
Cambio tecnológico y mejoras en el bienestar de los caficultores en Colombia: el caso de las variedades resistentes a la roya

Jorge Leonardo Rueda Gil

RESUMEN

Este artículo determina el impacto de la adopción de las variedades resistentes a la roya del cafeto en el bienestar del productor de café, medido con el índice SISBEN III y los ingresos brutos por hectárea. Se utilizan datos de corte transversal de 76.902 caficultores distribuidos en 21 departamentos de Colombia para 2014. Por medio de la metodología *Propensity Score Matching*, se encuentra que la adopción de variedades resistentes a la roya incrementa la productividad por hectárea al año entre 29,5% y 34,9% (según el algoritmo de emparejamiento utilizado), lo que a su vez mejora entre 31,9% y 37,6% los ingresos brutos por hectárea al año y el puntaje SISBEN III entre 3,4% y 5,0%. Estos impactos son mayores para los productores con fincas más pequeñas y aquellos con altos niveles de educación. Los resultados son robustos a diferentes especificaciones del *propensity score*.

ABSTRACT

This article determines the impact in producer's welfare of the adoption of resistant varieties to coffee leaf rust. Producer's welfare is measured by the SISBEN III index and gross income per hectare. I analyzed cross sectional data of 76.902 coffee growers located in 21 departments of Colombia during 2014. Through the Propensity Score Matching methodology, I found that the adoption of varieties resistant to rust increases productivity per hectare per year between 29,5% and 34,9% (according to the matching algorithm used), which in turn improves gross income per hectare per year between 31,9% and 37,6% and the SISBEN III index between 3,4% and 5,0%. These impacts are greater for producers with smaller farms and those with high levels of education. The results are robust to different specifications of the Propensity Score.

Palabras clave: Colombia, Café, Bienestar del productor, Variedades resistentes, Evaluación de impacto.

Cambio tecnológico y mejoras en el bienestar de los caficultores en Colombia: el caso de las variedades resistentes a la roya¹

Jorge Leonardo Rueda Gil²

1. INTRODUCCIÓN

Las zonas rurales concentran la mayoría de la pobreza que hay en Colombia. Según la Misión para la Transformación del Campo (2013), en 2013 el 61,4% de la población rural era pobre³ y el 31% era vulnerable⁴, mientras que de la población urbana el 21% era pobre y el 39,4% vulnerable. Dado que la economía rural sigue dependiendo del empleo agropecuario -según la Misión para la Transformación del Campo (2013) el 63% de los trabajadores rurales laboran en actividades agropecuarias y el restante 37% en actividades diferentes-, es determinante que la producción agrícola sea rentable para generar empleo en las zonas rurales del país, incrementar los ingresos de los campesinos y mejorar sus condiciones de vida.

Modernizar las condiciones técnicas de los cultivos es una de las formas más eficaces

para incrementar la productividad de la actividad agrícola y disminuir los niveles de pobreza. La evidencia internacional (Ainembabazi y Mugisha, 2014; Ali y Abdulai, 2010; Becerril y Abdulai, 2010; Khonje, Manda, Alene y Kassie, 2015; Moyo, Norton, Alwang, Rhinehart y Deom, 2007) ha encontrado que la introducción de nuevas tecnologías agrícolas tiene los siguientes impactos: aumento de la productividad del cultivo e incremento de los ingresos de los productores adoptantes. Dependiendo de la elasticidad de la demanda, mayores ingresos se traducen en incrementos en el consumo, lo que impulsa la demanda por trabajadores. Por otro lado, el incremento en la productividad mejora la oferta de productos agrícolas, por lo que los niveles de precios pueden disminuir y los salarios reales aumentar (Kassie, Shiferaw y Muricho 2011). Estos efectos benefician particularmente a los

¹ Esta investigación fue presentada como tesis de Maestría en Economía de la Universidad de los Andes en 2017, bajo la dirección de Nicolás Pérez Marulanda y Andrés Moya.

² Economista de la Oficina de Asesores del Gobierno en Asuntos Cafeteros (OAGAC) del Ministerio de Hacienda y Crédito Público. Correo electrónico: jl.rueda10@uniandes.edu.co.

³ Hogares con un ingreso per cápita por debajo de la línea de pobreza (USD\$ 4,06 PPA).

