

Productividad total de factores en la agricultura peruana: estimación y determinantes*

FRANCISCO B. GALARZA**

J. GUILLERMO DÍAZ***

RESUMEN

En este artículo, proponemos la estimación de la productividad agrícola usando datos micro-económicos para el Perú. El método consiste en la estimación de una función de producción agraria, que permite recuperar la productividad como un residuo, y constituye una aplicación directa de desarrollos metodológicos recientes en la estimación de funciones de producción con datos de panel (e.g., Gandhi et al., 2013), pero aplicado en este artículo a datos de sección cruzada. Debido a la menor información disponible para la estimación con respecto al caso de datos de panel, recurrimos a supuestos de formas funcionales. En particular, se escoge la función de elasticidad de sustitución constante, que permite una mayor flexibilidad que otras formas usadas previamente en la literatura empírica nacional, como la Cobb-Douglas. Encontramos que no hay sustento para la hipótesis de la existencia de retornos crecientes a escala; que la productividad está positivamente correlacionada con la edad, el sexo, y la educación; y negativamente relacionada con el tamaño de la unidad agropecuaria y el poder de mercado.

Palabras clave: Productividad total de factores, agricultura, Perú

Clasificación JEL: O13, Q12, Q16

Total Factor Productivity in the Peruvian Agriculture: Estimation and Determinants

ABSTRACT

In this article, we propose an estimation of the agriculture productivity using micro data for Peru. The method used builds on recent production function's estimation techniques developed for panel data (e.g., Gandhi et al., 2013) but using cross-section data. Data constraints urge us to impose functional forms for the estimation. In particular, we choose the constant elasticity of substitution function, which is more flexible than other functions used by prior literature in Peru (such as the Cobb-Douglas). We find no evidence of the existence of increasing returns to scale

* Este documento circuló antes con el título "Productividad y poder de mercado en mercados agrícolas", desarrollado en el Concurso de investigación del CIES 2013, con el financiamiento de IDRC, DFATD y la Fundación Bustamante. Agradecemos la asistencia de César Salinas. Los autores son los únicos responsables por las opiniones aquí expresadas.

** Profesor investigador. Universidad del Pacífico.

*** Profesor investigador. CENTRUM Católica Graduate Business School.

in the Peruvian agriculture, and that the productivity is positively correlated with age, sex, and education, and negatively correlated with the farming unit's acreage and market power.

Keywords: Total Factor Productivity, Agriculture, Peru

JEL Codes: O13, Q12, Q16

1. INTRODUCCIÓN

La inexistencia de datos censales por casi veinte años, así como la carencia de información agrícola desagregada, han dejado un considerable vacío en la investigación económica empírica de la agricultura peruana. Esta carencia ha contribuido a que varios temas de la agenda de discusión pública no hayan sido abordados sistemáticamente, como es el caso de los principales determinantes de la productividad agrícola o el poder de negociación al momento de fijar el precio de venta del producto, por citar solo algunos.

Este trabajo busca contribuir a llenar este vacío. El objetivo principal es proponer un método de estimación de la productividad agrícola usando datos microeconómicos para el Perú. El método consiste en la estimación de una función de producción agraria, que permite recuperar la productividad como un residuo, y constituye una aplicación directa de desarrollos metodológicos recientes en la estimación de funciones de producción con datos de panel (e.g., Gandhi et al., 2013), pero aplicados al caso de datos de sección cruzada para el Perú. Asimismo, analizamos sistemáticamente algunos determinantes de la productividad de la agricultura peruana, donde la producción puede variar por el nivel de uso de insumos o por la llamada productividad total de factores (PTF), definida como la variación en la producción que no es explicada por los insumos típicos, sino por variables como la tecnología. La idea es utilizar la reciente disponibilidad de información desagregada proponiendo un método robusto a los problemas estadísticos usualmente presentes en la estimación de funciones de producción.

La literatura sobre productividad agrícola en el Perú suele asociar la baja productividad con la atomización de las unidades productivas agrícolas (e.g., CEPES, 2001; Eguren, 2003); sin embargo existe poca evidencia sistemática presentada al respecto. Es más, la evidencia más directa apunta en la dirección contraria: al menos en el caso de algunos cultivos, se observa una relación *negativa* entre la productividad y el tamaño de la unidad de producción. Esta relación inversa no es un caso atípico, sino que se encuentra ampliamente documentada en la literatura internacional (ver, por ejemplo, Assunção y Braido, 2007; Barrett et al., 2010; Benjamin, 1995; Carter, 1984; Feder, 1985; y Lamb, 2003) y no implica necesariamente que la atomización sea eficiente¹.

¹ Otros cultivos importantes en los cuales hemos podido verificar relaciones negativas con datos de la Encuesta Nacional de Programas Estratégicos 2012 (ENAPRES) son la papa, el trigo, el plátano y la yuca. Un cultivo que, más bien exhibe una relación positiva, es el algodón.

La existencia de retornos crecientes a escala favorecería la promoción del uso de factores, como la tierra, para incrementar la producción. La visible atomización de la agricultura peruana sería entonces una parte importante de la explicación de la baja rentabilidad del agro², antes que un bajo nivel de la PTF. La importancia del análisis del tamaño de la unidad productiva y su productividad es que las recomendaciones de política difieren significativamente de acuerdo con la existencia de retornos a escala: si estos son constantes, no existe una justificación directa en términos de eficiencia para una política de promoción de la concentración de tierras, por ejemplo³, sino para la promoción del acceso a crédito para inversiones de capital o mejoras tecnológicas. Si los retornos a escala son constantes, no debería existir ninguna relación entre tamaño y productividad, y las diferencias observadas en este aspecto podrían explicarse por diferencias tecnológicas o diferencias en el acceso a factores productivos, como el capital⁴.

Una explicación adicional para la pobre rentabilidad de la actividad agrícola, basada en el tamaño de la unidad agrícola, es la posible existencia de poder de mercado de parte de los demandantes (por ejemplo, comercializadores o acopiadores del producto). Con un sector agrícola atomizado, se abre la posibilidad de que los demandantes pueden influir en el precio recibido por los agricultores. De aquí la importancia de analizar la posible existencia de poder de mercado oligopsonístico y su relación con la productividad agrícola.

Algunos de los estudios previos que examinan nuestros temas de interés incluyen Ludeña (2010), quien examina la evolución de la PTF entre 1961 y 2007 de 120 países de América Latina y el Caribe-ALC (incluyendo el Perú) y otras partes del mundo. Ludeña encuentra que la productividad agrícola creció en alrededor de 1,2% en el Perú durante dicho periodo, y que, dentro de ALC, países abundantes en tierra registran mayores tasas de crecimiento en su productividad, respecto de países donde la tierra impone restricciones; de lo cual concluye que el acceso a la tierra es importante para la productividad agrícola. Asimismo, Céspedes et al. (2014) usa información de firmas formales para estimar la PTF por sector económico (incluyendo el de agricultura) para el periodo 2002-2011, bajo el supuesto de una tecnología tipo Cobb-Douglas, donde la elasticidad de sustitución de factores (capital y trabajo) es asumida como constante e igual a 1, algo que empíricamente no es necesariamente cierto. Este trabajo encuentra

² De estar en este escenario, quedaría por explicar qué determina que, a pesar de la existencia de retornos crecientes a escala, la estructura del lado de la producción agraria sea tan fragmentada. En el caso de retornos constantes o decrecientes, esto no sería ningún misterio.

³ Pueden existir justificaciones indirectas, pero requieren de la existencia de fallas de mercado. Por ejemplo, con mercados de capitales imperfectos, el acceso a crédito puede ser más fácil para agricultores con unidades más grandes, que pueden ser ofrecidas como colateral. Sin embargo, aun en este caso, la concentración de tierras no es la única opción posible, ni necesariamente la más recomendable.

⁴ Probablemente con un énfasis en el desarrollo tecnológico, si uno considera que la literatura empírica de desarrollo económico encuentra que la principal fuente del crecimiento no son factores como capital o trabajo, sino el avance tecnológico.

que la PTF es mayor en firmas más grandes y en los sectores secundario y terciario. Por otro lado, Tello (2015b) mide la productividad laboral como el valor de producción (soles del 2007) por trabajador. Usando un modelo de coeficientes aleatorio para estimar la productividad laboral, el autor encuentra efectos positivos del nivel educativo, el número de hectáreas cultivadas, y el uso de insumos sobre dicha productividad. Tello (2015a) también encontró efectos positivos del tamaño de la unidad productiva sobre la productividad laboral, usando datos del Censo Nacional Agropecuario 2012.

Cardona (2012) analiza las diferencias en la productividad agrícola por sexo en el Perú (tema que es examinado extensamente por Quisumbing, 1995)⁵, y encuentra que las diferencias entre los valores de la producción por hectárea no se deben al sexo mismo de los jefes de hogar, sino a una serie de insumos que los varones y mujeres usan en su producción. En particular, la autora encuentra que la educación⁶, y el tener al castellano como lengua materna, influyen positivamente en la productividad. Otro factor que podría estar asociado a la productividad agrícola es el crédito, porque permite comprar más y mejores insumos, y semillas con mayores rendimientos, como lo encuentran Guirkinger y Boucher (2007) para el caso de Piura. Por último, la productividad agrícola también podría ser afectada por la asistencia técnica, la calidad de la tierra y el acceso al agua, aunque estas dos últimas variables son difíciles de medir.

Por otro lado, existen escasos trabajos que analicen el poder de mercado en productos agrícolas en el Perú; los mismos que, generalmente, comparan un precio al consumidor doméstico con un precio internacional para examinar algún tipo de rigidez en los precios domésticos cuando el precio internacional varía (brechas en los precios). Luego, estiman una función de demanda para simular un modelo oligopólico y analizar cómo se comportaría la demanda del producto ante reducciones (o aumentos) del precio doméstico del cultivo mediante el cálculo de elasticidades precios. Morisset (1998) usa el método antes descrito y evalúa estas anomalías en los mercados del café, aceite, arroz, azúcar, trigo y carne vacuna de Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón y Estados Unidos para el periodo 1970-1994. El autor encuentra que, en general, el precio doméstico de estos productos es inflexible a la baja cuando los precios internacionales disminuyen; sin embargo, cuando estos aumentan, los precios domésticos también tienden a aumentar. De la misma forma, Durevall (2006) estima la demanda de café en Suecia para el periodo 1968-2002 y encuentra que la elasticidad precio no determina fuertemente la demanda por este producto. Esto implica que una fuerte reducción en el precio internacional de café apenas incrementa la demanda, lo cual es un indicio claro de poder de mercado en

⁵ En dicha revisión de la literatura, la autora reporta que, en general, no hay diferencias por sexo en la productividad agrícola.

⁶ La importancia de la educación para explicar la productividad agrícola es apoyada también por el estudio de Reimers y Klasen (2011), quienes usan un panel de datos (1961-2002) para 95 países en desarrollo y en vías de desarrollo. Syverson (2011) realiza una revisión de la literatura empírica sobre productividad en diferentes sectores, incluyendo la agricultura.

el precio doméstico de este cultivo. Cálculos del índice de Lerner comprueban esta evidencia para el periodo 1985-2002, que sitúan esta elasticidad ajustada en 0,10⁷.

De igual importancia es el estudio realizado por Loza (2001), quien analiza la competitividad del mercado primario de leche en Argentina. El autor encuentra evidencia de cierto grado de poder monopsonico y de que el grado de poder de mercado es alto cuando existe mayor producción de leche. En consecuencia, los productores rurales pierden un porcentaje de la rentabilidad que les correspondería si no se dieran las fallas de mercado. En el caso peruano, Bianco y Macedo (2005) es uno de los pocos trabajos que abordan el tema. Los autores estudian el rol de la concentración de las empresas desmolidoras en la formación de precios del algodón rama en Huaral y Chincha, y encuentran evidencia cualitativa de un amplio poder de mercado en Huaral. Sin embargo, el poder de mercado no es cuantificado de manera explícita y tampoco se cuantifican los determinantes tecnológicos de los costos de los agricultores. Por ende, dado que no se tiene idea de la magnitud de sus costos económicos, no es posible discernir la importancia del poder de mercado versus la baja productividad de los agricultores sobre su rentabilidad. Aparicio (2003) adolece de la misma limitación en su análisis del poder de mercado del maíz amarillo duro en los valles de Barranca y Cañete.

