 (0,000235)
capa	0,482*** (0,052)	0,483*** (0,052)	0,421*** (0,048)	0,421*** (0,048)	0,061 (0,079)	0,061 (0,079)	0,539*** (0,0985)
sup_educ	--	0,0005 (0,0003)	--	0,0003 (0,0003)	--	0,0003 (0,0003)	--
capa_educ	--	--	--	--	0,146*** (0,025)	0,145*** (0,024)	--
dec1_educ	--	--	-0,108** (0,053)	-0,107** (0,0531)	-0,102* (0,053)	-0,102* (0,053)	--
dec2_educ	--	--	-0,00688 (0,03)	-0,00660 (0,03)	-0,00263 (0,03)	-0,00235 (0,03)	--

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
dec3_educ	--	--	-0,0045 (0,018)	-0,0043 (0,018)	-0,0014 (0,018)	-0,0012 (0,018)	--
dec4_educ	--	--	0,0297* (0,017)	0,0298* (0,017)	0,0301* (0,017)	0,0302* (0,017)	--
dec6_educ	--	--	0,0265** (0,0128)	0,0263** (0,0128)	0,0237* (0,0126)	0,0235* (0,0127)	--
dec7_educ	--	--	0,0088 (0,0178)	0,0084 (0,0179)	0,0036 (0,0177)	0,0031 (0,0177)	--
dec8_educ	--	--	0,0410* (0,0219)	0,0401* (0,0219)	0,0319 (0,0215)	0,0310 (0,0216)	--
dec9_educ	--	--	0,133*** (0,0432)	0,131*** (0,0430)	0,119*** (0,0417)	0,117*** (0,0416)	--
dec10_educ	--	--	0,132*** (0,0365)	0,117*** (0,0396)	0,115*** (0,0357)	0,101*** (0,0389)	--
dec10_educ	--	--	0,132*** (0,0365)	0,117*** (0,0396)	0,115*** (0,0357)	0,101*** (0,0389)	--
Observaciones	2 192 737	2 192 737	2 192 737	2 192 737	2 192 737	2 192 737	534 348
Pseudo-R^2	0,05	0,05	0,055	0,055	0,055	0,055	0,0590
Chi^2	1194	1194	1589	1589	1609	1609	466,9

Tabla 3
Estimaciones del modelo *logit* ordenado por deciles para la adopción tecnológica

