

ASOCIACIÓN PERUANA DE ECONOMÍA

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

Francisco B. Galarza

J. Guillermo Díaz

Documento de Trabajo No. 29, Febrero 2015

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a el(los) autor(autores) y no de la Asociación Peruana de Economía. La asociación no tiene una posición política institucional.

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

Francisco B. Galarza
Profesor Investigador
Universidad del Pacífico

J. Guillermo Díaz
Profesor Investigador
CENTRUM Catolica Graduate Business School
09 de febrero de 2015

Resumen

En este artículo, proponemos la 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, que 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 el presente caso a datos de sección cruzada. Debido a la menor información disponible para la estimación con respecto al caso de datos de panel, en el presente estudio 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.

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 require 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 in the Peruvian agriculture. Furthermore, we

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

* Este documento circuló antes bajo el título “Productividad y poder de mercado en mercados agrícolas”. Agradecemos el financiamiento del Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES) y la Fundación Manuel J. Bustamante (Proyecto mediano PMN-T10-09-2013) y la asistencia de César Salinas. Los autores son los únicos responsables por las opiniones expresadas en este informe.

Contenido

1. Introducción
 2. Marco teórico
 - 2.1. Productividad
 - 2.2. Poder de mercado oligopsónico
 3. Metodología
 - 3.1 Estimación de la función de producción agraria
 - (a) El modelo empírico
 - (b) Estimación
 - (c) Estimación de la productividad
 - 3.2 Medición del poder de mercado
 4. Resultados
 - 4.1. Datos
 - 4.2. Función de producción
 - (a) Función Cobb-Douglas
 - (b) Función de elasticidad de sustitución constante (CES)
 - (c) Estimación de la productividad y sus determinantes
 - (d) Relación entre productividad y tamaño de la unidad productiva
 - 4.3. Poder de mercado
 - (a) Productividad y poder de mercado
 5. Conclusión e implicancias de política
- Referencias
- Anexos

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 eficiente.¹

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

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 agro,² 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 éstos son constantes, no existe una justificación directa en términos de eficiencia para una política de promoción de la concentración de tierras, por ejemplo,³ 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 capital.⁴

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

trigo, el plátano y la yuca. Un cultivo que, más bien exhibe una relación positiva, es el algodón.

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.

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. 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 educación,⁶ 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 pocos trabajos que analizan 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 éstos aumentan, los precios domésticos también tienden a aumentar. De la

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 campos, incluyendo la agricultura.

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 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 0,10.⁷

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 monopsónico 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 desmotadoras en la formación de precios del algodón rama en Huaral y Chíncha, 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. La sección 3 presenta la metodología usada en el análisis, la sección 4 presenta los resultados, y la sección 5 concluye.

2. Marco teórico

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

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). 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 *shock* ε , que captura variaciones naturales en la producción, no sistemáticas y no atribuibles al uso de insumos ni a la productividad de la firma.⁹

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

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 éstos. 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.

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 factores.¹⁰

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 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 agrícola.¹¹

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

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.

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).

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 estudio se basa en la estimación de la función 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 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. El objetivo es, entonces, obtener un estimado de $F(M, HL, FL, L)$.

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.

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 & 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 (M , FL , HL y M):

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

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).

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):

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

¹⁴ Nuevamente, este error puede ser un *shock* 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.

donde P es el precio del bien final (producción agrícola) y ρ es el precio de L . 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 *shock* es desconocido al momento de tomar la decisión de contratación de M . Asumiendo que $E[e^\varepsilon] = 1$ y tomando logaritmos, tenemos que:

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

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:

$$\ln s_M \equiv \ln \left(\frac{\rho M}{PY} \right) = \ln \left(\frac{M F_M(\cdot)}{F(\cdot)} \right) - \varepsilon$$

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 sólo conformado por ε ,¹⁵ es independiente del resto de la ecuación, con lo que no tenemos variables endógenas.

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).

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 identificados.¹⁶ 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:

$$\sum_{j=1}^N \left[\ln s_M - \left(\ln(r\alpha) + \delta \ln M - \ln \left(\alpha_M M^{-\delta} + \alpha_{HL} H L^{-\delta} + \alpha_{FL} F L^{-\delta} + (1 - \alpha_M - \alpha_{HL} - \alpha_{FL}) L^{-\delta} \right) \right) \right]^2$$

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 $F(\cdot)$ 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 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

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 $F(\cdot)$ sin realizar supuestos paramétricos, como en este caso la forma CES. Una estimación no paramétrica requiere, además de los supuestos realizados en esta investigación, de observar a cada unidad productiva en múltiples períodos de tiempo (datos de panel).

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:

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

lo que implica que:

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

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 (resultado 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 éste produzca más dado un nivel de uso de insumos. Para limitar estos efectos, en esta etapa se considera un índice de producción deflactado. Es decir, a Y se le resta el logaritmo del producto interno de los precios que el productor enfrentó, multiplicado por 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:

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

que genera la siguiente condición de primer orden:

$$\lambda F_M(.)e^\omega = w_M,$$

lo que implica, luego de reordenar, que:

$$\lambda Y \frac{M F_M(.)}{F(.)} = w_M M,$$

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

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

Recordando que λ corresponde al costo marginal de la firma, entonces, 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 $\left(\ln\left(\frac{P}{\lambda}\right) + \ln(r)\right)$. Esto implica que no es posible estimar separadamente el nivel de economías de escala (r) y al mismo tiempo el nivel de poder de mercado ejercido por el productor $\left(\frac{P}{\lambda}\right)$. Sin embargo, el resto de parámetros sigue estando identificado.

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

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

Donde $\mu_t = \ln\left(\frac{P_{it}}{\lambda_{it}}\right) + \ln(r)$, y bajo el supuesto de que $\left(\frac{P_{it}}{\lambda_{it}}\right)$ 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 , pero no se podrían estimar ambos separadamente).

4. Resultados

4.1 Datos

Los resultados presentados usan los datos de las ENAPRES 2011 y 2012.¹⁷ 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 materiales y capital*: 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 desagregada. En particular, la encuesta presenta el gasto anual en:
 - Semillas
 - Abono
 - Fertilizante
 - Pesticidas
 - Mano de obra contratada
 - Agua

Finalmente, en la categoría “otros”, algunos entrevistados especifican gastos que pueden considerarse como gastos de uso de capital: 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. Para estos casos entonces construimos una variable *proxy* de la intensidad de uso de capital por

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

parte del productor. Además del problema de la posibilidad de error de medición, esta variable se consigue construir finalmente sólo para aproximadamente un cuarto del total de agricultores observados. Debido a estas limitaciones, decidimos presentar los resultados de estimaciones incluyendo y excluyendo esta variable. Consideramos de utilidad ambos conjuntos de estimaciones, dado que los tamaños de muestra difieren significativamente, mientras que los parámetros estimados no cambian radicalmente.

- *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 sólo provee los datos de gasto del agricultor por rubro en vez de las unidades utilizadas para los casos mencionados. 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 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 poseer 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.

4.2 Función de producción

(a) Función Cobb-Douglas

Se proponen 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.
- Capital (K): se construye 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.)
- Tierra (L): medido como la superficie cosechada, expresada en hectáreas.

Las Tablas 1 (pool de datos), 2 (para 2011) y 3 (para 2012) muestran los resultados de esta estimación. La tercera columna de dichas tablas presenta los resultados que incluyen la variable *proxy* de capital construida de la manera mencionada líneas arriba. Como esto sólo se realiza para una parte limitada de la muestra, en la segunda columna se replica la estimación básica de la primera columna, pero restringiendo a la misma muestra usada en la tercera columna (agricultores con información en la variable *K*). Como se puede apreciar, los resultados no son consistentes con una función con retornos constantes a escala en ninguna de las especificaciones (más adelante, veremos que este resultado cambia con la estimación de las funciones CES, que controlan la endogeneidad en el uso de insumos). En segundo lugar, salvo en el caso del trabajo contratado (*HL*), los estimados del resto de insumos no cambian demasiado entre las tres especificaciones. En el caso del trabajo

contratado, esto parece deberse a las distintas muestras utilizadas, antes que a la introducción de la variable K . En tercer lugar, las variaciones temporales en los coeficientes de HL , M y L son también relativamente pequeñas.

Tabla 1: Función de producción Cobb-Douglas (*pool* de datos)

	(1)	(2)	(3)
	Ln Q	Ln Q	Ln Q
Ln HL	0,491*** (0,0143)	0,275*** (0,0234)	0,270*** (0,0232)
Ln FL	0,0142 (0,0109)	0,0414*** (0,0122)	0,0420*** (0,0121)
Ln M	0,709*** (0,0237)	0,777*** (0,0308)	0,772*** (0,0325)
Ln L	0,645*** (0,00769)	0,656*** (0,00976)	0,656*** (0,00975)
Ln K			0,0108 (0,00729)
Constante	0,618*** (0,0172)	0,553*** (0,0254)	0,553*** (0,0255)
Efectos Fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	27.977	8.735	8.735
R2	0,736	0,759	0,759

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Tabla 2: Función de producción Cobb-Douglas (2011)

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0,571*** (0,0186)	0,349*** (0,0407)	0,338*** (0,0405)
Ln FL	-0,0117 (0,00945)	0,00890 (0,0166)	0,0108 (0,0169)
Ln M	0,720*** (0,0367)	0,825*** (0,0405)	0,813*** (0,0404)
Ln L	0,658*** (0,0107)	0,635*** (0,0145)	0,634*** (0,0146)
Ln K			0,0280* (0,0145)
Constante	0,607*** (0,0201)	0,486*** (0,0319)	0,485*** (0,0319)
Efectos Fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	12.246	3.832	3.832
R2	0,725	0,753	0,754

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Tabla 3: Función de producción Cobb-Douglas (2012)

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0,436*** (0,0183)	0,230*** (0,0270)	0,234*** (0,0250)
Ln FL	0,0352** (0,0139)	0,0703*** (0,0218)	0,0698*** (0,0217)
Ln M	0,696*** (0,0221)	0,736*** (0,0298)	0,741*** (0,0324)
Ln L	0,637*** (0,00752)	0,669*** (0,0116)	0,669*** (0,0116)
Ln K			-0,0104 (0,0108)
Constante	0,632*** (0,0184)	0,601*** (0,0308)	0,600*** (0,0308)
Efectos Fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	15731	4903	4903

R2	0,747	0,766	0,766
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).