El resto del artículo está organizado como sigue. La sección 2 revisa el marco teórico sobre productividad agrícola y poder de mercado usado en nuestro análisis. La sección 3 presenta la metodología usada, la sección 4 discute los resultados, y la sección 5 concluye.

2. MARCO TEÓRICO

2.1. PRODUCTIVIDAD

La producción es el resultado de la transformación de insumos, dada una tecnología. La teoría económica resume esta relación cuantitativamente en funciones de producción:

$$Y = F(M, HL, FL, L),$$

donde Y es el nivel de producto, que depende del uso de insumos, como materiales (M), trabajo contratado (HL) y familiar (FL) y tierra (L). Una forma funcional usada frecuentemente para el caso de la producción agrícola es la Cobb-Douglas:

$$Y = AM^a HL^b FL^c L^d e^\varepsilon \quad (1)$$

Donde a , b , c y d son parámetros fijos y A es una variable que puede representar múltiples elementos, desde el estado de la tecnología a la eficiencia intrínseca del productor. El primer caso se refiere a la heterogeneidad tecnológica: tecnologías más avanzadas permitirían incrementar la tasa a la que se transforman los insumos en producto (un A más alto).

⁷ Cuando esta elasticidad es cero, nos encontramos en una situación de competencia perfecta y cuando es uno, hay evidencia de poder monopólico.

Pero también es esperable heterogeneidad entre el nivel de eficiencia de los productores en transformar los insumos en producto, por ejemplo debido a diferencias en su experiencia o capital humano acumulado. Finalmente, también puede tratarse de otros determinantes de la producción, no considerados como factores de producción, como por ejemplo, los choques climáticos. Cubriendo potencialmente todas estas posibilidades, se denomina al término A como productividad total de factores o simplemente *productividad*.⁸ Por último, tenemos un choque, ε , que captura variaciones naturales en la producción, no sistemáticas y no atribuibles al uso de insumos ni a la productividad de la firma⁹.

Este marco teórico simple permite estudiar consistentemente una serie de proposiciones de política pública. El primer elemento evidente corresponde a la diferenciación entre la parte de la producción explicada por los insumos y la productividad. Uno puede incrementar la producción mediante el incremento de uso de factores o mediante el incremento de su productividad, siendo ambos no necesariamente relacionados. Una diferencia clave es que los factores de producción tienen un costo y que el productor decide su nivel de uso (en el caso de mercados competitivos, se iguala el valor del producto marginal del insumo a su costo marginal, que no es más que su precio unitario en este escenario). Sin embargo, estas características no necesariamente se dan en el caso de la PTF. Por ejemplo, el acceso a una nueva forma de planificar la siembra de un determinado cultivo puede aumentar los rendimientos, sin necesariamente implicar un costo para el agricultor. Otro ejemplo puede ser el rendimiento del área sembrada, el cual a partir de cierto nivel puede dejar de ser manejable por el productor. Posiblemente debido a estas diferencias, los estudios que analizan la evolución de la producción en el sector agrícola encuentran generalmente que una gran parte del crecimiento de la producción suele ser explicada por la evolución de la PTF, antes que por el uso de factores¹⁰.

2.2. PODER DE MERCADO OLIGOPSÓNICO

El poder de mercado permite a algunos de los actores del mercado fijar precios diferentes a los de una situación de competencia perfecta. En el caso de un oligopsonio, esto permite al lado de la demanda reducir la compra del producto para reducir el precio a pagar. De este modo, el valor generado para el intermediario de adquirir una unidad más

⁸ Nótese que la formulación de la PTF requiere de un nivel de separabilidad entre una parte de la producción explicable por el uso de factores y otra parte no atribuible a estos. Esto se puede hacer aún más evidente tomando logaritmos a la función de producción Cobb-Douglas y notando que la PTF podría obtenerse como un residuo.

⁹ Este término también puede capturar simplemente errores de medición de la variable Y , en cuyo caso se trata no de variaciones en el producto, sino de variaciones en la medición del producto.

¹⁰ Esta literatura es extensa. Un resumen de la literatura reciente se encuentra en Kumar et al. (2008). En los estudios revisados por estos autores encuentran que la evolución del PTF explica entre el 46,8% y 85,7% del crecimiento en la producción agrícola en múltiples países.

del producto agrícola estará por encima del precio de mercado del mismo. Esto puede afectar la medición de productividad planteada en este estudio en tanto que la medida del producto agregado, los ingresos del agricultor, es el producto de precios de venta y cantidades producidas. En la sección metodológica, proponemos un método para tomar en cuenta este posible efecto en la estimación de la función de producción agrícola¹¹.

Por otro lado, la existencia de poder de mercado también puede afectar el nivel de productividad, o PTF. Esto se puede dar, por ejemplo, si adoptar nuevas tecnologías implica un costo de adaptación mientras se adapta la tecnología a las condiciones específicas en que opera la explotación agraria, o se aprende a utilizarla.¹² En el caso de la agricultura, se espera que estos costos sean potencialmente significativos, por ejemplo, en el uso de nuevas semillas, cuya resistencia o adaptabilidad a condiciones ambientales específicas es, en muchos casos, difícil de predecir. En el caso de productores que enfrentan poder de mercado del lado de los compradores, hacer estas inversiones puede resultar no factible.

3. METODOLOGÍA

El presente artículo se basa en la estimación de funciones de producción agraria, como se describe en el marco teórico. En este sentido, un tema metodológico fundamental consiste en cómo estimar dicha función de manera apropiada (sección 3.1). Este método considera la influencia del poder de mercado, que podría afectar la estimación, según lo sugerido en la sección previa. En la sección 3.2 se propone un método para la medición del poder de mercado.

3.1. ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN AGRARIA

(a) El modelo empírico

La función de producción relaciona el nivel de producción con el uso de insumos y la productividad. En la medida en que esta última, por lo general, no puede ser capturada en una escala que pueda ser definida (o medida) de manera precisa, se identifica como productividad a la parte sistemática del producto que no puede ser explicada por el uso de insumos como trabajo, capital o materiales. Esto implica que la productividad

¹¹ Cabe remarcar que una estimación apropiada de la función de producción agrícola permite evaluar el grado de poder de mercado asumiendo estructuras de mercado de productos finales (ver párrafos siguientes).

¹² Un modelo teórico que considera costos de adopción de nuevas tecnologías es el propuesto por Holmes et al. (2008), aunque ellos consideran poder de mercado de los productores sobre la demanda, por lo que el argumento planteado es diferente. Un trabajo empírico reciente que brinda evidencia relacionada a la existencia de estos costos heterogéneos de adopción tecnológica es Suri (2011). En este estudio se presenta evidencia indirecta de la existencia de una gran heterogeneidad de costos de adopción tecnológica, lo que se utiliza para explicar las bajas tasas de adopción del maíz híbrido en Kenia.

se calcula como un residuo, y, por lo tanto, requiere del paso previo de la estimación de una función de producción, como indicamos líneas arriba. Si conociéramos perfectamente la forma funcional de $F(\cdot)$ y pudiésemos medir el uso de los insumos, entonces $Y/F(M, HL, FL, L)$ nos permitiría aproximar la productividad, sujeto a la variación aleatoria del error de estimación. Nuestro objetivo es, entonces, obtener un estimado de $F(M, HL, FL, L)$.

Un camino frecuente es asumir un conocimiento parcial de la función $F(\cdot)$. Es decir, asumir una forma funcional para $F(\cdot)$, dependiente de un vector de parámetros desconocidos, digamos, β . Una forma funcional popular es la Cobb-Douglas, indicada en la ecuación (1). Formulando el problema de manera más general, tenemos que, reescribiendo la función de producción (y haciendo explícita la dependencia de $F(\cdot)$ del vector de parámetros β), si se asume que $E[\ln A|M, HL, FL, L] = E[\ln \varepsilon|M, HL, FL, L] = 0$ (o, aproximadamente, que no hay correlación entre los términos no observables, es decir, la productividad y el error, y la parte de la producción explicada por los insumos), entonces es relativamente sencillo obtener estimados del vector β . Si usamos la función Cobb-Douglas, una regresión lineal simple por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del logaritmo del producto contra el logaritmo de los insumos nos dará un estimador consistente de β ¹³.

Sin embargo, en general, no es sencillo asumir que $E[\ln A|M, HL, FL, L] = 0$. En la medida que (i) el nivel de uso de los insumos es una decisión del productor y (ii) que la rentabilidad de esta decisión depende del nivel de productividad del agente, resulta claro que la intensidad del uso de insumos dependerá del nivel de productividad del productor (i.e., un agente más productivo tenderá a contratar más trabajo o capital, pues espera un retorno mayor de estos insumos). En otras palabras, los insumos son variables endógenas, puesto que dependen (son funciones) de un componente del término de error. El sesgo inducido por este fenómeno, si uno estima el modelo sin tomarlo en cuenta, se denomina en la literatura «sesgo de transmisión» (Griliches y Mairesse 1995).

En este artículo, proponemos un método para estimar los parámetros desconocidos de $F(\cdot)$, evitando este sesgo. La propuesta se basa en una idea sugerida y desarrollada recientemente por Ghandi et al. (2013), que aprovecha la misma raíz del problema del sesgo de transmisión, que es la dependencia del uso de insumos con respecto al nivel de productividad. Asumiendo que el productor maximiza beneficios y que se encuentra en un entorno competitivo en el mercado de insumos, la forma de esta dependencia se puede deducir a partir de la forma asumida para la función de producción.

¹³ Para formas funcionales diferentes, en las que $F(\cdot)$ dependa no linealmente de β , el problema no es conceptualmente más complicado, pero en lugar de MCO se deben utilizar métodos como mínimos cuadrados no lineales (por supuesto, siempre sujeto a la existencia de variación independiente suficiente para identificar los parámetros en β).

Por ejemplo, si la función tiene elasticidad de sustitución constante (CES, por sus siglas en inglés), se conoce la forma de las demandas derivadas de los insumos, sujeto a los parámetros de la función que aún deben estimarse. Proponemos usar esta información para diseñar una regresión que no tenga el problema del sesgo de transmisión. Considerando el caso de la función CES con cuatro insumos (llamémoslos M , FL , HL y L):

$$Y = \left(\alpha_M M^{-\delta} + \alpha_{HL} HL^{-\delta} + \alpha_{FL} FL^{-\delta} + (1 - \alpha_M - \alpha_{HL} - \alpha_{FL}) L^{-\delta} \right)^{\left(\frac{r}{\delta}\right)} e^{\omega} e^{\varepsilon} \quad (2),$$

donde ω captura la productividad del agente durante el período de análisis, ε es un error aleatorio no relacionado con el resto de las variables del modelo y e es el operador exponencial.¹⁴ Esta forma funcional, además de permitirnos implementar el método para eliminar el sesgo de transmisión, tiene la ventaja de ser más flexible que la frecuentemente utilizada función Cobb-Douglas. De hecho, se puede probar que si $\delta = 0$, la función CES se convierte en una función Cobb-Douglas; si $\delta = -1$, la CES se vuelve lineal, implicando una sustitución perfecta entre los insumos; mientras que si δ tiende a menos infinito, la función tiende a ser una Leontief, que implica complementariedad perfecta (ningún grado de sustituibilidad) entre los insumos. Por otro lado, la función CES también deja libre la estimación de r , que mide los retornos a escala del uso de insumos (si $r = 1$, existen retornos constantes a escala; si $r > 1$, dichos retornos son crecientes; y si $r < 1$, son decrecientes).

En segundo lugar, asumiremos que M es un insumo *flexible*, lo que quiere decir dos cosas: (i) el nivel de M se decide después de conocido el nivel de productividad del período actual (ω), pero (ii) se decide antes de que ε sea conocido. Asumiendo competencia perfecta en los mercados del bien final y de los insumos, esto implica que el uso de M está determinado por la siguiente condición de primer orden (los subíndices significan derivadas parciales con respecto al insumo indicado):

$$PF_M(M, HL, FL, L)e^{\omega} E[e^{\varepsilon}] = w_M,$$

donde P es el precio del bien final (producción agrícola) y w_M es el precio de M . Asimismo, para ahorrar en notación denominamos ahora $F(M, HL, FL, L) = (\alpha_M M^{-\delta} + \alpha_{HL} HL^{-\delta} + \alpha_{FL} FL^{-\delta} + (1 - \alpha_M - \alpha_{HL} - \alpha_{FL}) L^{-\delta})^{\left(\frac{r}{\delta}\right)}$. Nótese que se maximiza tomando el valor esperado con respecto a ε , pues este choque es desconocido al momento de tomar la decisión de contratación de M . Asumiendo que $E[e^{\varepsilon}] = 1$ y tomando logaritmos, tenemos que:

$$\ln w_M = \ln P + \ln F_M(M, HL, FL, L) + \omega \quad (3)$$

¹⁴ Nuevamente, este error puede ser un choque real, que afectó a la producción una vez que las decisiones de M , HL , FL y L ya estaban tomadas y eran irreversibles (de manera tal que el nivel de estos insumos no fue afectado por ε). Pero ε también puede ser un error de la medición de Y , en cuyo caso es aún más natural asumir que no está relacionado con el nivel de uso de M ni de los demás insumos.