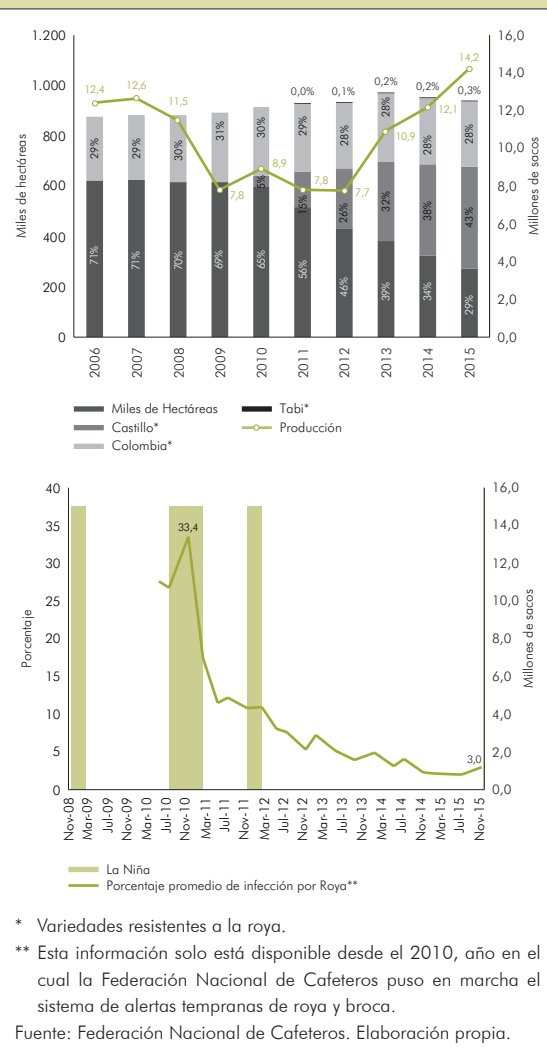
⁴ Hogares con un ingreso per cápita entre la línea de pobreza y USD\$ 10 PPA.

pequeños productores -que tienden a ser los mas pobres- porque son compradores netos de alimentos (dado que no tienen el acceso suficiente a la tierra para producir lo necesario para autoconsumo) y para complementar su ingreso ofrecen su mano de obra en otros cultivos (porque generalmente los pequeños productores tienen bajo nivel educativo y deriban parte de su ingreso de salarios pagados en fincas más grandes) (Minten y Barret, 2008).

En esta dirección, en Colombia entre 1980 y 2005 se introdujeron tres variedades resistentes a la roya del cafeto, que tienen una serie de atributos biológicos y económicos que incrementan la productividad del cultivo, particularmente en situaciones climáticas adversas. En la figura 1 se observa como los sucesivos fenómenos de La Niña ocurridos entre 2007 y 2012⁵, ocasionaron que la producción cayera 38,7% debido principalmente a los altos niveles de infección por roya⁶, que en septiembre de 2010 afectó a 1 de cada 3 cultivos porque el 65% del parque cafetero nacional estaba sembrado en variedades susceptibles a esta enfermedad. A partir del 2011 comenzó a darse el gran cambio en las variedades cultivadas (resistentes por susceptibles) lo que junto con la mayor tecnificación del cultivo y mejores condiciones climáticas explican el repunte de 83,2% en la producción de café entre 2012 y 2015.

De tal forma, las variedades resistentes están menos expuestas a enfermedades por el exceso

Figura 1. Composición del parque cafetero y producción de café e infección por roya



* Variedades resistentes a la roya.

** Esta información solo está disponible desde el 2010, año en el cual la Federación Nacional de Cafeteros puso en marcha el sistema de alertas tempranas de roya y broca.

Fuente: Federación Nacional de Cafeteros. Elaboración propia.

⁵ Según la Administración Nacional Oceánica y Atmosférica de los Estados Unidos (National Oceanic and Atmospheric Administration, 2016) entre noviembre de 2007 y diciembre de 2011 hubo tres episodios del fenómeno de La Niña. El más intenso duró entre abril de 2010 y marzo de 2011.

⁶ Muñoz (2010) reporta que uno de los factores más importantes en la caída de la producción en 2009 fueron las altas precipitaciones, que se ubicaron 40% por encima de su promedio histórico en las principales zonas cafeteras y propiciaron una alta infección por roya. Otro factor que intervino fue el alza sostenida en el precio de los fertilizantes, que para el caso del precio de la Urea había sido de 95% durante 2008. Esto obligó a muchos productores a restringir la aplicación de fertilizantes en momentos críticos para impulsar la producción luego del agotamiento sufrido por los cafetales en 2006 y 2007.

de humedad y además disminuyen el uso de fungicidas, lo que aunado a buenas prácticas agrícolas (cuidado del cultivo) permite que el cultivador aumente la productividad de su cosecha. Además, el cultivo de estas variedades pudo haber mejorado los ingresos del productor y su calidad de vida, debido a que el café es la actividad agrícola colombiana por excelencia⁷. Como se caracteriza por la presencia de más de 500 mil productores y por la dificultad de mecanización de las labores de recolección (lo que la hace intensiva en mano de obra), el cultivo genera cerca de 27% del empleo agrícola -al menos 700 mil empleos directos y 1,4 millones de empleos indirectos (Sarmiento, 2013)-.