Decil Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
educ	0,0579 (0,0548)	0,0956*** (0,0370)	0,0964*** (0,0276)	0,135*** (0,0318)	0,119*** (0,0269)	0,153*** (0,0299)	0,156*** (0,0313)	0,190*** (0,0304)	0,286*** (0,0380)	0,283*** (0,0306)
obre_perm	8,00e-06 (9,57e-06)	1,23e-05* (6,38e-06)	9,80e-06 (7,16e-06)	1,35e-05* (6,96e-06)	1,01e-05 (7,25e-06)	1,23e-05* (7,31e-06)	1,13e-05 (7,43e-06)	6,65e-06 (7,36e-06)	1,26e-05 (7,70e-06)	1,24e-05*** (4,09e-06)
obre_event	-1,79e-05 (2,37e-05)	8,95e-06 (1,22e-05)	7,11e-06 (8,24e-06)	1,11e-05 (9,85e-06)	2,17e-06 (6,99e-06)	1,66e-06 (6,95e-06)	4,73e-06 (7,72e-06)	6,84e-06 (8,23e-06)	4,90e-06 (8,10e-06)	-3,89e-06 (3,33e-06)
horas	-0,123*** (0,0345)	-0,0775*** (0,0162)	-0,0870*** (0,0144)	-0,0854*** (0,0123)	-0,0991*** (0,0125)	-0,0950*** (0,0103)	-0,0888*** (0,0130)	-0,0829*** (0,0141)	-0,0719*** (0,0172)	-0,0515*** (0,00990)
empleo	0,00261 (0,0163)	0,00539 (0,0111)	0,00295 (0,00954)	0,00886 (0,00830)	0,00225 (0,00863)	0,00516 (0,00804)	0,00534 (0,00848)	0,00343 (0,0102)	0,0145 (0,0115)	0,0429*** (0,0145)
d_trab	0,172*** (0,0499)	0,154*** (0,0434)	0,158*** (0,0399)	0,123*** (0,0355)	0,145*** (0,0378)	0,121*** (0,0379)	0,116*** (0,0343)	0,114*** (0,0389)	0,0312 (0,0558)	0,0205 (0,0510)
título	0,286*** (0,0936)	0,242*** (0,0771)	0,277*** (0,0726)	0,316*** (0,0759)	0,381*** (0,0742)	0,393*** (0,0699)	0,421*** (0,0656)	0,473*** (0,0674)	0,468*** (0,0665)	0,558*** (0,0648)
crédito	0,276** (0,116)	0,672*** (0,0848)	0,882*** (0,0788)	0,906*** (0,0660)	1,003*** (0,0571)	0,990*** (0,0521)	1,015*** (0,0505)	0,977*** (0,0566)	0,980*** (0,0663)	0,911*** (0,0576)
edad	0,0318*** (0,00696)	0,0288*** (0,00581)	0,0321*** (0,00654)	0,0296*** (0,00465)	0,0334*** (0,00434)	0,0359*** (0,00414)	0,0355*** (0,00427)	0,0301*** (0,00415)	0,0312*** (0,00492)	0,0183*** (0,00426)
edad_sq	-0,000294*** (5,33e-05)	-0,000282*** (4,81e-05)	-0,000312*** (5,27e-05)	-0,000284*** (3,58e-05)	-0,000300*** (3,42e-05)	-0,000311*** (3,27e-05)	-0,000287*** (3,58e-05)	-0,000219*** (3,47e-05)	-0,000195*** (4,25e-05)	-9,52e-05*** (3,63e-05)
secundaria	-0,00924 (0,0149)	0,0214** (0,0101)	0,0177* (0,00916)	0,0233** (0,00929)	0,0151 (0,00922)	0,0187** (0,00910)	0,0134 (0,00927)	0,0163* (0,00973)	0,0138 (0,0104)	-0,00617 (0,00907)
superficie	3,409*** (0,996)	1,089*** (0,307)	-1,115* (0,643)	-0,158 (0,155)	1,103*** (0,212)	-0,150*** (0,0578)	0,0791*** (0,0297)	0,0881*** (0,0166)	-0,0196 (0,0131)	-0,000794 (0,000568)
capa	0,00287 (0,110)	0,229*** (0,0757)	0,279*** (0,0812)	0,343*** (0,0672)	0,439*** (0,0622)	0,432*** (0,0606)	0,450*** (0,0539)	0,444*** (0,0557)	0,433*** (0,0547)	0,442*** (0,0458)
Observaciones	219 273	219 274	219 274	219 273	219 274	219 274	219 273	219 274	219 274	219 274
Pseudo-R^2	0,0623	0,0623	0,0623	0,0623	0,0623	0,0623	0,0623	0,0623	0,0623	0,0623
Chi^2	575,1	575,1	575,1	575,1	575,1	575,1	575,1	575,1	575,1	575,1

Tabla 4
Estimaciones de modelo *probit* ordenado bivariado *aparentemente no relacionado*