Por otro lado, tenemos la función de producción, que, expresada en logaritmos, es:

$$\ln Y = \ln F(M, HL, FL, L) + \omega + \varepsilon \quad (4)$$

La idea es usar la información de la ecuación (3) para deshacernos de ω en la ecuación (4). Una forma de implementar esto es agregando $\ln M$ a ambos lados de la primera ecuación para luego sustraer la función de producción. Luego de reordenar, obtenemos:

$$\ln s_M \equiv \ln \left(\frac{w_M M}{PY} \right) = \ln \left(\frac{MF_M(.)}{F(.)} \right) - \varepsilon$$

Esta ecuación determina el (logaritmo de) la proporción del gasto en M (s_M) con respecto al valor total de la producción (el *share* de M). Retomando el supuesto de la función de producción CES, esto implica:

$$\ln s_M = \ln(r\alpha) - \delta \ln M - \ln(\alpha_M M^{-\delta} + \alpha_{HL} HL^{-\delta} + \alpha_{FL} FL^{-\delta} + (1 - \alpha_M - \alpha_{HL} - \alpha_{FL}) L^{-\delta}) - \varepsilon \quad (5)$$

(b) *Estimación*

Un resultado importante de la última ecuación es que ya no se encuentra el nivel de productividad (ω). El error de esta ecuación, ahora solo conformado por ε^{15} , es independiente del resto de la ecuación, con lo que no tenemos variables endógenas. Además, como se puede apreciar, los tres primeros términos de la ecuación contienen todos los parámetros de la función de producción que deseamos estimar, y todos estos parámetros se encuentran identificados¹⁶. Dado que el error de la ecuación es aditivo, los parámetros se pueden estimar por mínimos cuadrados no lineales, que consiste en seleccionar el vector (r, α, δ) que minimice la siguiente suma de errores al cuadrado:

$$\sum_{i=1}^N \left[\ln s_{M_i} - \left(\ln(r\alpha) - \delta \ln M_i - \ln \left(\alpha_M M_i^{-\delta} + \alpha_{HL} HL_i^{-\delta} + \alpha_{FL} FL_i^{-\delta} + (1 - \alpha_M - \alpha_{HL} - \alpha_{FL}) L_i^{-\delta} \right) \right) \right]^2$$

Una vez que contemos con estimados del vector (r, α, δ) , se podrá calcular la parte del producto explicada por el uso de insumos (la función $F(.)$ en la parte inicial de esta sección).

Sobre la posible influencia del poder de mercado en el mercado del producto en la estimación de los parámetros, el método de estimación propuesto no presenta dicha

¹⁵ Uno podría agregar un error a la condición de primer orden de uso de M , pero tendríamos que asumir también que es independiente del HL , FL , L y M (por ejemplo, error aleatorio por error de medición).

¹⁶ En esta parte juega un papel importante el supuesto paramétrico de la forma CES. No se obtienen los mismos resultados si uno asume otra forma funcional para la función de producción. Por otro lado, también cabe remarcar que no es posible identificar $F(.)$ sin realizar supuestos paramétricos, como en este caso la forma CES. Una estimación no paramétrica requiere, además de los supuestos realizados en este trabajo, de observar a cada unidad productiva en múltiples períodos de tiempo (datos de panel).

influencia, dado que la estrategia consiste en estimar la ecuación del *share* del insumo flexible en vez de la función de producción propiamente dicha. Sin embargo, dado que no observamos directamente el uso de insumos, sino el gasto en estos rubros, la variabilidad de estos precios sí podría contaminar la estimación. Para aliviar este problema, se deflactan los valores de gastos en insumos como trabajo o materiales por índices de precios departamentales (ver sección de resultados donde se describe la estimación con algo más de detalle).

(c) *Estimación de la productividad*

Dadas las estimaciones de los parámetros de la función de producción (ecuación (2)), se puede obtener un estimado de la productividad idiosincrática de la explotación agraria (ω), vía:

$$\ln Y = -\left(\frac{r}{\delta}\right) \ln \left(\alpha_M M^{-\delta} + \alpha_{HL} HL^{-\delta} + \alpha_{FL} FL^{-\delta} + (1 - \alpha_M - \alpha_{HL} - \alpha_{FL}) L^{-\delta} \right) + \omega + \varepsilon \quad (6),$$

lo que implica que:

$$\begin{aligned} E[\omega | M, HL, FL, L] &= E[\ln Y | M, HL, FL, L] \\ &+ \left(\frac{r}{\delta}\right) \ln \left(\alpha_M M^{-\delta} + \alpha_{HL} HL^{-\delta} + \bar{\alpha}_{FL} FL^{-\delta} + (1 - \alpha_M - \alpha_{HL} - \alpha_{FL}) L^{-\delta} \right) \end{aligned}$$

Para estimar la productividad, se utiliza información del producto agregado, el cual se aproxima mediante el ingreso total del productor agrario (el ingreso es una especie de índice de producción, en el cual la producción de cada cultivo se pondera por su precio). Por este motivo, es posible que la variabilidad de precios (que resulta, por ejemplo, de la heterogeneidad del poder de mercado entre los mercados) pudiera afectar la medición. Es decir, un estimado alto de productividad de acuerdo con este método podría deberse a la existencia de precios altos en la región donde comercia el productor, y no a que este produzca más dado un nivel de uso de insumos. Para mitigar estos efectos, en esta etapa se considera un índice de producción deflactado. Es decir, a Y se le resta el logaritmo del producto de los precios que el productor enfrentó y el nivel de producción medio de los cultivos que aquel produce.

3.2. MEDICIÓN DEL PODER DE MERCADO

La metodología propuesta puede ser extendida para lidiar con situaciones de competencia imperfecta, donde se analice la relación entre poder de mercado y productividad. Partiendo de la decisión de uso del insumo flexible, M , que se escoge para lograr la minimización de costos:

$$\min_M w_M M + \lambda(Y - F(\cdot))e^{\omega} \tag{7},$$

que genera la siguiente condición de primer orden:

$$\lambda F_M(\cdot)e^{\omega} = w_M$$

lo que implica, luego de reordenar, que:

$$\lambda Y \frac{MF_M(\cdot)}{F(\cdot)} = w_M M,$$

Finalmente, volviendo al supuesto de la función CES, que extiende la ecuación (5), tenemos:

$$\begin{aligned} \ln s_M = & \ln\left(\frac{\lambda}{P}\right) + \ln(r\alpha) - \delta \ln M \\ & - \ln\left(\alpha_M M^{-\delta} + \alpha_{HL} HL^{-\delta} + \alpha_{FL} FL^{-\delta} + (1 - \alpha_M - \alpha_{HL} - \alpha_{FL})L^{-\delta}\right) - \varepsilon \end{aligned} \tag{8}$$

Recordando que λ es el costo marginal de la firma, se puede apreciar en la ecuación anterior que la existencia de poder de mercado altera la ecuación de la proporción de gasto en el insumo. En particular, se afecta el intercepto de la ecuación (5), que ahora está conformado por $\left(\ln\left(\frac{\lambda}{P}\right) + \ln(r)\right)$. Esto implica que no es posible estimar separadamente el nivel de economías de escala (r) y el nivel de poder de mercado ejercido por el productor $\left(\frac{\lambda}{P}\right)$. Sin embargo, el resto de parámetros sigue estando identificado.

Asumiendo un área geográfica en la cual el poder de mercado es similar entre los productores, se puede plantear la siguiente ecuación, para el agricultor i en el área t :

$$\begin{aligned} \ln s_{Mit} = & \mu_t + \ln(\alpha) - \delta \ln M_{it} \\ & - \ln\left(\alpha_M M_{it}^{-\delta} + \alpha_{HL} HL_{it}^{-\delta} + \alpha_{FL} FL_{it}^{-\delta} + (1 - \alpha_M - \alpha_{HL} - \alpha_{FL})L_{it}^{-\delta}\right) - \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{9}$$

Donde $\mu_t = \ln\left(\frac{\lambda_{it}}{P_{it}}\right) + \ln(r)$, y bajo el supuesto de que $\left(\frac{\lambda_{it}}{P_{it}}\right)$ es constante en el área t .

Tomando una de las áreas como base y colocando variables *dummy* para el resto, se puede identificar las *diferencias* de poder de mercado entre las áreas geográficas (la constante del modelo estimaría conjuntamente el nivel de poder de mercado en el área base más el logaritmo de r ; no se podrían estimar ambos indicadores separadamente).

4. RESULTADOS

4.1. DATOS

Los resultados presentados usan los datos de las ENAPRES 2011 y 2012¹⁷. Debido a las condiciones de los datos de estas encuestas, se toman las siguientes definiciones con respecto a las variables

- *Producción*: se toma el valor total de la producción agrícola. Aunque también se cuenta con datos de la producción por cada cultivo cosechado, el valor total de la producción es como un índice que agrega la producción total.
- *Uso de insumos intermedios*: la encuesta no provee información directa sobre el uso de horas de trabajo, capital u otros insumos. Sin embargo, en el módulo de costos se presenta información sobre los gastos en insumos de manera parcialmente desagregada¹⁸. En particular, la encuesta presenta el gasto anual en:
 - Semillas
 - Abono
 - Fertilizante
 - Pesticidas
 - Mano de obra contratada
 - Agua
- *Tierra*: la encuesta brinda información sobre el tamaño total de la explotación agraria, la superficie sembrada y la superficie cosechada durante el último año.

Nótese que usamos variables monetarias para medir el producto agregado de cada agricultor (producción de todos los cultivos en unidades monetarias), así como su uso de factores; en particular, para el trabajo contratado y los insumos intermedios, como fertilizantes, pesticidas y abonos. Esto se realiza, por una parte, debido a restricciones de información, dado que, en el caso de los factores de producción, la encuesta utilizada solo provee datos de gasto del agricultor por rubro, en vez de las unidades utilizadas. Por otro lado, aunque utilizar los ingresos del agricultor como medida de producción agregada podría generar subestimaciones (o sobreestimaciones) de la productividad para regiones en donde los precios son menores (o mayores) al promedio, podemos aliviar este problema significativamente, dado que la encuesta provee el detalle de los precios

¹⁷ Cabe señalar que excluimos de la muestra al 1% de unidades agropecuarias con el tamaño más grande.

¹⁸ Una versión previa del artículo incluyó una variable *proxy* del capital, capturada de la información en la categoría «otros», en la que algunos entrevistados especifican gastos que pueden considerarse como gastos de uso de capital (que miden flujo, no *stock*): arriendo de tractores, mantenimiento de equipos (que puede aproximar su grado de uso) y similares. Sin embargo, esto se da solamente para alrededor del 30% de la muestra. Debido a esta restricción y a que varios de los resultados cualitativos no varían con la inclusión de esta variable, decidimos excluirla.

recibidos por cada producto y por cada agricultor. Esta información nos permite generar un índice de precios individualizado para deflactar los ingresos de cada agricultor y tener una medida real (en los términos descritos) de su producción. El índice consiste en un precio promedio recibido por el agricultor por todos sus productos, el cual promedia estos precios, ponderando cada uno por la proporción que representa el cultivo correspondiente de sus ingresos totales.

La Tabla A1, en el Anexo, presenta las estadísticas descriptivas de las variables usadas en el análisis. Veamos los resultados de nuestras estimaciones, a continuación.