Presentamos dos conjuntos de resultados. En el primero, se incluye como insumos el gasto en mano de obra contratada (HL), el número de familiares que ayudaron en la actividad agraria (FL), el gasto en insumos intermedios, como pesticidas, abonos y fertilizantes (M), y el área cultivada (L). En el segundo grupo, se excluye la mano de obra familiar (FL) y se incluye la variable que mide el gasto en insumos de capital (K). Al igual que en el caso de la subsección previa, se presentan ambos grupos de resultados por separado debido a que la información de gasto en insumos de capital existe solo para un subconjunto relativamente reducido de la muestra (aproximadamente el 30%). En cada caso, se presentan los resultados para 2011 y 2012 de manera separada.

Las Tablas 5 y 6 muestran los resultados incluyendo la variable de trabajo familiar (FL); y las 7 y 8, la variable de capital (K). Es decir, en las dos últimas se asume la especificación alternativa, incluyendo esta vez la variable de capital (K), pero excluyendo FL :

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

Las Tablas de la 5 a la 8 muestran directamente los estimados de r (el parámetro de retornos a escala) y del vector α . En el caso de las Tablas 5 y 6 $\alpha = (\alpha_M, \alpha_{HK}, \alpha_{FL}, \alpha_L)$ y en el de las Tablas 7 y 8, $\alpha = (\alpha_M, \alpha_{HK}, \alpha_K, \alpha_L)$. 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.

En cada caso, la segunda columna reporta los resultados de una estimación simple de la función de producción CES (ecuación (2)), mientras que la primera columna controla por la posible endogeneidad del uso de insumos (ecuación (8)). Es decir, en la segunda columna de cada una de las Tablas referidas se presentan los resultados de la estimación directa de la función de producción, asumiendo que la productividad no afecta el uso de insumos (esta especificación sufriría de sesgo de transmisión). Para esto se toma logaritmos a la ecuación (2) y se la estima por mínimos cuadrados no lineales. Por otro lado, la primera columna de cada una de las Tablas muestra los estimados que 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 .

Tabla 5: Función de producción CES (2011) - Insumos: Trabajo Contratado, Trabajo Familiar, Insumos, Tierra

	(1) <i>Ln s_M</i>	(2) <i>Ln Q</i>
<i>r</i>	0,913*** (0,0259)	1,019*** (0,00660)
<i>α_{HL}</i>	0,283*** (0,0100)	0,254*** (0,00933)
<i>α_{FL}</i>	0,00222** (0,000963)	0,00351*** (0,00106)
<i>α_M</i>	0,239*** (0,00698)	0,324*** (0,00691)
<i>α_L</i>	0,476*** (0,00877)	0,418*** (0,00744)
N	12246	12246

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Como mostramos anteriormente, esto implica estimar una ecuación para el logaritmo del *share* de M ($\ln s_M$). 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. Por otro lado, la decisión de adquisición de capital (como un tractor), es una decisión tomada previamente, que seguramente no está influenciada por el nivel de ω .¹⁸

Tabla 6: Función de producción CES (2012) - Insumos: Trabajo Contratado, Trabajo Familiar, Insumos, Tierra

	(1) $\ln s_M$	(2) $\ln Q$
r	0,862*** (0,0198)	0,967*** (0,00564)
α_{HL}	0,239*** (0,00938)	0,232*** (0,00911)
α_{FL}	0,00429*** (0,000922)	0,00242*** (0,000935)
α_M	0,261*** (0,00625)	0,336*** (0,00644)
α_L	0,496*** (0,00806)	0,430*** (0,00708)
N	15731	15731

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

¹⁸ 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 .

**Tabla 7: Función de producción CES (2011) - Insumos:
Trabajo Contratado, Capital, Insumos, Tierra**

	(1) <i>Ln s_M</i>	(2) <i>Ln Q</i>
<i>r</i>	0,608*** (0,0208)	1,074*** (0,00973)
<i>α_{HL}</i>	0,122*** (0,0199)	0,109*** (0,0195)
<i>α_K</i>	0,259*** (0,0306)	0,316*** (0,0300)
<i>α_M</i>	0,361*** (0,0196)	0,276*** (0,0171)
<i>α_L</i>	0,258*** (0,0144)	0,299*** (0,0158)
N	3.830	3.830

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

**Tabla 8: Función de Producción CES (2012) - Insumos:
Trabajo Contratado, Capital, Insumos, Tierra**

	(1) <i>Ln s_M</i>	(2) <i>Ln Q</i>
<i>r</i>	0,861*** (0,0366)	1,051*** (0,00807)
<i>α_{HL}</i>	0,108*** (0,0177)	0,0844*** (0,0159)
<i>α_K</i>	0,156*** (0,0266)	0,184*** (0,0246)
<i>α_M</i>	0,268*** (0,0153)	0,313*** (0,0146)
<i>α_L</i>	0,469*** (0,0181)	0,418*** (0,0153)
N	4901	4901

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Como conclusión general, se aprecia que uno de los parámetros más afectados por el sesgo de transmisión es el relacionado al uso de insumos intermedios, como pesticidas, fertilizantes y abonos, α_M (estos muestran las variaciones más grandes una vez que uno toma en consideración el sesgo de transmisión). 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 *shocks* 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 *shocks* a la producción agrícola ocurren luego de la decisión de cultivo o siembra). Por otro lado, los estimados de δ en ambos casos fueron alrededor de -0.9, lo que implica un alto grado de sustitución entre los insumos considerados;¹⁹ el mismo que no puede ser capturado por la función Cobb-Douglas.

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), incluso en el caso de las especificaciones que incluyen un conjunto más amplio de factores de producción, como las que incluyen nuestra variable *proxy* de gastos de uso de capital. Otro tema importante es que la estimación controlando por el sesgo de transmisión (columna 1) afecta los parámetros estimados. En el caso de la Tabla 5, el coeficiente del trabajo contratado se incrementa levemente, mientras que los coeficientes del capital y de los materiales se reducen, una vez controlado el sesgo de transmisión. Este resultado es consistente con la idea de que el uso de materiales está correlacionado con la productividad del productor, de manera que el incremento en producto asociado con un incremento en 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 se controla por lo segundo, de manera que el coeficiente de M refleja más puramente el efecto del uso de materiales. Se observan resultados similares en la Tabla 6.

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

¹⁹ Esto puede deberse a que la especificación actual asume que todos los insumos tienen la misma sustituibilidad entre sí. 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.

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 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. En segundo lugar, 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). En tercer lugar, las Tablas 7 y 8 muestran la significancia de controlar por el uso de capital en las estimaciones. Sin embargo, el ejercicio en este documento es necesariamente limitado, porque esta variable no se registra directamente en la encuesta, sino fue construida a partir de información de múltiples variables que sí son capturadas por la encuesta (por ejemplo, alquiler de maquinaria, vehículo o motor).

Como una forma de extender el análisis de la información, el Anexo 2 presenta resultados de regresiones auxiliares, para la muestra *pooled* (Tablas A2), y para cada año, por separado (Tablas A3: 2011 y Tablas A4: 2012). En primer lugar, deflactamos las variables de gasto, en particular el trabajo contratado y los materiales (Tablas A2, A3 y A4(1)), con el objetivo de analizar si existe algún efecto del precio de mercado sobre la productividad estimada. Como se puede apreciar en esas tablas, en general, los coeficientes estimados del trabajo contratado (*HL*) y el trabajo familiar (*FL*) se tornan no significativos y significativamente negativos, respectivamente. Los coeficientes de *L* (tierra) y *M* (materiales), aun cuando reducen su importancia cuantitativa, siguen siendo estadísticamente significativos; y, en el caso de *M*, la reducción es menor en magnitud. Esto último podría implicar que los coeficientes estimados de *M* estarían reflejando apropiadamente la eficiencia en el uso de factores.

En segundo lugar, expresamos las variables por hectárea, como una forma de excluir el efecto del tamaño de la parcela (Tablas A2, A3 y A4(2)). Los coeficientes de la variable materiales (*M*) continúan siendo significativamente distintos de cero, pero en mucha menor magnitud, como era de esperarse, pues la tierra es un factor necesario en la producción. En tercer lugar, se deflactan las variables de gasto y se expresan las variables por hectárea (Tablas A2, A3 y A4(3)). Materiales continúa siendo el factor más importante (y significativo en términos estadísticos) en magnitud.

Por último, se introducen controles por productividad sin deflactar (Tablas A2, A3 y A4(4)) y deflactando el gasto en insumos (Tablas A2, A3 y A4(5)). Los controles incluyen capacitación y asistencia técnica y uso de semillas certificadas, entre otros. Los resultados reportados sin controlar por estas variables son robustos a la inclusión de las mismas (sin deflactar). Asimismo, cuando se introducen los controles por productividad y se deflacta el gasto en insumos, solo los coeficientes de materiales (M) y tierra (L) varían poco; el resto de insumos reduce su significancia estadística.

(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:

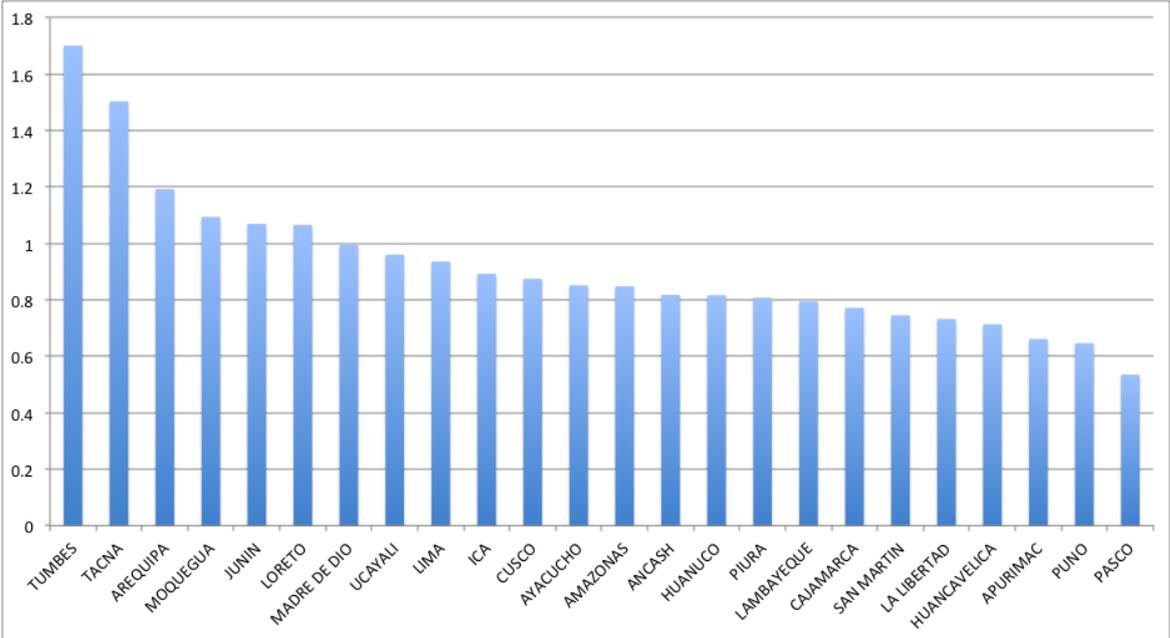
$$\widehat{\omega + \varepsilon} = \ln Y + \left(\frac{\hat{r}}{\hat{\delta}} \right) \ln(\hat{\alpha}_M M^{-\hat{\delta}} + \hat{\alpha}_{HL} HL^{-\hat{\delta}} + \hat{\alpha}_{FL} FL^{-\hat{\delta}} + (1 - \hat{\alpha}_M - \hat{\alpha}_{HL} - \hat{\alpha}_{FL}) L^{-\hat{\delta}})$$

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 también una estimación de la productividad *neta* (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 neta, se utiliza $\ln Y = \ln(\text{ingresos}/\text{deflactor})$.