Ecuación	Modelo 1				Modelo 2			
	(1) Adopción tecnológica		(2) Oferta laboral		(3) Adopción tecnológica		(4) Oferta laboral	
Variables	Coeficiente	Error Est.	Coeficiente	Error Est.	Coeficiente	Error Est.	Coeficiente	Error Est.
educ	0,0948***	0,017	0,157***	0,009	0,0978***	0,017	0,157***	0,009
horas	-0,0424***	0,005	0,0243***	0,003	-0,044***	0,005	-0,0242***	0,003
edad	0,0186***	0,002	0,022***	0,001	0,019***	0,002	0,0223***	0,001
edad_sq	-0,00016***	1,33e-05	-0,000348***	1,07e-05	-0,000162***	1,34e-05	-j0,00035***	1,09e-05
secundaria_d	0,0101**	0,005	0,0108***	0,002	0,00961**	0,005	0,0107***	0,002
superficie	-0,00022**	0,0001	-0,000163**	7,89e-05	-0,000219**	9,97e-05	-0,000162**	7,90e-05
capa	0,257***	0,027	0,00793	0,021	0,259***	0,027	0,00581	0,021
título	0,256***	0,034	--	--	0,251***	0,034	--	--
crédito	0,536***	0,027	--	--	0,533***	0,027	--	--
obre_perm	--	--	1,11e-06	9,65e-07	--	--	2,59e-06	2,37e-06
obre_event	--	--	1,05e-06	1,00e-06	--	--	1,49e-07	1,95e-06
empleo	--	--	0,00235	0,004	--	--	0,00244	0,004
tamaño	--	--	0,043***	0,003	--	--	0,0435***	0,003
hombre	--	--	0,204***	0,016	--	--	0,206***	0,016
no_español	--	--	0,612***	0,168	--	--	0,608***	0,166
dec1_educ	-0,0657**	0,031	--	--	-0,0668**	0,031	--	--
dec2_educ	-0,00956	0,018	--	--	-0,014	0,018	--	--
dec3_educ	-0,00857	0,011	--	--	-0,0094	0,011	--	--
dec4_educ	0,0118	0,01	--	--	0,0106	0,011	--	--
dec6_educ	0,0144**	0,007	--	--	0,0136*	0,007	--	--
dec7_educ	0,00232	0,011	--	--	0,00155	0,011	--	--
dec8_educ	0,0217*	0,013	--	--	0,0218*	0,013	--	--
dec9_educ	0,0697***	0,023	--	--	0,0705***	0,024	--	--
dec10_educ	0,075***	0,02	--	--	0,0758***	0,02	--	--
athrho	0,0265**	0,011	--	--	0,0244**	0,011	--	--
Obs.	2 192 737	--	--	--	2 156 193	--	--	--
Chi^2	1659	--	--	--	1659	--	--	--

Tabla 5
Estimaciones de modelo *probit* ordenado bivariado con interacciones en la ecuación de oferta laboral

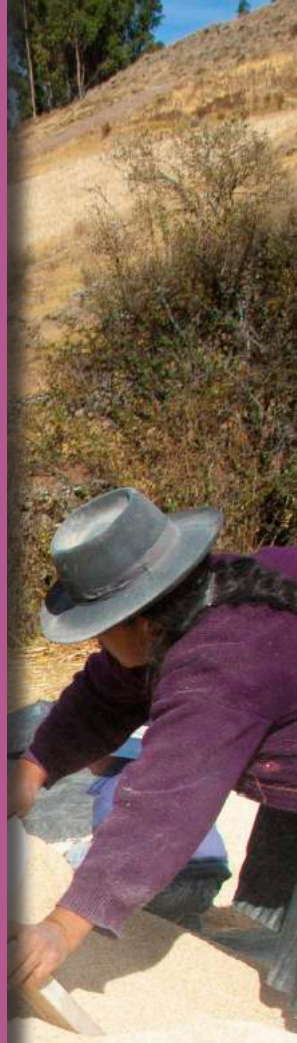
Ecuación	(1) Adopción tecnológica		(2) Oferta laboral	
Variables	Coeficiente	Error Est.	Coeficiente	Error Est.
educ	0,0951***	0,0168	0,171***	0,00894
horas	-0,0423***	0,00485	-0,0197***	0,00303
edad	0,0187***	0,00179	0,0246***	0,00114
edad_sq	-0,000160***	1,33e-05	-0,000369***	1,07e-05
secundaria_d	0,0101**	0,00469	0,0112***	0,00225
superficie	-0,000221**	0,0001	5,23e-05	4,05e-05
capa	0,258***	0,0266	0,0546***	0,0195
título	0,256***	0,0342	--	--
crédito	0,536***	0,0269	--	--
obre_perm	--	--	1,21e-06	9,68e-07
obre_event	--	--	1,01e-06	9,72e-07
empleo	--	--	0,00324	0,00385
tamaño	--	--	0,0458***	0,00280
hombre	--	--	0,233***	0,0153
no_español	--	--	0,578***	0,159
dec1_educ	-0,0650**	0,0307	0,0454***	0,0123
dec2_educ	-0,00897	0,0176	0,0353***	0,00796
dec3_educ	-0,00830	0,0105	0,0157***	0,00533
dec4_educ	0,0122	0,0104	0,0232***	0,00635
dec6_educ	0,0142*	0,00734	-0,00941***	0,00351
dec7_educ	0,00187	0,0105	-0,0262***	0,00472
dec8_educ	0,0210*	0,0126	-0,0446***	0,00699
dec9_educ	0,0685***	0,0234	-0,0687***	0,00949
dec10_educ	0,0735***	0,0199	-0,0820***	0,0115
athrho	0,0255** (0,0107)	--	--	--
Obs.	2 192 737	--	--	--
Chi^2	1677	--	--	--