4.2. FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN

(a) *Función Cobb-Douglas*

Presentamos dos conjuntos de estimaciones. En primer lugar, se estimará la función de producción asumiendo una forma Cobb-Douglas (lo que lleva a una regresión lineal del producto contra los insumos, en logaritmos). Como se indicó en la sección metodológica, esta estimación tiene dos problemas potenciales: por una parte se restringe el patrón de sustituibilidad entre los insumos considerados; y, por otro lado, la especificación sufre de endogeneidad, por lo que los estimados obtenidos de los parámetros no serán consistentes (no se acercarán a los verdaderos valores de estos parámetros, sin importar el tamaño de muestra). De todos modos, se incluyen estos resultados de manera referencial.

Dados los datos disponibles en las encuestas, se construyen las siguientes variables (las variables monetarias están medidas en miles de soles).

- Producción (Y): medido como el valor agregado de la producción agrícola.
- Trabajo contratado (HL): medido como el gasto en trabajo contratado.
- Trabajo familiar no remunerado (FL): medido como el número de familiares que apoyan en la explotación agrícola.
- Materiales (M): se agrupan el gasto en semillas, abono, fertilizante, pesticidas y acceso a agua.
- Tierra (L): medido como la superficie cosechada, expresada en hectáreas.

Versiones previas de este documento incluyeron una variable *proxy* de capital, construida a partir de la variable «otros gastos», identificando los casos en que el productor revela gastos relacionados al uso de capital (arriendo de maquinarias, mantenimiento de equipos, compra de combustible para el tractor, etc.). Dada su no significancia en la mayoría de regresiones, y a que no captura apropiadamente la noción del «capital», no la incluimos en los resultados mostrados a continuación.

La Tabla 1 muestra los resultados de la estimación de la ecuación 1, expresada en su versión logarítmica, usando un índice de precios promedio mencionado en la sección 4.1, para deflactar nuestro indicador de producción (Y). Como se puede apreciar, los resultados no son consistentes con una función con retornos constantes a escala en ninguna de las especificaciones, pues la suma de los coeficientes estimados es largamente mayor a 1 (más adelante, veremos que este resultado cambia con la estimación de las funciones CES, que controla la endogeneidad en el uso de insumos). Asimismo, las variaciones temporales en los coeficientes de HL , M y L son relativamente pequeñas, mientras que la variable FL (trabajo familiar) resulta tener, para nuestra sorpresa, un coeficiente negativo, lo que implica una elasticidad del producto de FL negativa (insumo improductivo). Recuerde que estamos usando variables deflactadas, tanto para el producto (Y), como para los insumos HL y M . Si corriéramos las variables sin deflactar, el coeficiente de FL sería no significativo.

Tabla 1. Función de producción Cobb-Douglas
Variable dependiente es: $\ln Y$, deflactada

	(1) <i>Pool de datos</i>	(2) 2011	(3) 2012
Ln HL	0,214*** (0,0207)	0,217*** (0,0270)	0,212*** (0,0272)
Ln FL	-0,103*** (0,0120)	-0,0864*** (0,0208)	-0,118*** (0,0166)
Ln M	0,896*** (0,0418)	0,903*** (0,0351)	0,887*** (0,0499)
Ln L	0,427*** (0,00878)	0,460*** (0,0116)	0,406*** (0,0109)
Constante	5,454*** (0,0217)	5,433*** (0,0301)	5,479*** (0,0208)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	27 977	12 246	15 731
R2	0,443	0,464	0,430

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(b) Función de elasticidad de sustitución constante (CES)

En esta subsección se presentan los resultados de estimaciones que asumen una función CES. Como indicamos antes, esta forma funcional proporciona dos ventajas: se trata de una forma funcional más flexible que la función Cobb-Douglas, lo cual permite patrones de sustitución entre los insumos más generales; y es la base de una metodología de estimación que elimina el potencial sesgo en la estimación de los parámetros de la función, debido a la endogeneidad de los insumos (posible incidencia del nivel de productividad sobre la decisión de uso de insumos).

La especificación de la Tabla 2 es la misma que la de la Tabla 1; con la excepción de las variables *dummy* para capturar efectos fijos¹⁹. En este caso, tenemos estimados de r (el parámetro de retornos a escala). A diferencia del caso de la función Cobb-Douglas, estos parámetros no son las elasticidades producto de los insumos, aunque sí están relacionados con la productividad marginal de cada uno de ellos, por lo cual no son comparables con los de la función Cobb-Douglas en magnitudes absolutas.

Las columnas (2), (4) y (6) de la Tabla 2 reportan los resultados de una estimación directa, por mínimos cuadrados no lineales, de la función de producción CES (ecuación (2), en versión logarítmica), asumiendo que la productividad no afecta el uso de insumos (esta especificación sufriría de sesgo de transmisión); mientras que las columnas (1), (3) y (5) controlan por la posible endogeneidad en el uso de insumos (ecuación (5)). Estos últimos estimadores combinan la información de la función de producción y la condición de primer orden de uso de un insumo flexible, que en este caso se asume que es M . Como mostramos anteriormente, esto implica estimar una ecuación para el logaritmo del *share* de M ($\ln s_M$). Solo para recordar, asumir que M es flexible significa que permitimos que dependa de la productividad, ω . Es decir, el uso de los insumos en M se puede ajustar de acuerdo al nivel de productividad conocido por el agricultor. En contraste con esto, la decisión de adquisición de capital (como un tractor), por ejemplo, es una decisión tomada previamente, que seguramente no está influenciada por el nivel de ω ²⁰.

Un primer resultado importante es que la estimación que controla por el sesgo de transmisión (columnas impares) afecta los parámetros estimados (*versus* las columnas pares). En el caso de los resultados para el *pool* de datos y 2011, los coeficientes del trabajo contratado (HL) y tierra (L) se incrementan, mientras que los coeficientes de los materiales (M) (relacionado al uso de insumos intermedios, como pesticidas, fertilizantes y abonos) se reducen, una vez controlado el sesgo de transmisión. De hecho, este es uno de los parámetros más afectados por dicho sesgo (compare columnas (1) con la (2) y (3) con la (4)). Este resultado es consistente con la idea de que el uso de materiales

¹⁹ La convergencia de la estimación de un modelo no lineal con variables *dummy* siempre es complicada por la dificultad de la convergencia; de ahí que los resultados no los incluyen.

²⁰ También se podría asumir que HL (trabajo contratado) es un insumo flexible. Esto requeriría la estimación de dos ecuaciones del *share*, para M y para HL .

está correlacionado con la productividad del productor, de manera que el incremento en producto asociado con un aumento en el uso de materiales se debe, en parte, a la alta productividad de estos productores, antes que al impacto puro del insumo. En la ecuación del *share* de M (ecuación (5)) se controla por lo segundo, de manera que el coeficiente de M refleja más puramente el efecto del uso de materiales²¹. Se observan resultados similares para 2012; excepto para el caso del trabajo contratado, que reduce levemente su coeficiente, luego de controlar por el sesgo de transmisión. En segundo lugar, los estimados de δ , nuestro coeficiente del grado de sustitución de insumos, en todos los casos, están alrededor de -0,9, valor que refleja un alto grado de sustitución²²; que no puede ser capturado por la función Cobb-Douglas. En tercer lugar, nuevamente se aprecia una relativamente reducida variación temporal en los coeficientes estimados.

**Tabla 2. Función de producción CES – Insumos con precios deflactados:
Trabajo Contratado, Trabajo Familiar, Insumos, Tierra**

	Pool de datos		2011		2012	
	(1) $\ln s_M$	(2) $\ln Y$	(3) $\ln s_M$	(4) $\ln Y$	(5) $\ln s_M$	(6) $\ln Y$
r	0,854*** (0,0148)	0,707*** (0,00583)	0,886*** (0,0244)	0,755*** (0,00857)	0,832*** (0,0186)	0,676*** (0,00794)
α_{HL}	0,283*** (0,00815)	0,248*** (0,0125)	0,297*** (0,0112)	0,199*** (0,0159)	0,271*** (0,0119)	0,293*** (0,0184)
α_{FL}	0,00252*** (0,000584)	-0,00176* (0,00101)	0,00166* (0,000873)	-0,000524 (0,00136)	0,00340*** (0,000794)	-0,00202 (0,00152)
α_M	0,270*** (0,00503)	0,481*** (0,00971)	0,258*** (0,00739)	0,490*** (0,0128)	0,279*** (0,00695)	0,464*** (0,0142)
α_L	0,444*** (0,00642)	0,273*** (0,00737)	0,443*** (0,00918)	0,312*** (0,0108)	0,447*** (0,00903)	0,245*** (0,00989)
N	27 977	27 977	12 246	12 246	15 731	15 731
R ²	0,7443	0,4335	0,7311	0,4608	0,7542	0,4139

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

²¹ Este resultado es difícilmente sorprendente, puesto que estos insumos serían los más flexibles de ajustar frente a las características específicas de la explotación agrícola, incluyendo choques temporales. Por ejemplo, si la explotación se ve afectada por una plaga, se espera un incremento en el uso de pesticidas. Por otro lado, no se esperaría un ajuste similar en el caso de los otros insumos, como mano de obra o área cultivada (de hecho, muchos de los choques a la producción agrícola ocurren luego de la decisión de cultivo o siembra).

²² Esto puede deberse a que la especificación actual asume que todos los insumos tienen la misma sustituibilidad entre ellos. Este supuesto se puede relajar en versiones futuras del documento, asumiendo una generalización de la actual función, que permite diferentes posibilidades de sustitución entre diferentes tipos de insumos.

Por último, en cuanto a nuestro parámetro de escala, en general, en ninguno de los resultados, el estimador de r sugiere la presencia de retornos crecientes a escala; a diferencia de lo encontrado para el caso de la función Cobb-Douglas.

En suma, entonces, se aprecia que la flexibilidad de la especificación CES permite identificar un mayor grado de sustituibilidad entre insumos que la permitida por estimaciones con una función Cobb-Douglas, que resulta en estimados de los parámetros más acordes con la teoría económica. De esta manera, se encuentra que, incluyendo la tierra (L) como factor de producción, no existe evidencia de retornos crecientes a escala en la producción agraria. En el caso de la función Cobb-Douglas, se encontrarían retornos crecientes, lo que no parece razonable. Asimismo, controlar por el sesgo de transmisión genera resultados significativamente diferentes (principalmente en el sentido estadístico, pues en términos económicos las distancias no parecen ser muy grandes).

(c) Estimación de la productividad y sus determinantes

Utilizando la metodología descrita en la sección 3.1(c), en esta subsección presentamos los resultados de las estimaciones de productividad y exploramos estadísticamente su relación con algunas características individuales de los productores agrícolas, de los hogares, y de los centros poblados donde habitan.

Con respecto a las estimaciones de productividad, se presentan dos tipos de resultados. En primer lugar, se presentan los resultados basados en la ecuación (6), es decir:

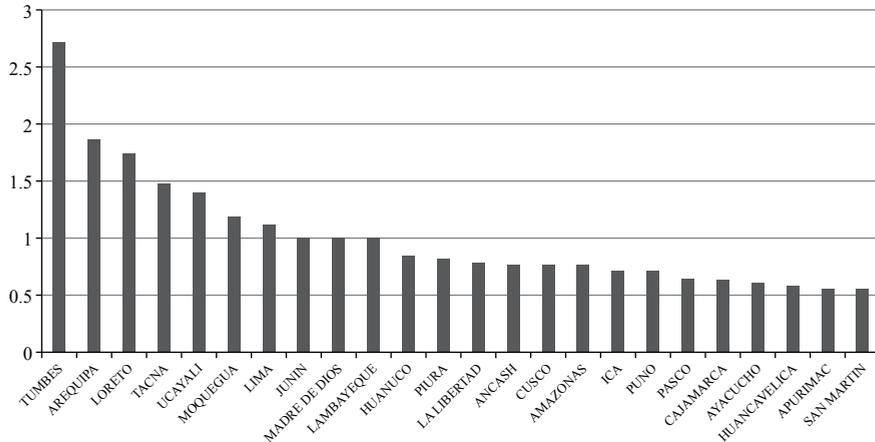
$$\widehat{\omega + \varepsilon} = \ln Y + \left(\frac{\hat{r}}{\hat{\delta}} \right) \ln \left(\hat{\alpha}_M M^{-\hat{\delta}} + \hat{\alpha}_{HL} HL^{-\hat{\delta}} + \hat{\alpha}_{FL} FL^{-\hat{\delta}} + (1 - \hat{\alpha}_M - \hat{\alpha}_{HL} - \hat{\alpha}_{FL}) L^{-\hat{\delta}} \right)$$

donde el símbolo $\hat{}$ denota que la variable se trata de un estimador (en el lado derecho de la ecuación, en particular, se utilizan los estimados obtenidos de la función de producción CES), e Y es el nivel de ingresos del productor agrario, que se usa como un índice representativo de la producción. Como se menciona en la sección 4.1, el uso de los ingresos como medida de producción puede llevar a sobre (sub) estimar la productividad en regiones donde los precios recibidos por los productores agrarios sean mayores (inferiores). Para lidiar con este potencial problema, proponemos la estimación de la productividad *net*a (al resultado anterior se denomina productividad bruta). Esta medida utiliza como producto (Y) un índice de producción deflactado, en vez de usar directamente los ingresos. Debido a que la encuesta cuenta con información de los precios recibidos por cada producto de cada productor agrario, se puede calcular un deflactor individual para cada uno de ellos. En particular, se calcula el precio promedio ponderado recibido, donde el precio de cada producto vendido se pondera por la proporción de ingresos que representa el producto dentro de los ingresos totales del productor. De esta manera, para calcular la productividad *net*a, se utiliza $\ln Y = \ln(\text{ingresos}/\text{deflactor})$.