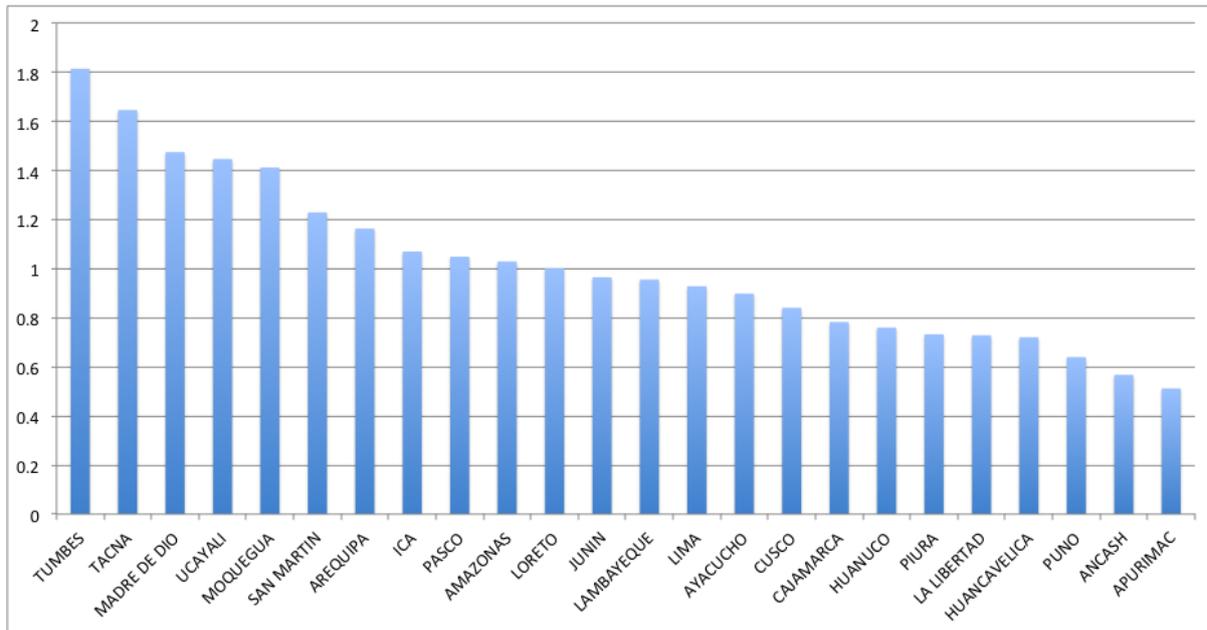
Los Gráficos 2 y 3 presentan los resultados de las estimaciones de las productividades brutas en promedio por departamento, mientras que los Gráficos 4 y 5 muestran las productividades netas. Los resultados muestran una amplia dispersión entre los promedios departamentales. En el caso de la productividad bruta, la razón de índices de productividad entre los departamentos más y menos productivos (Tumbes y Pasco, respectivamente) es 3.18, para el año 2012, y 3.6 para 2011.

Gráfico 2: Ranking de productividad bruta, 2012



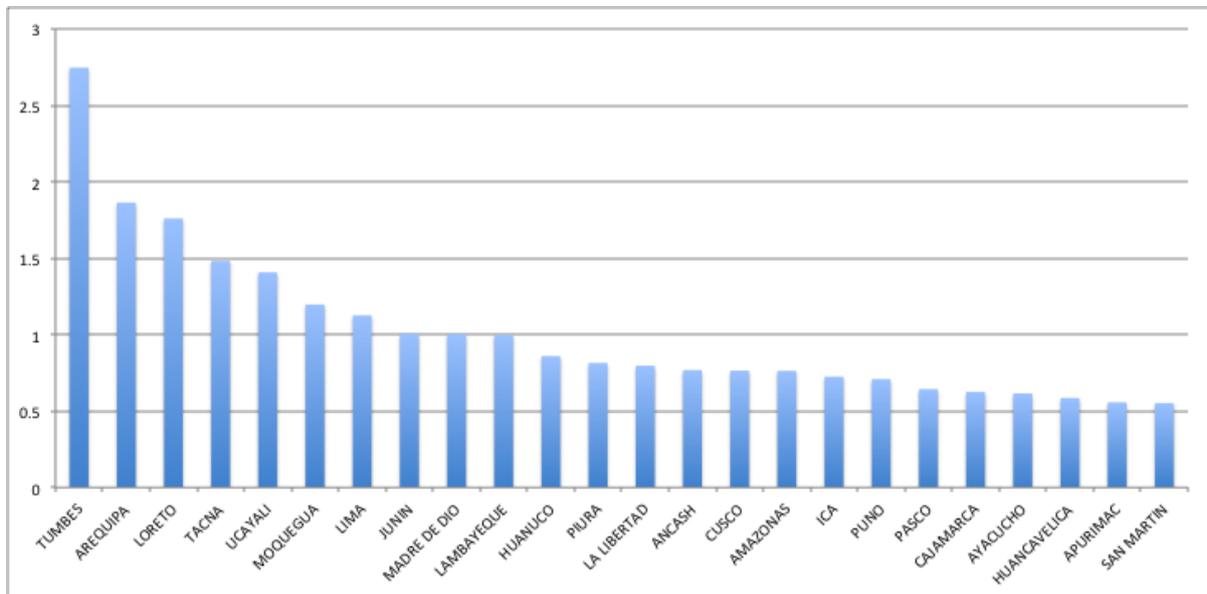
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Gráfico 3: Ranking de productividad bruta, 2011



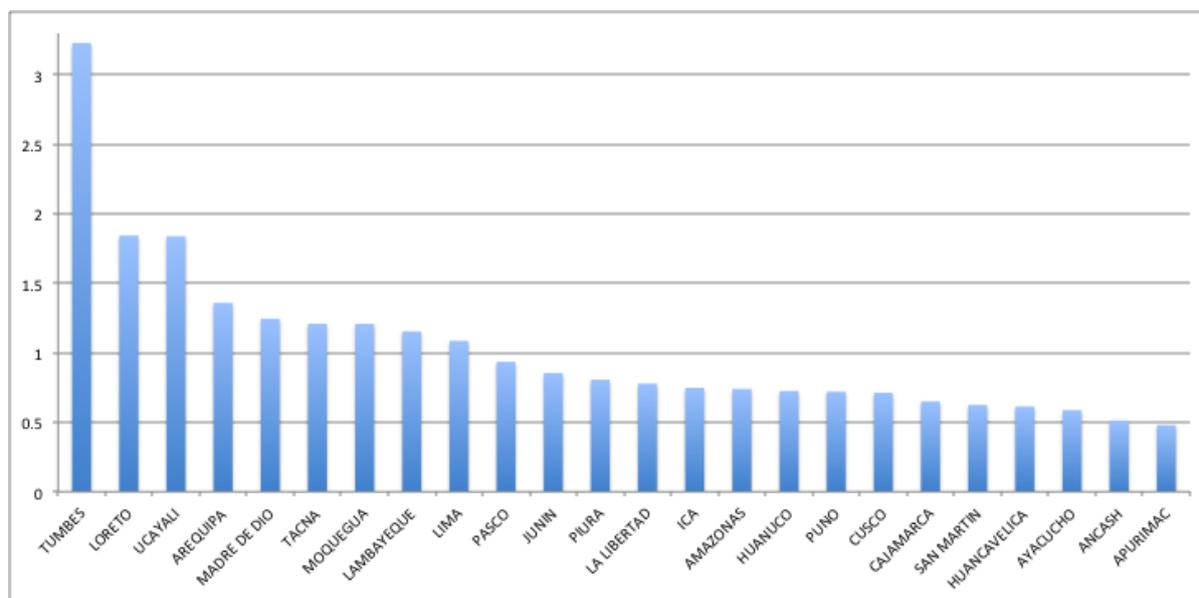
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Gráfico 4: Ranking de productividad neta, 2012



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Gráfico 5: Ranking de productividad neta, 2011