Tabla 6
Estimaciones de modelo *probit* ordenado bivariado de ecuaciones simultáneas

Ecuación	Modelo 1				Modelo 2			
	(1) Adopción tecnológica		(2) Oferta laboral		(3) Adopción tecnológica		(4) Oferta laboral	
Variables	Coeficiente	Error Est.	Coeficiente	Error Est.	Coeficiente	Error Est.	Coeficiente	Error Est.
educ	-0,0637***	0,019	0,162***	0,008	-0,0526***	0,019	0,16***	0,009
horas	-0,0111**	0,005	-0,0228***	0,003	-0,0147***	0,006	-0,0225***	0,004
edad	-0,00758***	0,003	0,0227***	0,001	-0,0058**	0,002	0,0226***	0,001
edad_sq	0,000192***	3,14e-05	-0,000356***	1,11e-05	0,00017***	2,70e-05	-0,000354***	1,05e-05
secundaria_d	-3,72e-05	0,004	0,00985***	0,002	0,000462	0,004	0,0107***	0,002
superficie	-3,46e-05	0,0001	-0,000161**	7,58e-05	-4,46e-05	0,0001	-0,000159**	7,90e-05
capa	0,154***	0,022	0,0101	0,021	0,168***	0,023	0,00972	0,021
título	0,169***	0,025	--	--	0,181***	0,027	--	--
crédito	0,346***	0,031	--	--	0,363***	0,029	--	--
obre_perm	--	--	4,08e-06***	1,44e-06	--	--	2,03e-06	3,09e-06
obre_event	--	--	1,25e-06	1,85e-06	--	--	-1,24e-06	1,94e-06
empleo	--	--	0,00459	0,003	--	--	0,00469	0,003
tamaño	--	--	0,037***	0,004	--	--	0,0402***	0,004
hombre	--	--	0,161***	0,023	--	--	0,173***	0,019
no_español	--	--	0,775***	0,143	--	--	0,793***	0,151
dec1_educ	-0,0533**	0,022	--	--	-0,0552**	0,023	--	--
dec2_educ	-0,0119	0,012	--	--	-0,0152	0,013	--	--
dec3_educ	-0,0103	0,007	--	--	-0,0113	0,008	--	--
dec4_educ	0,0055	0,007	--	--	0,0054	0,008	--	--
dec6_educ	0,011**	0,005	--	--	0,0112**	0,005	--	--
dec7_educ	0,00586	0,007	--	--	0,006	0,008	--	--
dec8_educ	0,0216**	0,009	--	--	0,0231**	0,009	--	--
dec9_educ	0,0566***	0,017	--	--	0,061***	0,018	--	--
dec10_educ	0,0616***	0,014	--	--	0,066***	0,015	--	--
athrho	-0,917***	0,116	--	--	-0,843***	0,0932	--	--
d_trab	0,741***	0,053	--	--	0,704***	0,0473	--	--
Obs.	2 192 737	--	--	--	2 156 193	--	--	--
Chi^2	4224	--	--	--	4224	--	--	--

Publicaciones

- Conectividad para el desarrollo agrícola: una mirada de largo plazo
- Necesidad, demanda y obtención de crédito en el sector agropecuario en el Perú
- Mercados laborales y efectos heterogéneos de la educación en la adopción tecnológica en la agricultura peruana
- Análisis espacial de la adopción de tecnologías agrarias en el Perú. Una mirada desde el Censo Nacional Agropecuario 2012
- La pequeña agricultura familiar en el Perú. Una tipología microrregionalizada
- Seguridad de tenencia e inversiones en el agro peruano



CIES
consorcio de investigación económica y social
Construyendo conocimiento para mejores políticas

ISBN 978-92-5-309614-5

9 789253 096145

I6760ES/1/01.17