Los Gráficos 1 y 2 presentan los resultados de las estimaciones de las productividades *net*as promedio por departamento. Los resultados muestran una amplia dispersión entre

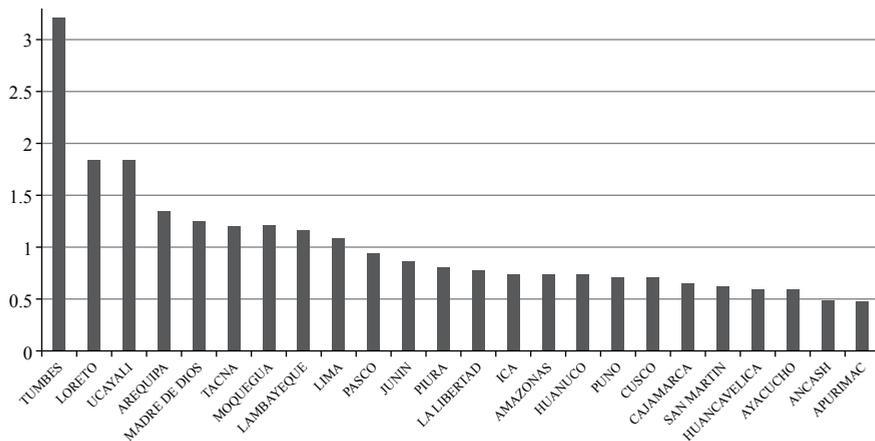
los promedios departamentales: la razón de índices de productividad entre los departamentos más y menos productivos es 5,2 para el año 2012, y 6,9 para 2011.

Gráfico 1. Ranking de productividad neta, 2012



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Gráfico 2. Ranking de productividad neta, 2011



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

A continuación, presentamos estadísticas básicas de nuestros estimados de productividad neta. Recordemos que, más que las cifras absolutas, lo relevante es la comparación relativa. De esta manera, como se muestra en la Tabla 3, la productividad de una unidad agropecuaria que está en el percentil 90 es 57,6 veces la de aquella que está en el percentil 10, mientras que la productividad de una unidad agropecuaria que está en el percentil 50 (la mediana) es 7,23 veces la de aquella que está en el percentil 10.

Tabla 3. Estadísticas descriptivas de nuestro estimado de productividad neta

Percentiles	Valor
10%	0,12665835
25%	0,33256465
50%	0,12665835
75%	2,64292722
90%	7,29707075

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

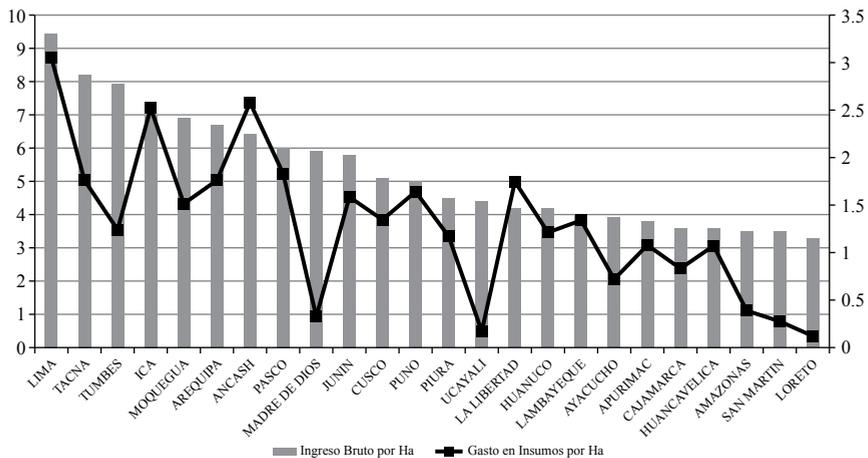
El gran nivel de variabilidad en la productividad neta encontrado en el Perú es similar a hallazgos de otros estudios (ver Syverson, 2011 para más detalles). Esta heterogeneidad refuerza la motivación de utilizar métodos que controlen por la posibilidad de que el uso de insumos responda a factores no observados por el investigador (básicamente, la productividad específica de la explotación agraria). Resulta también interesante la comparación de estos resultados con los de mediciones simples de productividad, como el ingreso bruto de la explotación agraria por hectárea cultivada (mostradas en los Gráficos 3 y 4). Como se puede apreciar en estos gráficos, el *ranking* de productividad usando estas medidas simples cambia sustancialmente. Sin embargo, planteamos que la medición propuesta en el presente documento ayuda a separar dos fuentes que contribuyen a incrementar la producción agrícola, que tienen diferentes implicaciones de política. Por una parte, el uso de insumos de producción en general (como pesticidas, abono y fertilizantes, pasando por la mano de obra y el uso de capital), y, luego, la parte que no puede ser explicada por estos²³, que es lo que denominamos *productividad* y que es identificada por las mediciones propuestas. La primera fuente, por definición, implica el uso de recursos valiosos para la generación de valor agregado en la actividad agrícola, mientras que la segunda incluiría el nivel de adopción de tecnologías y las buenas prácticas productivas.

En el caso de las mediciones simples de productividad, como las presentadas en los Gráficos 3 y 4, ambas fuentes se mezclan. Por ejemplo, se puede apreciar que el *ranking* de productividad basado en el ingreso bruto por hectárea se encuentra relacionado con el nivel de gasto promedio en pesticidas, fertilizantes y abonos. Sin embargo, es esperable que las regiones donde el producto por hectárea sea más alto, esto se deba a un mayor uso de insumos, lo que se puede apreciar para los años 2011 y 2012. Pero esta comparación simple no permite identificar cuánto de este incremento en la producción se debe al

²³ Una aclaración puede ser conveniente en este punto. La definición de productividad, como «la parte no explicada por el uso de insumos», no se refiere a la parte que no puede ser estadísticamente predicha mediante el uso de insumos. La definición hace referencia a que, bajo el enfoque de la función de producción, esta puede descomponerse entre una función que depende del nivel de uso de insumos y un residuo (en las ecuaciones de secciones previas, lo primero se refiere a la función $F(.)$ y lo segundo a los términos ω y ε). La productividad se relaciona con el residuo bajo este enfoque.

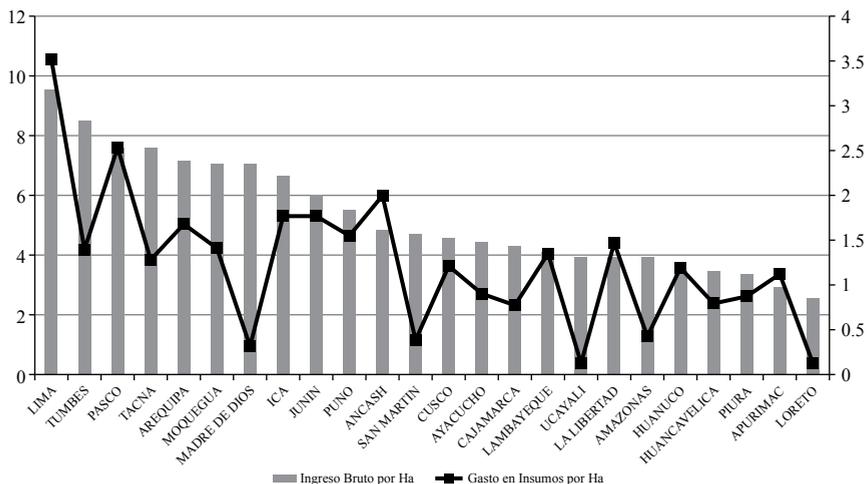
mayor uso de insumos y cuánto puede deberse a variaciones en la productividad (como es definida en este artículo), que es explicada, por ejemplo, por variaciones en niveles de adopción tecnológica. La definición y la medición de productividad propuestas en este documento controlan por el uso de insumos en general (no solo los mostrados en estos gráficos, referidos a pesticidas, fertilizantes y abonos, sino también uso de mano de obra contratada y familiar, por ejemplo) y sí permite esta diferenciación.

Gráfico 3. Ingreso bruto y gasto en insumos
Promedio por hectárea cultivada, 2012
 (Miles de Nuevos Soles)



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Gráfico 4. Ingreso bruto y gasto en insumos
Promedio por hectárea cultivada, 2011
 (Miles de Nuevos Soles)



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

¿Con qué variables está correlacionada la productividad agrícola? La Tabla 4 muestra los resultados de regresiones que relacionan los indicadores de productividad neta antes descritos y estimados, con algunas características de los productores agrarios, a nivel individual, del hogar y del centro poblado. Específicamente, se consideran las siguientes variables:

1. Individual

- Edad (y edad al cuadrado)
- Sexo
- Nivel educativo

2. Hogar

- Si la electricidad a la que accede provee de la red pública (electricidad)
- Si su fuente principal de energía es la electricidad o el petróleo (*energia_electr*, *energia_petr*)
- Si el hogar posee teléfono fijo (teléfono fijo).
- Si la fuente de agua es vía la red pública (*agua_red*), o si proviene de fuentes naturales como pozo o manantial (*agua_natural*).
- Si está conectado a la red de saneamiento (*desagüe_red*) o si posee letrina o pozo ciego (*desagüe_pozo*).
- También se considera un conjunto de variables *dummy* que capturan formas alternativas de llevar sus productos a ferias o mercados para comercializarlos (a pie, auto, etc.). En este grupo, la variable *movmerc_no* indica si el productor decide (por propia voluntad o no) vender su producción de manera directa, sin acudir a ferias o mercados.

3. Centro poblado

- Si el centro poblado posee acceso a internet (*internet_cp*)
- Si el centro poblado tiene acceso a telefonía fija (teléfono_cp)
- Si el centro poblado tiene acceso a telefonía celular (*celular_cp*)
- Si el centro poblado tiene alumbrado público (*alumbrado_cp*)
- Si el centro poblado está conectado a la red vial por medio de una carretera (*pista_cp*)
- También se considera un conjunto de variables *dummy* que indican los tipos de vía más utilizadas para la comercialización de productos (*vía_herradura*, *vía_carrozable*, *vía_carretera*, *vía_lago*).