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

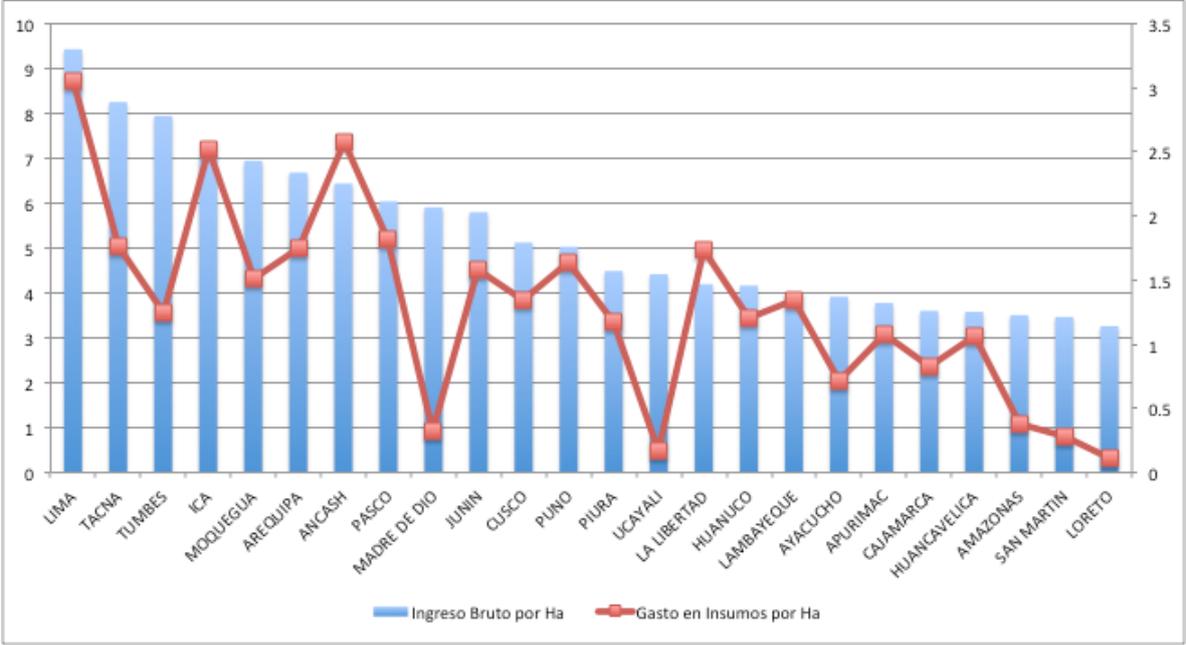
El gran nivel de variabilidad es similar a lo encontrado en otros estudios (ver Syverson, 2011). Esta heterogeneidad refuerza la motivación de utilizar métodos que controlen por la posibilidad de que el uso de insumos responda a factores no observados por el investigador (básicamente, la productividad 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 6 y 7). 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 éstos,²⁰ que es lo que denominamos, finalmente, *productividad* y que es identificada por las mediciones propuestas. La primera fuente, por

²⁰ 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, ésta 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 $F(\cdot)$ y lo segundo a los términos ω y ε). La productividad se relaciona con el residuo bajo este enfoque.

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.

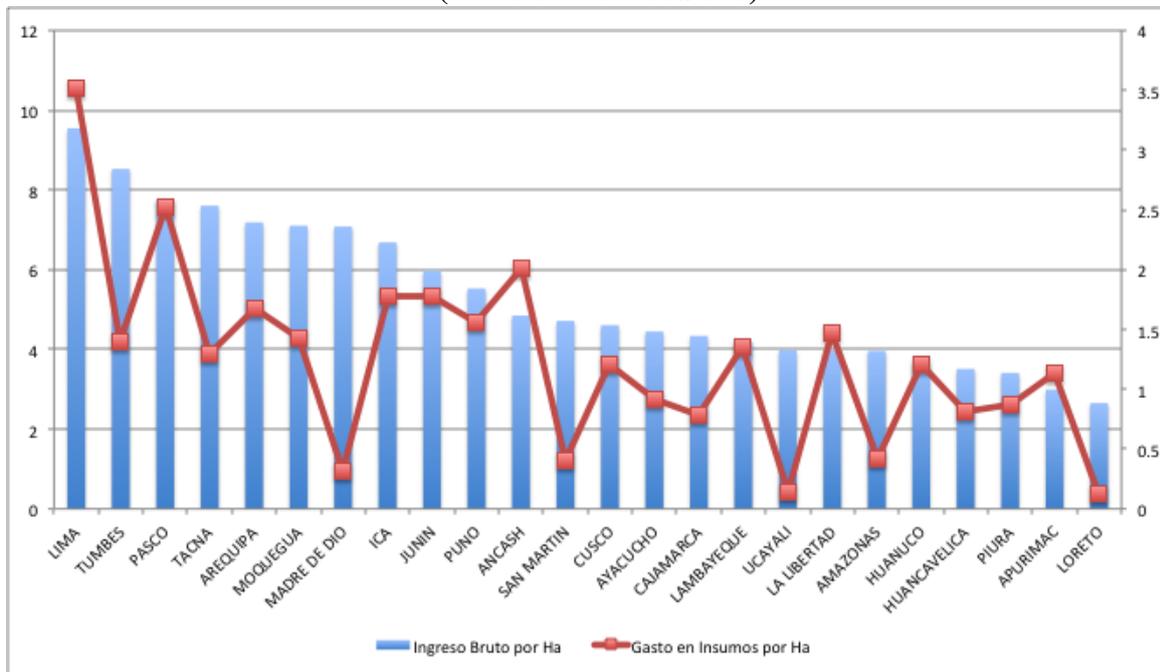
En el caso de las mediciones simples de productividad, como las presentadas en los gráficos 6 y 7, ambas fuentes se mezclan. Por ejemplo, se puede apreciar que el *ranking* de productividad basado en el ingreso bruto por hectárea se encuentra relacionado con el nivel de gasto promedio en pesticidas, 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 mayor uso de insumos y cuánto puede deberse a variaciones en la productividad (como es definida en este documento), 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 sólo 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 6: Ingreso Bruto y Gasto en Insumos Promedio por Hectárea Cultivada, 2012 (Miles de Nuevos Soles)



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

**Gráfico 7: 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? Las Tablas 9 y 10 muestran resultados de regresiones que relacionan los indicadores de productividad bruta antes descritos con algunas características de los productores agrarios, a nivel personal, del hogar y del centro poblado. Específicamente, se consideran las siguientes variables:

1. Personal

- 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 (telefonofijo).
- 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 (*desague_red*) o si posee letrina o pozo ciego (*desague_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 fuerza 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 (*telefono_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.

Tabla 9: Determinantes de la Productividad Bruta de Factores

	(1) Prod. bruta	(2) Prod. bruta	(3) Prod. bruta	(4) Prod. bruta
edad	0.0219*** (0.00331)	0.0203*** (0.00327)	0.0230*** (0.00295)	0.0215*** (0.00294)
edad2	-0.000248*** (0.0000314)	-0.000228*** (0.0000310)	-0.000254*** (0.0000278)	-0.000237*** (0.0000278)
sexo	0.381*** (0.0225)	0.372*** (0.0223)	0.334*** (0.0211)	0.325*** (0.0210)
niveleducativo	0.0502*** (0.00557)	0.0440*** (0.00558)	0.0216*** (0.00549)	0.0207*** (0.00547)
electricidad	0.0739* (0.0407)	0.0662 (0.0403)	0.102*** (0.0390)	0.0978** (0.0388)
telefonofijo	0.159*** (0.0569)	0.154*** (0.0563)	0.0863 (0.0544)	0.0805 (0.0541)
energia_electr	0.00695 (0.0419)	0.0125 (0.0420)	0.0289 (0.0421)	0.0315 (0.0419)

energia_petr	0.172*** (0.0281)	0.0448 (0.0297)	-0.0345 (0.0334)	-0.0391 (0.0332)
agua_red	-0.0406 (0.0445)	-0.00436 (0.0440)	0.157*** (0.0497)	0.153*** (0.0495)
agua_natural	0.0159 (0.0435)	0.0218 (0.0430)	0.158*** (0.0503)	0.157*** (0.0501)
desague_red	0.0791** (0.0309)	0.0781** (0.0324)	0.0843** (0.0357)	0.0831** (0.0356)
desague_pozo	0.0263 (0.0185)	0.0356* (0.0184)	0.0530*** (0.0193)	0.0496** (0.0193)
movmerc_pie		-0.0820*** (0.0287)		-0.00360 (0.0303)
movmerc_moto		0.161*** (0.0486)		-0.0817 (0.0531)
movmerc_auto		0.219*** (0.0393)		-0.0350 (0.0449)
movmerc_bus		0.104*** (0.0324)		0.0304 (0.0374)
movmerc_lancha		0.395*** (0.0520)		-0.0731 (0.0679)
movmerc_no		-0.0479 (0.0324)		-0.203*** (0.0365)

	(1) Prod. bruta	(2) Prod. Bruta	(3) Prod. Bruta	(4) Prod. bruta
via_herradura		-0.128*** (0.0235)		
via_carrozable		0.0670*** (0.0227)		
via_carretera		0.0869*** (0.0282)		
via_lago		0.0759 (0.0530)		
internet_cp		-0.0465 (0.0304)		
fono_cp		0.0411** (0.0184)		
celular_cp		-0.158*** (0.0263)		
pista_cp		-0.0505 (0.0329)		
alumbrado_cp		-0.0521*** (0.0193)		
constante	-0.993*** (0.0978)	-0.797*** (0.104)	-1.060*** (0.0927)	-0.890*** (0.0986)
N	11761	11761	11761	11761
R2	0.0648	0.0941	0.0567	0.0656

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Tabla 10: Determinantes de la Productividad Neta de Factores Deflactada

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Prod. neta	Prod. Neta	Prod. Neta	Prod. neta
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)
niveleducativo	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)
Telefonofijo	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)
desague_red	-0.0194 (0.0375)	0.0126 (0.0393)	0.107*** (0.0412)	0.106*** (0.0411)
desague_pozo	-0.0616*** (0.0225)	-0.0392* (0.0223)	0.0319 (0.0223)	0.0298 (0.0223)
movmerc_pie		-0.0681* (0.0348)		-0.0181 (0.0350)
movmerc_moto		-0.0492 (0.0590)		-0.195*** (0.0613)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Prod. neta	Prod. neta	Prod. neta	Prod. neta
movmerc_auto		0.0576 (0.0477)		-0.0738 (0.0518)
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)
via_herradura		-0.112*** (0.0284)		
via_carrozable		0.0349 (0.0275)		
via_carretera		0.193*** (0.0342)		
via_lago		0.371*** (0.0642)		
internet_cp		0.0504 (0.0368)		
fono_cp		-0.0138 (0.0223)		
celular_cp		-0.169*** (0.0319)		
pista_cp		-0.0888** (0.0399)		
alumbrado_cp		-0.0818*** (0.0233)		
constante	-1.080*** (0.119)	-0.856*** (0.126)	-1.166*** (0.107)	-0.968*** (0.114)
N	11761	11761	11761	11761
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 ambas tablas, las dos primeras columnas son regresiones simples por mínimos cuadrados ordinarios, mientras que las últimas dos columnas consideran efectos fijos a nivel de conglomerado (conjunto de cuerdas). Las columnas 2 y 4 en ambas tablas incluyen las variables *dummy* que indican los medios de transporte y 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 esquemática, los principales resultados son:

- Existe una relación positiva entre la productividad y las características individuales como la edad, el sexo y el nivel educativo. En particular, los productores varones y con mayor nivel educativo exhiben mayores niveles de productividad.
- En las regresiones simples MCO se observa que algunas características del hogar como el acceso a agua o 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 con el servicio de telefonía fija.