Este artículo contribuye a la literatura determinando el impacto de la adopción de las variedades resistentes a la roya y el paquete tecnológico que ello implica⁸, en el bienestar

del productor de café en Colombia (definido como el índice SISBEN III y los ingresos brutos por ventas de café) y propone que el canal por medio del cual se materializa este efecto es el incremento de la productividad por hectárea. Para aproximar mejor el bienestar del productor, este trabajo plantea el uso de un índice de condiciones de vida: el puntaje SISBEN III⁹. Este índice -inspirado en el concepto de capacidades de Sen (2006)- se encarga de medir las condiciones de vida objetivas de cada productor de café. La aproximación propuesta permite entender no solo cómo variaron los ingresos brutos de los productores al adoptar la variedad de café resistente, sino también cómo varió su calidad de vida (una definición más amplia de bienestar).

Debido a que la decisión sobre adoptar la variedad resistente no se da en un marco experimental (los productores son quienes toman

⁷ Según el DANE, de las 8,5 millones de hectáreas de uso agrícola que hay en el país, 1 de cada 10 cultivos son de café (11,5% o 964 mil hectáreas sembradas). Así mismo, en 2016 la producción de café respondió por el 13% del PIB agropecuario y 0,8% del PIB total. De igual manera, en 2016 el café respondió por el 34,6% de las exportaciones agropecuarias y el 7,6% de las exportaciones totales en valor.

⁸ Cenicafé recomienda un manejo agronómico específico para que los productores puedan obtener ventajas adicionales en productividad al cultivar variedades resistentes. Específicamente, para el cultivo de la variedad Castillo sugiere una densidad de siembra superior a 5.000 árboles por hectárea, la aplicación de fertilizantes de acuerdo a análisis de suelos y el manejo integrado de plantas y arvenses (Alvarado, Posada y Cortina, 2005).

⁹ El índice SISBEN III es un indicador de calidad de vida construido por el Departamento Nacional de Planeación (DNP) con el ánimo de focalizar las políticas públicas en los grupos poblacionales más necesitados. Flórez, Espinosa y Sánchez (2008) señalan que el índice SISBEN III refleja “una medida de estándar de vida definida a partir de un conjunto de bienes y servicios que en un momento del tiempo la sociedad considera valiosos y que informan sobre el tipo de vida que llevan las personas en términos de funcionamientos y capacidades” (p. 9). El índice SISBEN III está definido en cuatro dimensiones: salud, educación, vivienda y vulnerabilidad (individual y contextual). En específico, los funcionamientos incluidos por cada dimensión son los siguientes:

- ❑ Salud: vivir una vida normalmente prolongada (no morir prematuramente), tener buena salud, y estar adecuadamente nutrido.
- ❑ Educación: tener educación y conocimientos apropiados y tener capacitación para realizar actividades productivas.
- ❑ Vivienda: tener una vivienda protectora con servicios públicos adecuados.
- ❑ Vulnerabilidad:
 - Individual: ciclo de vida, salud física y activos.
 - Contextual: prevalencia de enfermedades de salud pública, seguridad física natural, seguridad local y oferta de servicios sociales. (Camacho, Conover, Espinosa, Flórez y Sánchez, 2010, p. 4)

El método estadístico utilizado para la construcción del índice agregado es el de conjuntos borrosos. El resultado “es un indicador cardinal que asigna valores entre 0 (más pobre) y 100 (más rico) de acuerdo a las condiciones de vida del hogar. Un aumento en el valor del indicador representa una mejora en dichas condiciones” (Camacho, Conover, Espinosa, Flórez y Sánchez, 2010, p. 1).

esa decisión), es necesario aislar el impacto de la tecnología de características observables y no observables del productor que hayan influido en su decisión de adoptar la nueva tecnología. Para corregir por este sesgo de selección se utiliza el método de *propensity score matching* (PSM). Con base en datos para 76.902 productores provenientes del Sistema de Información Cafetera (SICA), el Sistema de Identificación de Potenciales Beneficiarios de Programas Sociales (SISBEN III) y la base de datos del Programa de Protección al Ingreso del Productor (PIC) para 21 departamentos donde se cultiva café, se encuentra que los productores que adoptan la variedad resistente a la roya presentan un incremento significativo en la productividad de entre 29,5% y 34,9%, ingresos brutos entre 31,9% y 37,6% superiores y un puntaje SISBEN III entre 3,4% y 5,0% mayor, en comparación con los productores que continúan cultivando la variedad susceptible. El análisis por tamaño del cultivo y nivel educativo muestra que las ganancias en productividad e ingresos brutos son particularmente grandes para los productores con un área cultivada igual o menor a 1 hectárea y aquellos con estudios universitarios.