Tabla 4. Determinantes de la productividad neta de factores

	(1)	(2)	(3)	(4)
edad	0,0263*** (0,00402)	0,0243*** (0,00397)	0,0203*** (0,00340)	0,0189*** (0,00340)
edad2	-0,000286*** (0,0000381)	-0,000262*** (0,0000376)	-0,000233*** (0,0000321)	-0,000218*** (0,0000321)
sexo	0,312*** (0,0274)	0,305*** (0,0271)	0,330*** (0,0243)	0,323*** (0,0243)
nivel educativo	0,0626*** (0,00676)	0,0562*** (0,00677)	0,0212*** (0,00633)	0,0205*** (0,00632)
electricidad	0,0373 (0,0494)	0,0236 (0,0488)	0,100** (0,0449)	0,0970** (0,0448)
teléfono fijo	0,207*** (0,0691)	0,198*** (0,0682)	0,0189 (0,0627)	0,0144 (0,0626)
energia_electr	0,127** (0,0509)	0,169*** (0,0509)	0,0576 (0,0485)	0,0609 (0,0484)
energia_petr	0,414*** (0,0341)	0,222*** (0,0360)	-0,00918 (0,0385)	-0,0144 (0,0384)
agua_red	-0,232*** (0,0541)	-0,205*** (0,0533)	0,184*** (0,0573)	0,181*** (0,0572)
agua_natural	-0,191*** (0,0528)	-0,205*** (0,0522)	0,194*** (0,0580)	0,194*** (0,0578)
desagüe_red	-0,0194 (0,0375)	0,0126 (0,0393)	0,107*** (0,0412)	0,106*** (0,0411)
desagüe_pozo	-0,0616*** (0,0225)	-0,0392* (0,0223)	0,0319 (0,0223)	0,0298 (0,0223)
movmerc_pic		-0,0681* (0,0348)		-0,0181 (0,0350)
movmerc_moto		-0,0492 (0,0590)		-0,195*** (0,0613)
movmerc_auto		0,0576 (0,0477)		-0,0738 (0,0518)

	(1)	(2)	(3)	(4)
movmerc_bus		0,163*** (0,0393)		-0,0385 (0,0432)
movmerc_lancha		0,572*** (0,0630)		-0,118 (0,0784)
movmerc_no		-0,0518 (0,0393)		-0,224*** (0,0422)
internet_cp		0,0504 (0,0368)		
fono_cp		-0,0138 (0,0223)		
celular_cp		-0,169*** (0,0319)		
alumbrado_cp		-0,0818*** (0,0233)		
pista_cp		-0,0888** (0,0399)		
vía_herradura		-0,112*** (0,0284)		
vía_carrozable		0,0349 (0,0275)		
vía_carretera		0,193*** (0,0342)		
vía_lago		0,371*** (0,0642)		
constante	-1,080*** (0,119)	-0,856*** (0,126)	-1,166*** (0,107)	-0,968*** (0,114)
N	11 761	11 761	11 761	11 761
R2	0,0557	0,0879	0,0437	0,0491

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

En dicha tabla, las dos primeras columnas son regresiones simples por mínimos cuadrados ordinarios, mientras que las dos últimas consideran efectos fijos a nivel de conglomerado (conjunto de cuadras). Las columnas 2 y 4 en ambas tablas incluyen las variables *dummy* que indican los medios de transporte, y la columna 2 incluye las vías utilizadas más frecuentemente para el transporte de la producción agrícola para la comercialización. Estas variables se consideran de manera separada, en tanto que se tratan de decisiones de los productores agrícolas que seguramente están más íntimamente ligadas al valor de la producción obtenida. Finalmente, las columnas 3 y 4, que incluyen efectos fijos al nivel de conglomerado, ya no incluyen variables de características a nivel de centro poblado, en tanto que los efectos fijos ya capturarían todas las características a dicho nivel (los conglomerados en áreas rurales son unidades de muestreo que están englobadas dentro de centros poblados).

De manera sintética, los principales resultados son:

- Existe una relación positiva entre la productividad y las características individuales del productor, como su edad, sexo y nivel educativo. En particular, los productores varones y con mayor nivel educativo exhiben mayores niveles de productividad. Nuestros resultados difieren de otros realizados en el Perú, incluyendo Tello (2015b), donde se analiza algunos determinantes de la productividad laboral agraria, medida como el valor de las ventas por trabajador por unidad productiva. Este autor no encuentra una correlación estadísticamente significativa entre sexo y productividad laboral. Nosotros, más bien, encontramos que tener un jefe de hogar varón está asociado a un nivel de PTF 30% mayor que cuando se tiene a una mujer como jefe de hogar. En cuanto al rol de la educación, Tello (2015b) reporta que cada incremento de nivel educativo (desde 1: no tener educación formal, hasta 9 = tener educación superior universitaria completa) estaría asociado con una productividad laboral de entre 16,8% a 28,6% mayor, mientras que nuestros estimados indican un efecto más modesto, de entre 2,5% y 5% en la PTF de cada nivel educativo adicional.
- En las regresiones simples por MCO se observa que algunas características del hogar, como el acceso a agua o a desagüe, presentan una relación negativa con la productividad. Este resultado, aparentemente poco intuitivo, se repite con las variables que indican el acceso a telefonía celular o la existencia de alumbrado público en el centro poblado. Una explicación de esto es que el acceso a nivel de centro poblado a este tipo de infraestructura depende, en muchos casos, del diseño de programas de acceso (como el Fondo de Inversión en Telecomunicaciones, en el caso de telecomunicaciones), cuya focalización no depende necesariamente del nivel de productividad agraria del área geográfica. El hecho de que esta correlación no implica una relación de causalidad se puede ilustrar con los resultados de la estimación con efectos fijos a nivel de conglomerado. Esta estimación compara

hogares con acceso a la red de desagüe con hogares sin acceso dentro del mismo conglomerado, manteniendo fijos de esta manera otros factores que podrían explicar la productividad (como por ejemplo, el rendimiento promedio de la tierra en el conglomerado). Estos resultados indican que los hogares con acceso a la red de agua y desagüe, y con servicio de electricidad dentro del conglomerado, presentan mayores niveles de productividad agraria. No se encuentra una relación estadística significativa con el servicio de telefonía fija.

- Con respecto a las variables de movilidad, destaca la relación negativa entre la decisión de no acudir a ferias o mercados para ofrecer sus productos con la productividad. Esto podría explicarse por dos factores, posiblemente confluyentes: (i) los productores con menor valor generado tienen menos incentivos en incurrir en costos de transporte, y (ii) los productores que no comercializan en mercados o ferias dependen de intermediarios para comercializar sus productos y estos poseen poder de mercado—así, recibirían menos dinero por la venta de su producción. Es de esperar que la productividad neta capture el primer efecto, mientras que la productividad bruta capture ambos efectos simultáneamente. Dado que no existen diferencias estadísticamente significativas entre los coeficientes de ambas regresiones²⁴ (variable *mobmerc_no* en la Tabla 4), concluimos que no hay evidencia consistente con la segunda hipótesis.

(d) Relación entre productividad y tamaño de unidad productiva

Para analizar la relación entre el tamaño total de la unidad productiva y la productividad, incluimos dicha variable en la regresión de la productividad estimada anteriormente. Como se aprecia en la Tabla 5, el tamaño de la unidad productiva (*tierra*) está negativamente correlacionado con la productividad neta. Esta correlación se mantiene aun controlando por no observables a nivel de conglomerado. Aunque la correlación encontrada no es evidencia de una relación causal, sí resulta inconsistente con la hipótesis de que el tamaño de la unidad productiva (medido con el área de la propiedad) tenga un efecto positivo sobre la productividad de los factores. Nuevamente, nuestros resultados difieren del de Tello (2015b), quien encuentra que duplicar el tamaño de unidad productiva se asocia a incrementos de entre 23% a 32% en la productividad laboral. En nuestro estudio, la relación va en la dirección contraria, aunque su magnitud es muy pequeña: duplicar la unidad productiva se encontraría asociado a una caída de poco más de 1% en la PTF.

²⁴ Se omiten los resultados usando la productividad bruta por motivos de espacio.

Tabla 5. Determinantes de la productividad neta de factores: el rol del tamaño de la tierra

	(1)	(2)	(3)	(4)
edad	0,0265*** (0,00416)	0,0305*** (0,00456)	0,0247*** (0,00364)	0,0235*** (0,00364)
edad2	-0,000282*** (0,0000393)	-0,000320*** (0,0000430)	-0,000274*** (0,0000342)	-0,000262*** (0,0000342)
sexo	0,320*** (0,0270)	0,306*** (0,0309)	0,343*** (0,0252)	0,337*** (0,0251)
nivel educativo	0,0556*** (0,00628)	0,0671*** (0,00770)	0,0271*** (0,00639)	0,0264*** (0,00638)
electricidad	0,0771 (0,0507)	0,0725 (0,0559)	0,0968** (0,0471)	0,0936** (0,0470)
teléfono fijo	0,346*** (0,0782)	0,283*** (0,0771)	0,0872 (0,0712)	0,0820 (0,0711)
energia_electr	0,101* (0,0531)	0,126** (0,0583)	0,0659 (0,0518)	0,0681 (0,0517)
energia_petr	0,407*** (0,0397)	0,222*** (0,0428)	-0,00363 (0,0443)	-0,0103 (0,0442)
agua_red	-0,306*** (0,0536)	-0,280*** (0,0600)	0,210*** (0,0587)	0,209*** (0,0586)
agua_natural	-0,265*** (0,0530)	-0,268*** (0,0589)	0,211*** (0,0612)	0,212*** (0,0611)
desagüe_red	-0,0362 (0,0320)	0,0629 (0,0445)	0,0978** (0,0389)	0,0959** (0,0389)
desagüe_pozo	-0,0104 (0,0242)	-0,00199 (0,0256)	0,0270 (0,0245)	0,0253 (0,0245)
tierra	-0,0128*** (0,00124)	-0,0147*** (0,00144)	-0,0174*** (0,00147)	-0,0176*** (0,00147)
movmercado_pie		-0,0745* (0,0403)		-0,0278 (0,0406)
movmercado_moto		-0,0867 (0,0688)		-0,278*** (0,0726)
movmercado_auto		0,0890 (0,0550)		-0,0268 (0,0600)

	(1)	(2)	(3)	(4)
movmercado_bus		0,157*** (0,0451)		0,00592 (0,0496)
movmercado_lancha		0,546*** (0,0772)		-0,146 (0,0972)
movmercado_no		-0,0344 (0,0455)		-0,194*** (0,0488)
vía_herradura		-0,182*** (0,0328)		
vía_carrozable		0,000102 (0,0316)		
vía_carretera		0,143*** (0,0389)		
vía_lago		0,398*** (0,0785)		
internet_cp		0,102** (0,0416)		
fono_cp		-0,0512** (0,0257)		
celular_cp		-0,135*** (0,0372)		
pista_cp		-0,119*** (0,0457)		
alumbrado_cp		-0,0974*** (0,0267)		
constante	-0,948*** (0,122)	-0,859*** (0,145)	-1,232*** (0,113)	-1,095*** (0,119)
N	14 761	11 284	14 761	14 761
R2	0,0438	0,0781	0,0492	0,0530

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

A continuación, mostramos los resultados de la estimación de nuestro indicador de poder de mercado y su relación con la productividad.

4.3. PODER DE MERCADO

(a) Productividad y poder de mercado

Utilizando la especificación mencionada en la sección previa (ecuación (9)), ensayamos una estimación de poder de mercado a nivel de distrito. Para esto, seleccionamos distritos con al menos 70 unidades productivas (para poder estimar los efectos fijos con algún nivel de confiabilidad), lo que arroja un total de 77 distritos, con 4351 unidades productivas. La siguiente tabla muestra los estimados de la función de producción bajo el método descrito, con y sin efectos fijos por distrito, sin incluir los coeficientes de estos, los cuales se presentan en el Gráfico 5, y representan nuestro indicador de poder de mercado relativo.

Como se aprecia en la Tabla 6, los resultados con la muestra restringida no difieren significativamente de los anteriores (compárelos con los de la Tabla 2). Por otro lado, el Gráfico 5 muestra una amplia dispersión en el poder de mercado relativo al del área geográfica base. Utilizando los resultados de las estimaciones anteriores, podemos finalmente hacer la comparación del nivel de productividad con el grado de poder de mercado en las áreas geográficas seleccionadas. El Gráfico 6 muestra la relación entre ambas variables estimadas.