- Con respecto a las variables de movilidad, el resultado más saltante es la relación negativa entre la decisión de no acudir a ferias o mercados para ofrecer sus productos y 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 éstos poseen poder de mercado—así, recibirían menos por 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 regresiones, no encontramos a este nivel 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 11, el tamaño de la unidad productiva (*tierra*) está negativamente correlacionado con la productividad bruta. 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.

Tabla 11: Determinantes de la Productividad Bruta de Factores

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Prod. Bruta	Prod. bruta	Prod. bruta	Prod. bruta
edad	0.0272*** (0.00714)	0.0282*** (0.00697)	0.0320*** (0.00615)	0.0294*** (0.00615)
edad2	-0.000279*** (0.0000685)	-0.000283*** (0.0000669)	-0.000318*** (0.0000588)	- 0.000291*** (0.0000588)
sexo	0.343***	0.318***	0.289***	0.273***

	(0.0498)	(0.0487)	(0.0448)	(0.0448)
niveleducativo	0.0477*** (0.0119)	0.0389*** (0.0118)	0.00611 (0.0112)	0.00640 (0.0112)
electricidad	-0.00642 (0.0880)	0.00507 (0.0863)	0.155* (0.0857)	0.151* (0.0856)
telefonofijo	0.143 (0.122)	0.0623 (0.119)	0.112 (0.111)	0.116 (0.110)
energia_electr	0.133 (0.0919)	0.127 (0.0918)	-0.0675 (0.0933)	-0.0486 (0.0932)
energia_petr	0.0884 (0.0558)	-0.0427 (0.0557)	-0.0802 (0.0630)	-0.0809 (0.0627)
agua_red	-0.124 (0.0943)	-0.0858 (0.0921)	0.190* (0.106)	0.173 (0.106)
agua_natural	0.0410 (0.0919)	0.0148 (0.0899)	0.142 (0.107)	0.136 (0.106)
desague_red	0.285*** (0.0791)	0.186** (0.0819)	0.0437 (0.0897)	0.0563 (0.0894)
desague_pozo	-0.0300 (0.0405)	-0.0244 (0.0394)	-0.0106 (0.0398)	-0.0111 (0.0396)
tierra	-0.00718*** (0.00206)	-0.00982*** (0.00205)	-0.0136*** (0.00227)	-0.0139*** (0.00226)
movmercado_pie		-0.0388 (0.0591)		-0.0999 (0.0635)
movmercado_moto		0.194** (0.0985)		-0.131 (0.104)
movmercado_auto		0.405*** (0.0891)		-0.0168 (0.0965)
movmercado_bus		0.0587 (0.0722)		-0.121 (0.0826)
movmercado_lancha		0.435*** (0.0877)		0.0111 (0.111)
movmercado_no		0.0363 (0.0714)		-0.315*** (0.0786)
via_herradura		-0.257***		

		(0.0499)		
via_carrozable		-0.0157 (0.0474)		
via_carretera		0.210*** (0.0558)		
via_lago		0.181** (0.0914)		
internet_cp		-0.122 (0.0761)		
fono_cp		0.0650* (0.0391)		
celular_cp		-0.341*** (0.0605)		
pista_cp		0.297*** (0.0944)		
alumbrado_cp		-0.0245 (0.0412)		
constante	-1.066*** (0.208)	-0.783*** (0.220)	-1.068*** (0.193)	-0.777*** (0.207)
N	2950	2950	2950	2950
R2	0.0537	0.117	0.0454	0.0563

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 del 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 (8)), 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 alrededor de 4300 unidades productivas. La siguiente tabla muestra los estimados de la función de producción bajo el

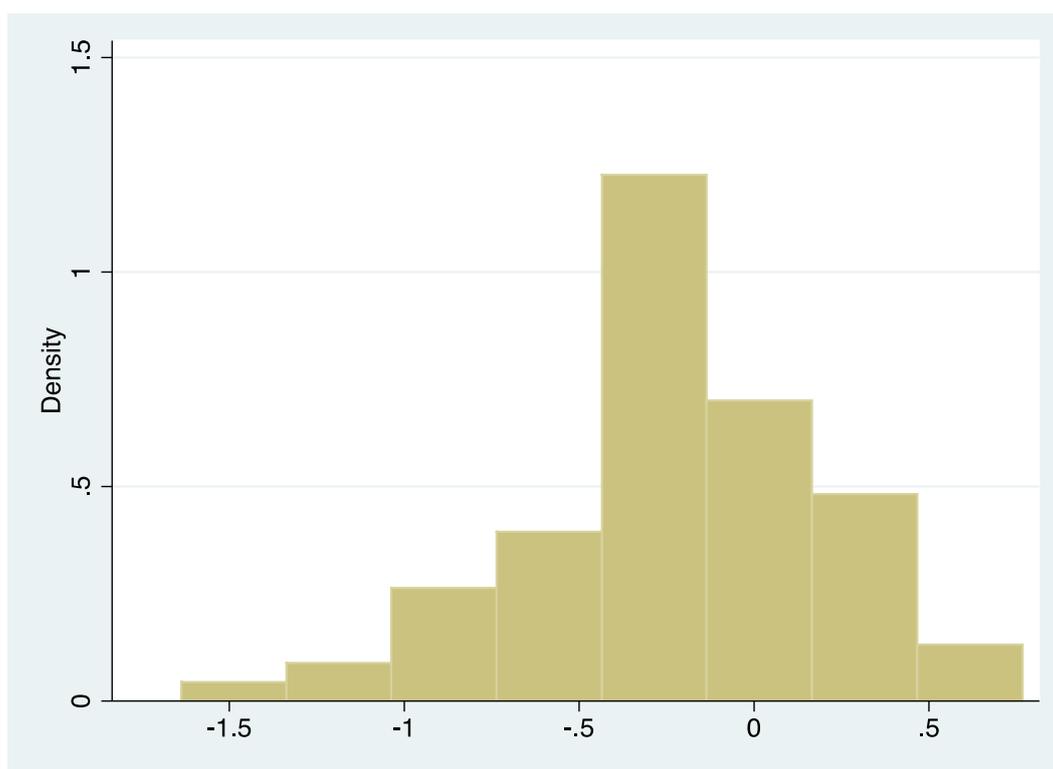
método descrito, con y sin efectos fijos por distrito, sin incluir los coeficientes de éstos, los cuales se presentan de manera gráfica luego (gráfico 8).

Tabla 14: Función de Producción CES, Precios Deflactados - Insumos: Trabajo Contratado, Trabajo Familiar, Insumos, Tierra

	(1)	(2)
	$Ln SM$	$Ln SM$
ρ	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	4.351	4.351

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

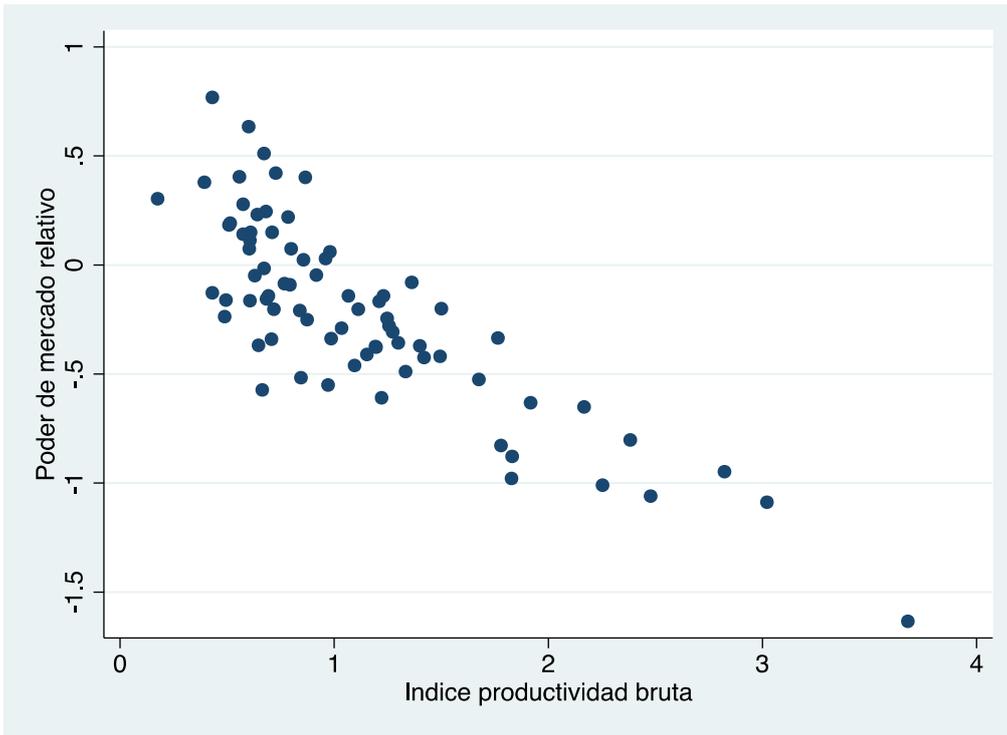
Gráfico 8: Histograma del poder de mercado relativo



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

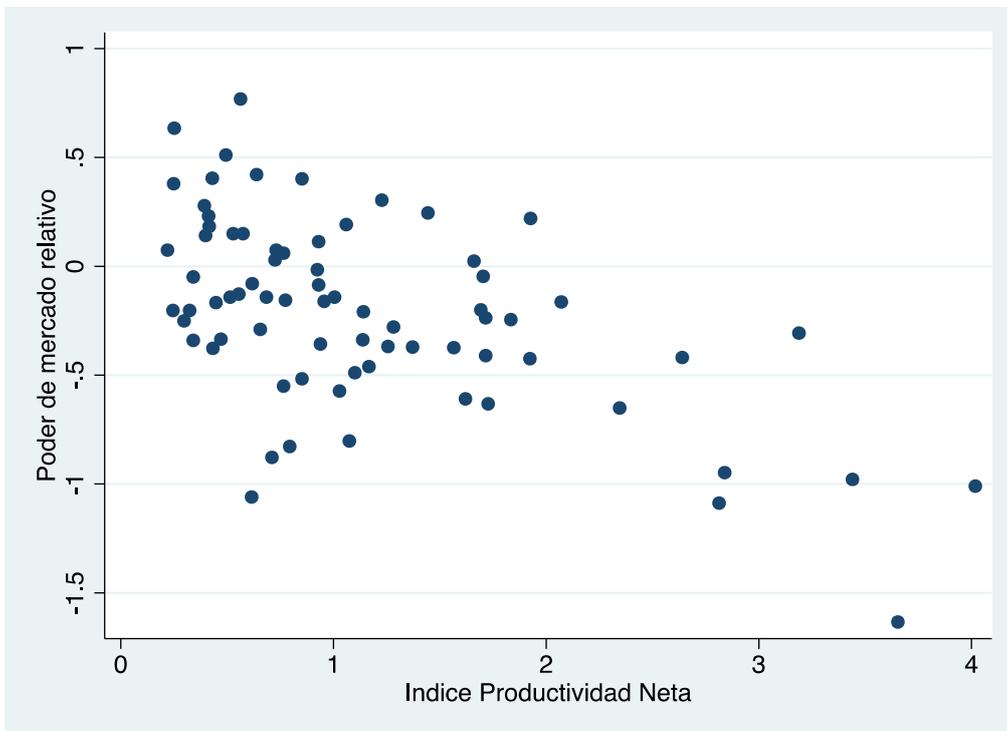
Como se aprecia en la tabla 14, los resultados con la muestra restringida no difieren significativamente de los anteriores (compare con tabla 5). Por otro lado, el gráfico 8 muestra una amplia dispersión en el poder de mercado relativo al del área geográfica base. Utilizando los resultados de las estimaciones anteriores, podemos finalmente hacer la comparación del nivel de productividad con el grado de poder de mercado en las áreas geográficas. Los siguientes gráficos (9 y 10) muestran la relación entre ambas variables estimadas.