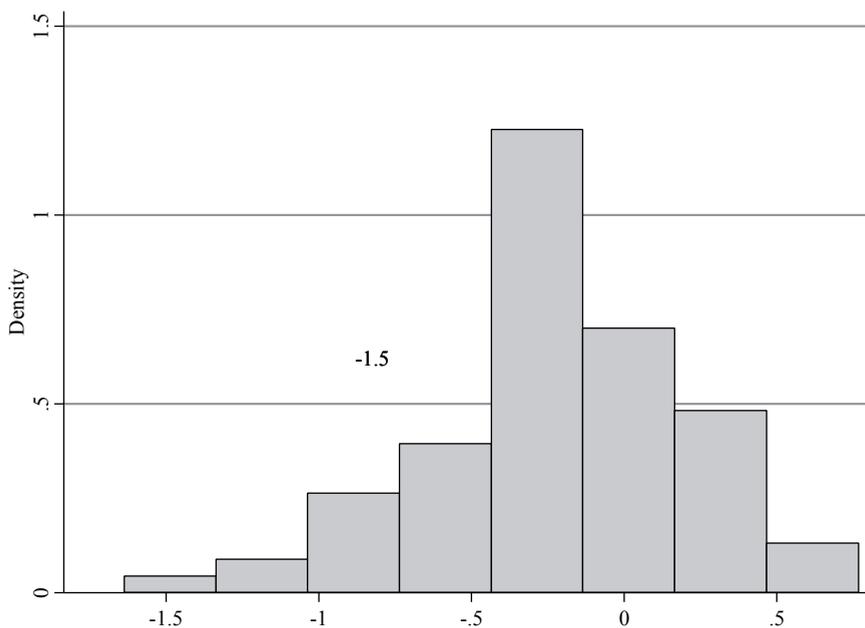
Tabla 6. Función de producción CES, precios deflactados - Insumos:
Trabajo contratado, trabajo familiar, materiales, tierra

	(1) $\ln s_M$	(2) $\ln s_M$
δ	-0,931*** (0,0156)	-0,850*** (0,0155)
r	0,736*** (0,0470)	1,129*** (0,156)
α_{HL}	0,237*** (0,0224)	0,227*** (0,0240)
α_{FL}	0,00361** (0,00157)	0,0127*** (0,00264)
α_M	0,314*** (0,0223)	0,245*** (0,0245)
α_L	0,445*** (0,0231)	0,516*** (0,0267)
N	4351	4351
Efectos fijos	No	Sí

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

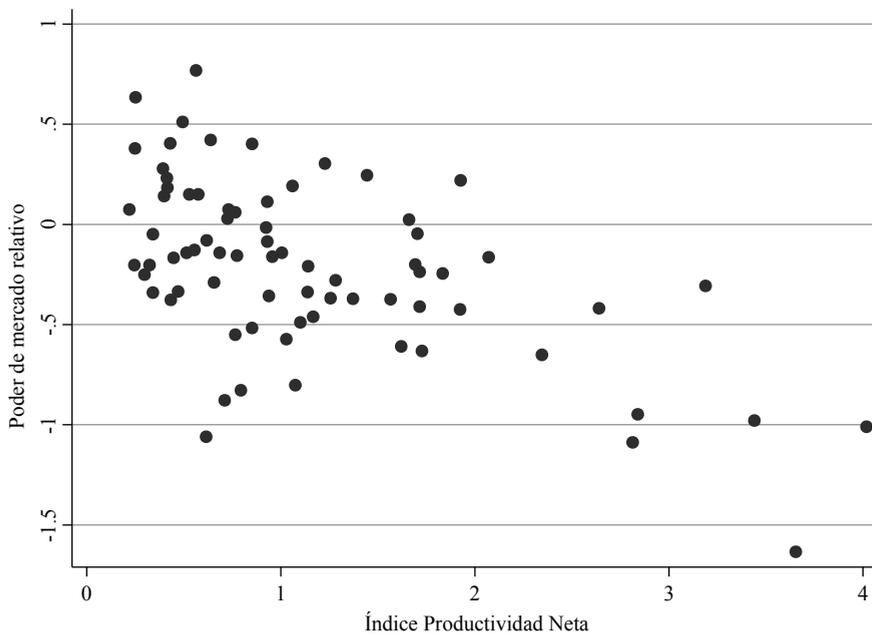
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Gráfico 5. Histograma del poder de mercado relativo



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Gráfico 6. Poder de mercado y productividad neta



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

El Gráfico 6 muestra una relación negativa entre productividad y nivel de poder de mercado. Tomando literalmente, los resultados serían consistentes con un modelo en el cual el grado de competencia incrementa la productividad de las unidades agrícolas. Sin embargo, pueden plantearse hipótesis alternativas. Por ejemplo, un gasto en insumos relativo a los ingresos muy por encima del nivel de su precio de mercado (que generaría un indicador de poder de mercado relativo alto en el distrito correspondiente) podría reflejar la existencia de un choque negativo que incentiva el uso de insumos, como una plaga. Asimismo, este choque afectaría negativamente la productividad. Alternativamente, la relación negativa podría reflejar costos de acceso a insumos, de manera que en distritos donde estos son muy caros, esto genere que la productividad sea menor. Sin embargo, aun controlando por características del centro poblado, como acceso a telecomunicaciones, la relación negativa entre productividad neta y poder de mercado se mantiene, como se aprecia en la columna (2) de la Tabla 7.

Tabla 7. Determinantes de la productividad neta de factores: el rol del poder de mercado

	(1)	(2)	(3)	(4)
edad	0,0265*** (0,00416)	0,0364*** (0,00939)	0,0247*** (0,00364)	0,0235*** (0,00364)
edad2	-0,000282*** (0,0000393)	-0,000380*** (0,0000896)	-0,000274*** (0,0000342)	-0,000262*** (0,0000342)
sexo	0,320*** (0,0270)	0,340*** (0,0652)	0,343*** (0,0252)	0,337*** (0,0251)
nivel educativo	0,0556*** (0,00628)	0,0164 (0,0158)	0,0271*** (0,00639)	0,0264*** (0,00638)
electricidad	0,0771 (0,0507)	0,167 (0,116)	0,0968** (0,0471)	0,0936** (0,0470)
teléfono fijo	0,346*** (0,0782)	0,214 (0,155)	0,0872 (0,0712)	0,0820 (0,0711)
energia_electricidad	0,101* (0,0531)	0,180 (0,123)	0,0659 (0,0518)	0,0681 (0,0517)
energia_petroleo	0,407*** (0,0397)	0,250*** (0,0777)	-0,00363 (0,0443)	-0,0103 (0,0442)
agua_red	-0,306*** (0,0536)	-0,350*** (0,124)	0,210*** (0,0587)	0,209*** (0,0586)

	(1)	(2)	(3)	(4)
agua_natural	-0,265*** (0,0530)	-0,231* (0,121)	0,211*** (0,0612)	0,212*** (0,0611)
desagüe_red	-0,0362 (0,0320)	-0,133 (0,109)	0,0978** (0,0389)	0,0959** (0,0389)
desagüe_pozo	-0,0104 (0,0242)	-0,0586 (0,0532)	0,0270 (0,0245)	0,0253 (0,0245)
tierra	-0,0128*** (0,00124)	-0,0251*** (0,00271)	-0,0174*** (0,00147)	-0,0176*** (0,00147)
movmercado_pie		0,0166 (0,0814)		-0,0278 (0,0406)
movmercado_moto		0,0824 (0,136)		-0,278*** (0,0726)
movmercado_auto		0,236* (0,122)		-0,0268 (0,0600)
movmercado_bus		0,0686 (0,0987)		0,00592 (0,0496)
movmercado_lancha		0,469*** (0,125)		-0,146 (0,0972)
movmercado_no		0,00963 (0,0981)		-0,194*** (0,0488)
vía_herradura		-0,273*** (0,0686)		
vía_carrozable		-0,153** (0,0642)		
vía_carretera		0,257*** (0,0757)		
vía_lago		0,273** (0,131)		
internet_cp		0,274*** (0,101)		

	(1)	(2)	(3)	(4)
fono_cp		0,0794 (0,0531)		
celular_cp		0,0159 (0,0873)		
pista_cp		-0,206 (0,129)		
alumbrado_cp		-0,187*** (0,0557)		
poder de mercado		-0,752*** (0,0679)		
constante	-0,948*** (0,122)	-1,030*** (0,298)	-1,232*** (0,113)	-1,095*** (0,119)
N	14 761	2748	14 761	14 761
R2	0,0438	0,167	0,0492	0,0530

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Sin duda, estos resultados merecen ser explorados con mayor profundidad, y suscitan una serie de preguntas, como la naturaleza misma de nuestro indicador de poder de mercado. Ese análisis lo dejamos para investigaciones futuras.

5. CONCLUSIÓN E IMPLICANCIAS DE POLÍTICA

La estimación de funciones de producción agrícolas permite identificar la importancia relativa de distintos factores de producción, además de calcular la productividad total de factores (PTF), cuya heterogeneidad ha sido documentada por estudios para otros países y parece darse también para el Perú. Nuestras estimaciones de la función de elasticidad de sustitución constante no son consistentes con la existencia de retornos a escala crecientes en la producción agrícola peruana; lo cual sugiere que el tamaño de la tierra no parece ser lo que explica los bajos rendimientos, sino, más bien, la baja productividad. Incluso estudios como el de Céspedes et al. (2014), que analiza empresas agrícolas grandes (con ventas netas promedio de 9,7 millones de nuevos soles al año en su muestra panel, 2002-2011), y usa como insumos al trabajo y al capital, encuentran que el parámetro de retornos a escala está entre 0,846 y 1,082, dependiendo del método de estimación (efectos fijos o Arellano-Bond).

Por otro lado, al controlar por el sesgo de transmisión, obtenemos resultados significativamente (principalmente en el sentido estadístico) diferentes que cuando no lo hacemos, en particular en cuanto al parámetro asociado a los insumos intermedios, como pesticidas, fertilizantes y abonos; lo cual puede deberse a la flexibilidad para ajustar estos insumos frente a *choques* temporales. Asimismo, nuestro indicador de poder de mercado aparece negativamente correlacionado con la PTF; resultado que, si bien merece mayor exploración, podría ser consistente con un modelo en el cual el grado de competencia estimula incrementos en la productividad de las unidades agrícolas.

Encontramos también una relación positiva entre la PTF y la edad (que puede ser considerada como una variable *proxy* de experiencia) y la educación del conductor de la unidad productiva. Este resultado es consistente con el hecho que un mayor nivel educativo permite descifrar más fácilmente tecnologías disponibles para aumentar la eficiencia en el uso de insumos (la llamada habilidad para aprender una nueva tecnología, indicada en Rosenzweig, 1995). De otro lado, encontramos que los hogares con acceso a la red de agua y desagüe, y con servicio de electricidad dentro del conglomerado, presentan mayores niveles de productividad agraria; lo cual sugiere que la infraestructura básica es esencial para promover mejoras en la productividad agrícola. También observamos una relación negativa entre la decisión de no acudir a ferias o mercados para ofrecer sus productos y la productividad, lo que podría deberse a que los productores con menor valor generado tienen menos incentivos en incurrir en costos de transporte. Esto podría ser mitigado con mejoras en infraestructura de transporte (caminos).

Por último, la productividad aparece negativamente relacionada con el tamaño de la unidad agropecuaria, lo cual puede deberse a la mayor dificultad para coordinar el mejor uso de insumos, a medida que la explotación agraria crece. Este resultado contrasta lo encontrado por otros estudios para el Perú, como Tello (2015a), quien usando datos del Censo Nacional Agropecuario 2012, encuentra que el tamaño de la unidad productiva es el principal determinante de la productividad laboral (no estima la PTF); Tello (2015b), que también reporta una relación positiva entre hectáreas cultivadas y productividad laboral; y Céspedes et al. (2014), quienes reportan una relación positiva entre tamaño de la firma (de todos los sectores) y PTF, aunque su muestra incluye a empresas de considerablemente mayor tamaño que nuestra unidad agropecuaria típica (no reporta resultados para las empresas agrícolas por separado).

Dado que este documento representa una primera aproximación a la estimación de la productividad agrícola en el Perú, deja una serie de preguntas a ser exploradas por investigaciones futuras, incluyendo: los determinantes de la variabilidad regional en la productividad total de factores, la caracterización del parámetro de poder de mercado para cultivos representativos, y la exploración más profunda de la relación entre el poder de mercado y la productividad. Asimismo, sería recomendable alentar más investigaciones sobre los determinantes de la productividad agrícola. Si bien la relación negativa encontrada entre dicha productividad y el poder de mercado sugiere que

políticas orientadas a promover una mayor competencia en el mercado contribuirán a aumentar la productividad, no resulta claro el(los) mecanismo(s) que operan detrás de esta relación. Entidades como el programa Agroideas o Agrorural, o a la Dirección General de Negocios Agrarios, del Ministerio de Agricultura y Riego podrían beneficiarse de estudios de este tipo, dependiendo de si las variables clave para aumentar la productividad tienen que ver con la promoción de la gestión empresarial, el acceso al mercado o el financiamiento, respectivamente.