Gráfico 9: Poder de mercado y productividad bruta



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Gráfico 10: Poder de mercado y productividad neta



Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Ambos gráficos muestran 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 *shock* negativo que incentiva el uso de insumos, como una plaga. Asimismo, este *shock* 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 y poder de mercado se mantiene, como se aprecia en la columna (2) de la tabla 15, que considera la productividad bruta; y en la columna (2) de la tabla 16, que considera la productividad neta.

Tabla 15: Determinantes de la Productividad Bruta de Factores

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Prod. bruta	Prod. bruta	Prod. bruta	Prod. bruta
edad	0.0272*** (0.00714)	0.0292*** (0.00643)	0.0320*** (0.00615)	0.0294*** (0.00615)
edad2	-0.000279*** (0.0000685)	-0.000299*** (0.0000616)	-0.000318*** (0.0000588)	-0.000291*** (0.0000588)
sexo	0.343*** (0.0498)	0.326*** (0.0449)	0.289*** (0.0448)	0.273*** (0.0448)
niveleducativo	0.0477*** (0.0119)	0.0131 (0.0109)	0.00611 (0.0112)	0.00640 (0.0112)
electricidad	-0.00642 (0.0880)	0.0623 (0.0798)	0.155* (0.0857)	0.151* (0.0856)
telefonofijo	0.143 (0.122)	0.125 (0.110)	0.112 (0.111)	0.116 (0.110)
energia_electr	0.133 (0.0919)	0.0871 (0.0848)	-0.0675 (0.0933)	-0.0486 (0.0932)
energia_petr	0.0884 (0.0558)	-0.0684 (0.0513)	-0.0802 (0.0630)	-0.0809 (0.0627)

agua_red	-0.124 (0.0943)	-0.00913 (0.0856)	0.190* (0.106)	0.173 (0.106)
agua_natural	0.0410 (0.0919)	0.000151 (0.0834)	0.142 (0.107)	0.136 (0.106)
desague_red	0.285*** (0.0791)	0.106 (0.0763)	0.0437 (0.0897)	0.0563 (0.0894)
desague_pozo	-0.0300 (0.0405)	-0.0410 (0.0363)	-0.0106 (0.0398)	-0.0111 (0.0396)
tierra	-0.00718*** (0.00206)	-0.0114*** (0.00189)	-0.0136*** (0.00227)	-0.0139*** (0.00226)
movmerc_pie		0.00258 (0.0547)		-0.0999 (0.0635)
movmercado_moto		0.110 (0.0911)		-0.131 (0.104)
movmerc_auto		0.382*** (0.0822)		-0.0168 (0.0965)
movmerc_bus		0.0867 (0.0667)		-0.121 (0.0826)
movmerc_lancha		0.170** (0.0816)		0.0111 (0.111)
movmerc_no		-0.0921 (0.0660)		-0.315*** (0.0786)
via_herradura		-0.106** (0.0466)		
via_carrozable		-0.0535 (0.0439)		
via_carretera		0.0447 (0.0520)		
via_lago		0.0864 (0.0842)		
internet_cp		-0.0232 (0.0710)		
fono_cp		-0.00973 (0.0362)		

celular_cp		-0.0457		
		(0.0572)		
pista_cp		0.0669		
		(0.0877)		
alumbrado_cp		0.0191		
		(0.0381)		
Poder de mercado		-1.030***		
		(0.0450)		
constante	-1.066***	-1.083***	-1.068***	-0.777***
	(0.208)	(0.203)	(0.193)	(0.207)
N	2950	2942	2950	2950
R2	0.0537	0.252	0.0454	0.0563

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Tabla 16: Determinantes de la Productividad Neta de Factores

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Prod. neta	Prod. neta	Prod. neta	Prod. neta
edad	0.0287***	0.0302***	0.0242***	0.0227***
	(0.00853)	(0.00801)	(0.00702)	(0.00704)
edad2	-0.000292***	-0.000313***	-0.000249***	-0.000233***
	(0.0000818)	(0.0000768)	(0.0000671)	(0.0000673)
sexo	0.346***	0.319***	0.281***	0.271***
	(0.0595)	(0.0560)	(0.0512)	(0.0513)
niveleducativo	0.0531***	0.0185	0.00299	0.00346
	(0.0143)	(0.0136)	(0.0128)	(0.0128)
electricidad_publica	0.0226	0.152	0.210**	0.209**
	(0.105)	(0.0994)	(0.0979)	(0.0980)
telefonofijo	0.226	0.160	-0.0145	-0.0111
	(0.145)	(0.137)	(0.126)	(0.126)
energia_electricidad	0.281**	0.184*	-0.137	-0.125
	(0.110)	(0.106)	(0.106)	(0.107)
energia_petroleo	0.389***	0.219***	-0.0560	-0.0568
	(0.0666)	(0.0639)	(0.0719)	(0.0718)
agua_red	-0.416***	-0.317***	0.264**	0.250**

	(0.113)	(0.107)	(0.121)	(0.121)
agua_natural	-0.176 (0.110)	-0.211** (0.104)	0.241** (0.122)	0.236* (0.122)
desague_red	-0.0670 (0.0944)	-0.197** (0.0950)	-0.0236 (0.102)	-0.0115 (0.102)
desague_pozo	-0.0883* (0.0484)	-0.0849* (0.0452)	-0.00274 (0.0454)	-0.00332 (0.0454)
tierra	-0.00421* (0.00247)	-0.00779*** (0.00235)	-0.0105*** (0.00259)	-0.0106*** (0.00259)
movmercado_pie		0.0353 (0.0681)		-0.0704 (0.0728)
movmercado_moto		0.0766 (0.113)		-0.0458 (0.120)
movmercado_auto		0.111 (0.102)		-0.0583 (0.111)
movmercado_bus		0.120 (0.0831)		-0.137 (0.0947)
movmercado_lancha		0.418*** (0.102)		-0.0479 (0.127)
movmercado_no		-0.00442 (0.0823)		-0.236*** (0.0900)
via_herradura		-0.162*** (0.0580)		
via_carrozable		-0.105* (0.0547)		
via_carretera		0.299*** (0.0648)		
via_lago		0.233** (0.105)		
internet_cp		0.208** (0.0884)		
fono_cp		0.0898** (0.0451)		
celular_cp		0.0661		

		(0.0713)		
pista_cp		-0.179 (0.109)		
alumbrado_cp		-0.128*** (0.0474)		
poder de mercado		-0.844*** (0.0560)		
constante	-1.144*** (0.249)	-1.257*** (0.253)	-1.076*** (0.220)	-0.859*** (0.237)
N	2950	2942	2950	2950
R2	0.0559	0.189	0.0285	0.0323

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 del cálculo de la productividad total de factores, cuya heterogeneidad ha sido documentada por estudios para otros países y parece darse en nuestro caso también. De nuestras estimaciones de la función de elasticidad de sustitución constante no encontramos evidencia consistente 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 la baja productividad.

Por otro lado, controlar por el sesgo de transmisión genera resultados significativamente (principalmente en el sentido estadístico) diferentes que no hacerlo; en particular en cuanto al parámetro asociado a los insumos intermedios, como pesticidas, fertilizantes y abonos, α_M ; lo cual puede deberse a la flexibilidad para ajustar estos insumos frente a *shocks* temporales. Asimismo, nuestro indicador de poder de mercado aparece negativamente correlacionado con la productividad; 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.

Asimismo, encontramos una relación positiva entre la productividad, la edad (que puede ser considerada como una variable *proxy* de experiencia) y la educación. 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 indicada en Rosenzweig, 1995). De otro lado, el resultado según el cual 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 podría implicar que la infraestructura básica es esencial para promover mejoras en la productividad agrícola. Por último, observamos una relación negativa entre la decisión de no acudir a ferias o mercados para ofrecer sus productos y la productividad, que podría deberse a que los productores con menor valor generado tienen menos incentivos en incurrir en costos de transporte. Esto, a su vez, 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.

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 el algodón, y la exploración más profunda de la relación entre el poder de mercado y la productividad. Asimismo, sería recomendable alentar 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 el párrafo previo; 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 se ofrecen las siguientes conclusiones:

1. La fragmentación de la propiedad agraria y el escaso nivel de asociatividad entre los productores limita su productividad por varios caminos: (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 ej. 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. Nuestra evidencia 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—recalcamos 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.

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).

Finalmente, 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 alrededor del 10%. Asimismo, el uso de carreteras está correlacionado 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 jugaría un rol muy importante en incrementar la productividad de las unidades agrícolas, por lo que se sugiere un enfoque intensivo en este aspecto.

Referencias

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." En: *Debate Agrario* No. 37. Lima: CEPES.

Assunção, J.J. y L.H. Braidó

2007 "Testing Household-Specific Explanations for the Inverse Productivity Relationship". *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 89, No. 4, pp. 980-990.

Barrett, C.B., M.F. Bellemare y J. Hou

2010 "Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity-Size Relationship." *World Development*, Vol. 38, No. 1, pp. 88-97.

Benjamin, D.

1995 "Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship?." *Journal of Development Economics*, Vol. 46, No.1, pp. 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*, No. 38, pp. 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*, Vol. 36, pp.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.

Durevall, D.

2006 “Demand for coffee in Sweden: The role of prices, preferences and market power”.
Departament of Economics, Göteborg University.

Eguren, F.

2003 “La Agricultura en la Costa Peruana”. *Debate Agrario*, No. 35, pp. 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*,
Vol. 18, Nos. 2-3, pp.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”. *National Bureau of Economic
Research*, Cambridge.

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, & 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*, Vol. 21, pp. 145–172.

Lamb, R.L.

2003 “Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets, and Measurement Error.” *Journal of Development Economics*, Vol. 71, No. 1, pp.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, DC: 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, Vol. 12, No. 3, pp. 503-526.

Quisumbing, A.

1995 “Gender Differences in Agricultural Productivity: A Survey of Empirical Evidence”, *FNCD Discussion Paper* No. 5. Washington, DC: IFPRI, Food Consumption and Nutrition Division (FNCD).

Reimers M. y Klasen S.

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*, Vol. 85, No. 2, pp. 153-158.

Suri, T.

2011 "Selection and Comparative Advantage in Technology Adoption", *Econometrica*, Vol. 79, pp. 159 – 209.

Syverson, C.

2011 "What Determines Productivity". En: *Journal of Economic Literature*, 49(2): 326-365.

Anexos

Anexo 1

Tabla A1: Estadísticas descriptivas

Año	Variable	N	Promedio	Desv. 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	
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
<i>Incluyendo la variable Gasto de Capital (capexp)</i>						
2011	Producción (Kg)	3.880	5,153	8,126	0,061	69,400
	Producción por hectárea	3.880	4,696	5,043	0,097	149,760
	Gasto en mano de obra (miles de Soles)	3.880	0,457	1,001	0,000	11,160
	Gasto en mano de obra por hectárea	3.880	0,481	1,745	0,000	65,000
	Trabajo familiar no remunerado (número)	3.880	1,334	1,362	0,000	11,000
	Trabajo familiar no remunerado por hectárea	3.880	3,692	11,687	0,000	375,000
	Gasto en materiales (miles de Soles)	3.880	1,153	1,817	0,000	12,792
	Gasto en materiales por hectárea	3.880	1,355	2,381	0,000	60,333
	Superficie cosechada en hectáreas	3.880	1,139	1,347	0,008	22,905
	Gasto en capital	3.880	0,331	0,891	0,003	29,000
	Gasto en capital por hectárea	3.880	0,436	1,983	0,001	105,000
	Recibió capacitación	3.880	0,174	0,379	0,000	1,000
	Recibió asistencia técnica	3.880	0,067	0,251	0,000	1,000
	Recibió alguna campaña informativa	3.880	0,065	0,247	0,000	1,000
	En cuántos cultivos transitorios se utilizó semilla certificada	3.880	0,209	0,609	0,000	10,000
	En cuántos cultivos almacenó la semilla en un lugar exclusivo	3.880	0,566	1,306	0,000	13,000
En cuántos cultivos seleccionó la semilla antes de su siembra	3.880	1,449	1,447	0,000	13,000	
En cuántos cultivos desinfectó la semilla antes de su siembra	3.880	0,334	0,811	0,000	8,000	
2012	Producción (Kg)	4.982	6,045	9,062	0,053	68,326
	Producción por hectárea	4.982	4,822	4,382	0,070	102,000
	Gasto en mano de obra (miles de Soles)	4.982	0,550	1,168	0,000	11,110

Gasto en mano de obra por hectárea	4.982	0,530	4,401	0,000	300,000
Trabajo familiar no remunerado (número)	4.982	1,293	1,256	0,000	10,000
Trabajo familiar no remunerado por hectárea	4.982	3,524	10,471	0,000	357,143
Gasto en materiales (miles de Soles)	4.982	1,222	1,912	0,000	13,600
Gasto en materiales por hectárea	4.982	1,423	4,586	0,000	285,500
Superficie cosechada en hectáreas	4.982	1,476	2,402	0,002	45,250
Gasto en capital	4.982	0,355	0,726	0,002	10,300
Gasto en capital por hectárea	4.982	0,414	1,903	0,001	125,000
Recibió capacitación	4.982	0,198	0,399	0,000	1,000
Recibió asistencia técnica	4.982	0,076	0,266	0,000	1,000
Recibió alguna campaña informativa	4.982	0,070	0,255	0,000	1,000
En cuántos cultivos transitorios se utilizó semilla certificada	4.982	0,212	0,599	0,000	9,000
En cuántos cultivos almacenó la semilla en un lugar exclusivo	4.982	0,575	1,324	0,000	10,000
En cuántos cultivos seleccionó la semilla antes de su siembra	4.982	1,500	1,509	0,000	12,000
En cuántos cultivos desinfectó la semilla antes de su siembra	4.982	0,299	0,798	0,000	10,000

Anexo 2
Tabla A2: Otras estimaciones para el *pool* de datos²¹
(1) Cobb-Douglas - Variables Deflactadas

	(1)	(2)	(3)
	Ln Q	Ln Q	Ln Q
Ln HL	0.214*** (0.0207)	0.00267 (0.0417)	0.0322 (0.0404)
Ln FL	-0.103*** (0.0120)	-0.109*** (0.0198)	-0.112*** (0.0192)
Ln M	0.896*** (0.0418)	0.727*** (0.0450)	0.756*** (0.0496)
Ln L	0.427*** (0.00878)	0.476*** (0.0126)	0.478*** (0.0126)
Ln K			-0.0524*** (0.0152)
Constante	5.454*** (0.0217)	5.630*** (0.0333)	5.629*** (0.0330)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	27977	8735	8735
R2	0.443	0.451	0.452

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(2) Cobb-Douglas – Variables por hectárea

	(1)	(2)	(3)
	Ln Q	Ln Q	Ln Q
Ln HL	0.252*** (0.0101)	0.166*** (0.0183)	0.164*** (0.0179)
Ln FL	-0.0207* (0.0105)	-0.0355* (0.0176)	-0.0357* (0.0177)
Ln M	0.194*** (0.00953)	0.291*** (0.0218)	0.290*** (0.0217)
Ln L	0.0338*** (0.0113)	0.0668*** (0.0167)	0.0681*** (0.0166)

²¹ Las variables que han sido posibles deflactar son: Producción (Q), Gasto en Mano de Obra (HL) e Insumos (M). Se construyeron índices de precios a partir de la información de precios de la Base de Datos ENAPRES 2011-2012 y sobre los precios de insumos a nivel regional proporcionada por la Oficina de Estudios Económicos y Estadísticos del Ministerio de Agricultura para el mismo periodo.

Ln K			0.00794 (0.00519)
Constante	1.696*** (0.0122)	1.579*** (0.0140)	1.574*** (0.0126)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	10730	3732	3732
R2	0.377	0.353	0.353

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(3) Cobb-Douglas – Variables por hectárea deflactadas

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0.0640*** (0.0176)	0.0239 (0.0228)	0.0291 (0.0279)
Ln FL	-0.0680*** (0.0116)	-0.0527** (0.0219)	-0.0524** (0.0220)
Ln M	0.257*** (0.0161)	0.256*** (0.0220)	0.257*** (0.0221)
Ln L	-0.340*** (0.0158)	-0.302*** (0.0324)	-0.303*** (0.0321)
Ln K			-0.00533 (0.00679)
Constante	6.115*** (0.0207)	6.136*** (0.0196)	6.137*** (0.0196)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	19794	6056	6056
R2	0.346	0.244	0.244

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(4) Cobb-Douglas con Controles de Productividad

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0.464*** (0.0141)	0.257*** (0.0241)	0.256*** (0.0239)
Ln FL	0.0226* (0.0112)	0.0485*** (0.0117)	0.0486*** (0.0116)
Ln M	0.676*** (0.0234)	0.727*** (0.0281)	0.726*** (0.0297)
Capacitación	0.123*** (0.0131)	0.108*** (0.0165)	0.108*** (0.0164)
Asistencia	0.0795*** (0.0256)	0.0956* (0.0506)	0.0955* (0.0508)
Campaña Informativa	0.0968*** (0.0192)	0.0638** (0.0238)	0.0637** (0.0238)
Semilla Certificada	0.0251** (0.0103)	0.0601*** (0.0127)	0.0601*** (0.0128)
Semilla bien Almacenada	0.00368 (0.00589)	0.00257 (0.00758)	0.00258 (0.00756)
Selección de Semilla	-0.0244*** (0.00327)	-0.0284*** (0.00737)	-0.0284*** (0.00729)
Desinfectó la Semilla	0.00852 (0.00749)	0.0202 (0.0127)	0.0202 (0.0128)
Ln L	0.645*** (0.00763)	0.654*** (0.0101)	0.654*** (0.0101)
Ln K			0.00220 (0.00583)
Constante	0.632*** (0.0161)	0.572*** (0.0302)	0.572*** (0.0301)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	27977	8735	8735
R2	0.739	0.763	0.763

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(5) Cobb-Douglas con Controles de Productividad - Variables Deflactadas

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0.158*** (0.0222)	-0.0122 (0.0379)	0.0194 (0.0346)
Ln FL	-0.0659*** (0.0125)	-0.0872*** (0.0210)	-0.0899*** (0.0203)
Ln M	0.954*** (0.0425)	0.785*** (0.0490)	0.815*** (0.0503)
Capacitación	-0.0697*** (0.0230)	-0.0964*** (0.0220)	-0.0951*** (0.0218)
Asistencia	-0.0973*** (0.0353)	-0.208*** (0.0495)	-0.202*** (0.0494)
Campaña Informativa	0.0366* (0.0188)	0.0148 (0.0427)	0.0170 (0.0418)
Semilla Certificada	-0.242*** (0.0205)	-0.225*** (0.0296)	-0.223*** (0.0285)
Semilla bien Almacenada	-0.00139 (0.00432)	-0.00898 (0.00877)	-0.00937 (0.00873)
Selección de Semilla	-0.103*** (0.00458)	-0.0844*** (0.0102)	-0.0863*** (0.0104)
Desinfectó la Semilla	-0.0359*** (0.00993)	-0.0396*** (0.0133)	-0.0401*** (0.0133)
Ln L	0.453*** (0.00972)	0.511*** (0.0135)	0.513*** (0.0136)
Ln K			-0.0587*** (0.0210)
Constante	5.650*** (0.0210)	5.824*** (0.0350)	5.826*** (0.0347)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	27977	8735	8735
R2	0.469	0.473	0.474

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Tabla A3: Otras estimaciones para 2011
(1) Cobb-Douglas - Variables Deflactadas