Dada su naturaleza, las implicancias de política tienen que ver con los resultados discutidos en los párrafos previos; a saber, mejoras en los niveles de educación y en el acceso a servicios públicos básicos pueden contribuir a mejorar la productividad agrícola. Un rol similar le compete a las inversiones en infraestructura física que reduzca los costos de transacción de acceder a mercados donde vender sus productos. Desarrollamos algunas de esas ideas a continuación.

Nuestros resultados también pueden servir para dar luz a aspectos del sector que son fundamentales en la elaboración de políticas sectoriales, cuyas grandes líneas se trazan actualmente, por ejemplo, en el Plan Estratégico Sectorial Multianual 2012 – 2016. En particular, nuestros resultados se enfocan en la dimensión económica considerada en el diagnóstico del sector por este documento de política. En esta dimensión, ofrecemos las siguientes conclusiones y las recomendaciones de política asociadas:

1. La fragmentación de la propiedad agraria y el escaso nivel de asociatividad entre los productores limita su productividad por varias vías: (i) el desaprovechamiento de economías de escala, (ii) el costo de acceso al crédito (debido a la ausencia de un colateral importante), (iii) el acceso a innovaciones tecnológicas, (iv) el poder de mercado del lado de la demanda (por ejemplo, comercializadores o acopiadores de productos agrícolas).

Desde un punto de vista teórico, la existencia de economías de escala podría surgir cuando mayores niveles de producción hacen rentable la realización de inversiones (que generen importantes costos fijos, como, por ejemplo, tractores) que ayudarían a incrementar la productividad. Sin embargo, tamaños más grandes de unidades productivas también requieren de un mejor nivel de gestión (por ejemplo, coordinación del trabajo). El efecto neto de ambos fenómenos determinaría empíricamente la existencia del tipo de retornos a escala. La evidencia que mostramos sugiere que el segundo efecto parece más que compensar al primero, lo que generaría la correlación negativa reportada en nuestro estudio. Sostenemos la hipótesis de que otras fricciones, como la del acceso al crédito, podrían explicar que los efectos positivos de la mayor escala no se cristalicen en la actualidad (sin crédito, los agentes no tendrían liquidez para realizar inversiones productivas). Aparte de estas fricciones, es plausible también que el bajo nivel de capital humano tenga una influencia similar. En este sentido, nuestra recomendación

de política sería un enfoque más intensivo en solucionar las fricciones en el mercado, así como realizar inversiones en capital humano para lograr concretar las ventajas potenciales del tener una mayor escala.

Algo similar ocurre con respecto al poder de mercado. Nuestro estudio presenta evidencia de que en zonas donde el poder de mercado de la demanda es más alto (y, por tanto, los productores reciben márgenes mayores), el índice de productividad tiende a ser menor; y, viceversa. Es decir, en zonas donde los productores agrarios son capaces de enfrentar mejor el poder de mercado del lado de los acopiadores, los niveles de productividad serían menores. Esta evidencia apunta en la misma dirección que el punto anterior: ineficiencias en la gestión de unidades productivas más grandes —recalamos que nuestra evidencia de forma reducida no permite dilucidar si las ganancias vía el menor poder de mercado de la demanda compensan los problemas de gestión de unidades más grandes; el efecto neto todavía puede ser positivo, lo cual ayudaría a justificar la promoción de los esfuerzos de asociatividad. Tello (2015b) encuentra una relación positiva entre estar asociado y la productividad laboral para seis departamentos del Perú, con incrementos de entre 15,2% y 26,4%.

2. Escaso acceso a infraestructura física de soporte a la producción agraria (por ejemplo, irrigación), que permita acceso a mercados (por ejemplo, transporte), que mejore la información de los productores (por ejemplo, telecomunicaciones).

Nuestros resultados brindan evidencia consistente con un impacto significativo del acceso a infraestructura para incrementar la productividad agraria. Si bien incrementos en el nivel educativo incrementarían la productividad entre 2% a 6% (por ejemplo, de pasar de primaria a secundaria), mientras que el acceso a servicios de agua potable incrementaría la productividad entre 5% a 15%, y el acceso a electricidad, en alrededor del 10%. Asimismo, el uso de carreteras está relacionado con niveles de productividad de entre 9% a 20% mayores, mientras que productores que eligen no comercializar fuera de su área local, exhiben menores niveles de productividad, de hasta un 20% menor. Tomando estos resultados en conjunto, la evidencia encontrada sugiere que la promoción del acceso a infraestructura desempeñaría un rol muy importante para incrementar la productividad de las unidades agrícolas, por lo que se sugiere un enfoque intensivo en este aspecto.

ANEXOS

Anexo 1

Tabla A1. Estadísticas descriptivas

Año	Variable	N	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
2011	Producción (kg)	13 046	4,606	7,098	0,053	69,505
	Producción por hectárea	13 046	4,868	4,987	0,053	149,760
	Gasto en mano de obra (miles de soles)	13 046	0,450	1,087	0,000	11,160
	Gasto en mano de obra por hectárea	13 046	0,476	1,494	0,000	65,000
	Trabajo familiar no remunerado (número)	13 046	1,331	1,346	0,000	14,000
	Trabajo familiar no remunerado por hectárea	13 046	4,377	13,742	0,000	375,000
	Gasto en materiales (miles de soles)	13 046	0,721	1,335	0,000	13,200
	Gasto en materiales por hectárea	13 046	1,150	2,212	0,000	60,333
	Superficie cosechada en hectáreas	13 046	1,096	1,288	0,003	22,905
	Recibió capacitación	13 046	0,157	0,363	0,000	1,000
	Recibió asistencia técnica	13 046	0,060	0,237	0,000	1,000
	Recibió alguna campaña informativa	13 046	0,054	0,225	0,000	1,000
	En cuántos cultivos transitorios se utilizó semilla certificada	13 046	0,122	0,482	0,000	10,000
	En cuántos cultivos almacenó la semilla en un lugar exclusivo	13 046	0,495	1,223	0,000	13,000
	En cuántos cultivos seleccionó la semilla antes de su siembra	13 046	1,439	1,511	0,000	13,000
	En cuántos cultivos desinfectó la semilla antes de su siembra	13 046	0,236	0,712	0,000	12,000

Año	Variable	N	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
2012	Producción (kg)	16 780	5,290	7,906	0,053	68,720
	Producción por hectárea	16 780	4,920	5,287	0,025	135,000
	Gasto en mano de obra (miles de soles)	16 780	0,523	1,201	0,000	11,200
	Gasto en mano de obra por hectárea	16 780	0,513	3,028	0,000	300,000
	Trabajo familiar no remunerado (número)	16 780	1,325	1,291	0,000	10,000
	Trabajo familiar no remunerado por hectárea	16 780	4,270	12,699	0,000	434,783
	Gasto en materiales (miles de soles)	16 780	0,776	1,426	0,000	13,600
	Gasto en materiales por hectárea	16 780	1,186	3,108	0,000	285,500
	Superficie cosechada en hectáreas	16 780	1,623	3,181	0,002	69,373
	Recibió capacitación	16 780	0,188	0,391	0,000	1,000
	Recibió asistencia técnica	16 780	0,067	0,250	0,000	1,000
	Recibió alguna campaña informativa	16 780	0,062	0,241	0,000	1,000
	En cuántos cultivos transitorios se utilizó semilla certificada	16 780	0,130	0,536	0,000	13,000
	En cuántos cultivos almacenó la semilla en un lugar exclusivo	16 780	0,478	1,251	0,000	11,000
	En cuántos cultivos seleccionó la semilla antes de su siembra	16 780	1,552	1,589	0,000	12,000
	En cuántos cultivos desinfectó la semilla antes de su siembra	16 780	0,227	0,728	0,000	10,000

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aparicio, M. (2003). Formación de precios y abuso de poder de mercado en la intermediación del maíz amarillo duro: El caso de los valles de Barranca y Cañete. *Debate Agrario*, 37. Lima: CEPES.
- Assunção, J.J. y L.H. Braido (2007). Testing Household-Specific Explanations for the Inverse Productivity Relationship. *American Journal of Agricultural Economics*, 89(4), 980-990.
- Barrett, C.B., M.F. Bellemare y J. Hou (2010). Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity-Size Relationship. *World Development*, 38(1), 88-97.
- Benjamin, D. (1995). Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship? *Journal of Development Economics*, 46(1), 51-84.
- Bianco, S. y M. Macedo (2005). Posición de Dominio de las Empresas Desmotadoras e Impacto en la Formación de Precios: El Caso del Algodón Tangüis en Huaral y Chíncha. *Debate Agrario*, 38, 38-89. Lima: CEPES.
- Carter, M. R. (1984). Identification of the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: An Empirical Analysis of Peasant Agricultural Production. *Oxford Economic Papers*, 36, 131-145.
- Cepes (2001). *Estudio de la rentabilidad de la agricultura de la costa peruana y las inversiones para mejoramiento del riego*. Lima: CEPES, informe final para FAO/Banco Mundial.
- Céspedes, N., M. E. Quije, A. Sánchez y R. Vera-Tudela (2015). Productividad sectorial en el Perú: Un análisis a nivel de firmas. *Revista Estudios Económicos*, 28, 9-26. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.
- Durevall, D. (2006). Demand for coffee in Sweden: The role of prices, preferences and market power. Department of Economics, Göteborg University.
- Eguren, F. (2003). La agricultura en la costa peruana. *Debate Agrario*, 35, 1-37. Lima: CEPES.
- Feder, G. (1985). The Relation between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraints. *Journal of Development Economics*, 18(2-3), 297-313.
- Ghandi, A., S. Navarro y D. Rivers (2013). *On the Identification of Production Functions: How Heterogeneous is Productivity?* Mimeo.
- Griliches, Z. y J. Mairesse (1995). *Production functions: the search for identification*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Guirkinger, C. y S. Boucher (2007). *Credit Constraints and Productivity in Peruvian Agriculture*. Documento de trabajo No. 07-005. Universidad de California en Davis, Departamento de Economía Agrícola y de los Recursos.
- Holmes, T., D. Levine y J.A. Schmitz, Jr. (2008). *Monopoly and the Incentive to Innovate When Adoption Involves Switchover Disruptions*. Research Department Staff Report 402. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Kumar, P., S. Mittal y M. Hossain (2008). Agricultural Growth Accounting and Total Factor Productivity in South Asia: A Review and Policy Implications. *Agricultural Economics Research Review*, 21, 145-172.
- Lamb, R. L. (2003). Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets, and Measurement Error. *Journal of Development Economics*, 71(1), 71-95.
- Loza, Andrés (2001). *Análisis de la competitividad del mercado primario de leche en Argentina*. Documento de Trabajo No. 35. Universidad Nacional de la Plata - Facultad de Ciencias Económicas.

- Ludeña, C. (2010). *Agricultural Productivity Growth, Efficiency Change and Technical Progress in Latin America and the Caribbean*. IDB Working Papers No. 186. Washington, D.C.: IDB.
- Morisset, J. (1998). Unfair Trade? The Increasing Gap between World and Domestic Prices in Commodity Markets during the Past 25 Years. *Oxford University Press*, 12(3), 503-526.
- Quisumbing, A. (1995). *Gender Differences in Agricultural Productivity: A Survey of Empirical Evidence*. FNCD Discussion Paper No. 5. Washington, D.C.: IFPRI, Food Consumption and Nutrition Division (FNCD).
- Reimers M. y S. Klasen (2011). Revisiting the Role of Education for Agricultural Productivity. En Courant Research Centre from Georg-August University. No. 90.
- Rosenzweig, M. (1995). Why are there returns to schooling? *American Economic Review P & P*, 85(2), 153-158.
- Suri, T. (2011). Selection and Comparative Advantage in Technology Adoption. *Econometrica*, 79, 159-209.
- Syverson, C. (2011). What Determines Productivity. *Journal of Economic Literature*, 49(2), 326-365.
- Tello, M. D. (2015a). *Productividad, Innovación y Difusión Tecnológica en la Agricultura Comercial Moderna en el Perú*. Reporte final para el Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES), Ministerio de Agricultura, Organización Mundial para la Agricultura (FAO), setiembre.
- Tello, M. D. (2015b). *Cerrando brechas de género en el campo. Limitantes de la productividad laboral de mujeres emprendedoras agropecuarias en el Perú: un análisis regional, 2012*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), Movimiento Manuela Ramos, junio.

Documento recibido el 9 de enero de 2015
y aprobado el 3 de noviembre de 2015