	(1)	(2)	(3)
	Ln Q	Ln Q	Ln Q
Ln HL	0.217*** (0.0270)	0.0595 (0.0561)	0.0697 (0.0551)
Ln FL	-0.0864*** (0.0208)	-0.0660** (0.0257)	-0.0672** (0.0253)
Ln M	0.903*** (0.0351)	0.743*** (0.0323)	0.753*** (0.0365)
Ln L	0.460*** (0.0116)	0.483*** (0.0156)	0.483*** (0.0156)
Ln K			-0.0190 (0.0139)
Constante	5.433*** (0.0301)	5.525*** (0.0243)	5.525*** (0.0243)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	12246	3832	3832
R2	0.464	0.475	0.476

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(2) Cobb-Douglas – Variables por hectárea

	(1)	(2)	(3)
	Ln Q	Ln Q	Ln Q
Ln HL	0.265*** (0.0124)	0.182*** (0.0199)	0.181*** (0.0197)
Ln FL	-0.0501*** (0.0161)	-0.0613** (0.0251)	-0.0617** (0.0255)
Ln M	0.188*** (0.0135)	0.313*** (0.0281)	0.312*** (0.0282)
Ln L	0.0483*** (0.0162)	0.0705** (0.0260)	0.0712** (0.0260)
Ln K			0.00281 (0.00226)
Constante	1.735*** (0.0194)	1.594*** (0.0170)	1.592*** (0.0163)

Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	4564	1581	1581
R2	0.349	0.389	0.389

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(3) Cobb-Douglas – Variables por hectárea deflactadas

	(1)	(2)	(3)
	Ln Q	Ln Q	Ln Q
Ln HL	0.0716*** (0.0257)	0.0166 (0.0228)	0.0191 (0.0283)
Ln FL	-0.0666*** (0.0215)	-0.0370 (0.0399)	-0.0367 (0.0403)
Ln M	0.262*** (0.0135)	0.259*** (0.0136)	0.259*** (0.0136)
Ln L	-0.304*** (0.0272)	-0.269*** (0.0517)	-0.269*** (0.0515)
Ln K			-0.00184 (0.00436)
Constante	6.121*** (0.0199)	6.095*** (0.0270)	6.095*** (0.0276)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	8580	2620	2620
R2	0.317	0.224	0.224

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(4) Cobb-Douglas con Controles de Productividad

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0.541*** (0.0191)	0.331*** (0.0424)	0.322*** (0.0429)
Ln FL	-0.00143 (0.00953)	0.0155 (0.0168)	0.0169 (0.0172)
Ln M	0.677*** (0.0365)	0.774*** (0.0415)	0.765*** (0.0407)
Capacitación	0.159*** (0.0146)	0.126*** (0.0263)	0.125*** (0.0262)
Asistencia	0.0377 (0.0289)	-0.00348 (0.0702)	-0.00363 (0.0708)
Campaña Informativa	0.116*** (0.0325)	0.0896*** (0.0292)	0.0892*** (0.0296)
Semilla Certificada	0.0402** (0.0166)	0.0747*** (0.0162)	0.0739*** (0.0168)
Semilla bien Almacenada	0.00414 (0.00745)	0.0140 (0.00920)	0.0142 (0.00916)
Selección de Semilla	-0.0330*** (0.00631)	-0.0350*** (0.0103)	-0.0345*** (0.00995)
Desinfectó la Semilla	0.0155 (0.0105)	0.0202 (0.0159)	0.0202 (0.0159)
Ln L	0.660*** (0.0111)	0.636*** (0.0147)	0.635*** (0.0147)
Ln K			0.0226* (0.0130)
Constante	0.630*** (0.0239)	0.509*** (0.0358)	0.507*** (0.0356)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	12246	3832	3832
R2	0.729	0.757	0.758

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(5) Cobb-Douglas con Controles de Productividad - Variables Deflactadas

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0.140*** (0.0221)	0.0353 (0.0507)	0.0466 (0.0492)
Ln FL	-0.0557** (0.0222)	-0.0508* (0.0298)	-0.0521* (0.0294)
Ln M	0.965*** (0.0353)	0.805*** (0.0305)	0.815*** (0.0333)
Capacitación	-0.0774*** (0.0246)	-0.0980** (0.0416)	-0.0973** (0.0420)
Asistencia	-0.111** (0.0470)	-0.243*** (0.0722)	-0.243*** (0.0721)
Campaña Informativa	0.0701* (0.0349)	0.0823 (0.0640)	0.0827 (0.0639)
Semilla Certificada	-0.249*** (0.0259)	-0.228*** (0.0350)	-0.227*** (0.0347)
Semilla bien Almacenada	-0.00379 (0.00912)	-0.00737 (0.0130)	-0.00754 (0.0130)
Selección de Semilla	-0.113*** (0.00651)	-0.0918*** (0.0140)	-0.0923*** (0.0140)
Desinfectó la Semilla	-0.0463*** (0.0161)	-0.0547** (0.0221)	-0.0547** (0.0222)
Ln L	0.488*** (0.0120)	0.519*** (0.0147)	0.520*** (0.0148)
Ln K			-0.0220 (0.0217)
Constante	5.648*** (0.0249)	5.737*** (0.0298)	5.739*** (0.0299)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	12246	3832	3832
R2	0.493	0.501	0.501

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

Tabla A4: Otras estimaciones para 2012
(1) Cobb-Douglas - Variables Deflactadas

	(1)	(2)	(3)
	Ln Q	Ln Q	Ln Q
Ln HL	0.212*** (0.0272)	-0.0319 (0.0506)	0.0251 (0.0608)
Ln FL	-0.118*** (0.0166)	-0.147*** (0.0241)	-0.151*** (0.0235)
Ln M	0.887*** (0.0499)	0.710*** (0.0625)	0.765*** (0.0746)
Ln L	0.406*** (0.0109)	0.469*** (0.0203)	0.471*** (0.0199)
Ln K			-0.0974*** (0.0297)
Constante	5.479*** (0.0208)	5.715*** (0.0476)	5.712*** (0.0476)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	15731	4903	4903
R2	0.430	0.437	0.439

Errores estándar entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(2) Cobb-Douglas – Variables por hectárea

	(1)	(2)	(3)
	Ln Q	Ln Q	Ln Q
Ln HL	0.240*** (0.00977)	0.156*** (0.0185)	0.146*** (0.0172)
Ln FL	-0.00125 (0.0187)	-0.0158 (0.0225)	-0.0133 (0.0230)
Ln M	0.198*** (0.0112)	0.271*** (0.0204)	0.262*** (0.0188)
Ln L	0.0268 (0.0189)	0.0633** (0.0275)	0.0713** (0.0271)
Ln K			0.0789*** (0.0207)
Constante	1.671***	1.573***	1.528***

	(0.0145)	(0.0186)	(0.0164)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	6166	2151	2151
R2	0.410	0.341	0.345

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(3) Cobb-Douglas – Variables por hectárea deflactadas

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0.0594** (0.0275)	0.0425 (0.0530)	0.0488 (0.0555)
Ln FL	-0.0681*** (0.0193)	-0.0650** (0.0238)	-0.0656** (0.0238)
Ln M	0.252*** (0.0204)	0.248*** (0.0286)	0.251*** (0.0288)
Ln L	-0.363*** (0.0155)	-0.332*** (0.0362)	-0.335*** (0.0366)
Ln K			-0.0180 (0.0240)
Constante	6.112*** (0.0323)	6.161*** (0.0220)	6.167*** (0.0228)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	11214	3436	3436
R2	0.369	0.264	0.264

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(4) Cobb-Douglas con Controles de Productividad

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0.409*** (0.0163)	0.211*** (0.0265)	0.222*** (0.0233)
Ln FL	0.0423*** (0.0140)	0.0774*** (0.0197)	0.0766*** (0.0196)
Ln M	0.668*** (0.0216)	0.688*** (0.0243)	0.700*** (0.0269)
Capacitación	0.100*** (0.0168)	0.0916*** (0.0240)	0.0919*** (0.0240)
Asistencia	0.117*** (0.0385)	0.170*** (0.0543)	0.173*** (0.0545)
Campaña Informativa	0.0823*** (0.0180)	0.0371 (0.0333)	0.0384 (0.0331)
Semilla Certificada	0.0172 (0.0116)	0.0489*** (0.0170)	0.0496*** (0.0173)
Semilla bien Almacenada	0.00445 (0.00817)	-0.00780 (0.0115)	-0.00795 (0.0115)
Selección de Semilla	-0.0188*** (0.00349)	-0.0234*** (0.00850)	-0.0243*** (0.00850)
Desinfectó la Semilla	0.00454 (0.00855)	0.0186 (0.0124)	0.0180 (0.0124)
Ln L	0.636*** (0.00739)	0.665*** (0.0125)	0.666*** (0.0126)
Ln K			-0.0258** (0.0125)
Constante	0.639*** (0.0163)	0.619*** (0.0363)	0.620*** (0.0361)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	15731	4903	4903
R2	0.749	0.770	0.770

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

(5) Cobb-Douglas con Controles de Productividad - Variables Deflactadas

	(1) Ln Q	(2) Ln Q	(3) Ln Q
Ln HL	0.172*** (0.0309)	-0.0423 (0.0461)	0.0187 (0.0538)
Ln FL	-0.0753*** (0.0169)	-0.118*** (0.0224)	-0.122*** (0.0218)
Ln M	0.941*** (0.0520)	0.766*** (0.0682)	0.823*** (0.0782)
Capacitación	-0.0669** (0.0273)	-0.103*** (0.0279)	-0.101*** (0.0269)
Asistencia	-0.0799** (0.0355)	-0.177*** (0.0604)	-0.162** (0.0603)
Campaña Informativa	0.00583 (0.0296)	-0.0487 (0.0782)	-0.0425 (0.0788)
Semilla Certificada	-0.237*** (0.0201)	-0.223*** (0.0350)	-0.221*** (0.0339)
Semilla bien Almacenada	0.00201 (0.00446)	-0.0106 (0.00815)	-0.0111 (0.00796)
Selección de Semilla	-0.0983*** (0.00566)	-0.0803*** (0.0111)	-0.0841*** (0.0108)
Desinfectó la Semilla	-0.0262** (0.00978)	-0.0270 (0.0160)	-0.0290* (0.0169)
Ln L	0.430*** (0.0118)	0.502*** (0.0195)	0.505*** (0.0192)
Ln K			-0.108*** (0.0273)
Constante	5.661*** (0.0229)	5.900*** (0.0483)	5.903*** (0.0471)
Efectos fijos	Distrito	Distrito	Distrito
N	15731	4903	4903
R2	0.454	0.458	0.460

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

Fuente: ENAPRES. Elaboración propia.