Este documento está organizado así: en la siguiente sección se exponen las contribuciones de otros autores acerca de los impactos y los canales por medio de los cuales actúan las innovaciones tecnológicas en el sector agrícola sobre el bienestar de los productores, además de cada uno de los factores que afectan la adopción de la nueva variedad. Luego se expone brevemente cómo ha sido el proceso de desarrollo y adopción de las nuevas variedades para el sector cafetero colom-

biano. Posteriormente, se presentan los datos y algunas estadísticas descriptivas, se describe el modelo teórico que explica la racionalidad del productor para elegir la variedad mejorada de café y cómo esta decisión se traduce en mayores niveles de productividad y mejor bienestar. En seguida, se explica la metodología de estimación y sus ventajas y desventajas frente a otras metodologías. Finalmente, se presentan los resultados y se plantean algunas conclusiones y recomendaciones.

REVISIÓN DE LITERATURA

La introducción de innovaciones tecnológicas en la producción agrícola se ha convertido en una de las mejores alternativas para combatir la pobreza en el campo (World Bank, 2008). Diversos trabajos para países en Asia, África y América Latina han demostrado que nuevas tecnologías agrícolas -como variedades altamente productivas o resistentes a las enfermedades- pueden ayudar a disminuir los niveles de pobreza por medio de canales directos e indirectos. Aproximaciones microeconómicas para el caso de cultivos de carácter transitorio como el algodón en Pakistán (Ali y Abdulai, 2010), el arroz en Bangladesh (Hossain, Bose, y Mustafi, 2006; Mendola, 2007) y China (Wu, Ding, Pandey y Tao, 2010), para el maíz en México (Becerril y Abdulai, 2010), y para el maní en Uganda (Kassie, Shiferaw y Muricho, 2011), han encontrado que el cultivo de variedades mejoradas incrementa los ingresos de los hogares de los productores y disminuye la probabilidad de caer por debajo de la línea de pobreza. Esto se explica porque las nuevas variedades son más productivas y requieren menor uso de pesticidas.

Otros trabajos encuentran que la seguridad alimentaria mejora en las comunidades donde se acogen las nuevas tecnologías agrícolas. Shiferaw, Kassie, Jaleta y Yirga (2014) encuentran que en Etiopía los hogares que adoptan variedades de trigo de alto rendimiento disminuyen la probabilidad de padecer episodios de inseguridad alimentaria severa o temporal. Khonje, Manda, Alene y Kassie (2015), muestran que, además de disminuir la incidencia de la pobreza, los hogares que adoptan variedades mejoradas de maíz experimentan un incremento cercano a los 21 puntos porcentuales en su seguridad alimentaria. Finalmente, estudios a nivel macroeconómico para Madagascar (Minten y Barret, 2008), África subsahariana (Dhri-fi, 2014), Uganda (Moyo, Norton, Alwang, Rhinehart y Deom, 2007) y Kenia (Karanja, Renkow y Crawford, 2003) han identificado que, aparte de los efectos mencionados, nuevas tecnologías agrícolas pueden ocasionar bajas en los niveles de precios, incremento de los salarios reales e incluso reducciones en los niveles de importaciones de alimentos.

Como se evidencia, mucha de esta literatura se ha desarrollado para países africanos o del sur este asiático, debido a que la pobreza que aqueja a los pobladores del sector rural es particularmente aguda en estos países, en comparación con América Latina (World Bank, 2016). No obstante, en América Latina este problema también es preocupante y merece un poco más de atención.

Estos estudios se han enfocado en revisar el impacto solamente en la dimensión de ingresos del agricultor por medio del uso de va-

riables dependientes como el ingreso neto, tasas de incidencia de pobreza, brechas de pobreza y tasas de severidad de la pobreza. En particular, los últimos tres índices deben ser utilizados con cautela, ya que por ejemplo la tasa de incidencia, a pesar de ser fácil de calcular y de interpretar, no permite identificar la severidad de esta situación (Haughton y Khandker, 2009). De esta manera, como lo propone Sen (1992) un enfoque más integral es usar índices que abarquen varias dimensiones y funcionamientos de la vida de un individuo, no solo su nivel de ingresos si no también su capital humano (salud y educación), condiciones objetivas de vida (tipo de vivienda y acceso a servicios públicos) y, vulnerabilidad individual y contextual. En esa dirección, este trabajo propone el uso de un índice de condiciones de vida llamado puntaje SISBEN III (Camacho, Conover, Espinosa, Flórez y Sánchez, 2010).

Así mismo, en los trabajos citados la adopción de la nueva tecnología no se da en un marco experimental. Esto impone un reto metodológico ya que para identificar el impacto en el bienestar del productor es necesario establecer un escenario contrafactual ante el cual pueda compararse la situación del productor si no hubiera adoptado la tecnología. Por tal razón, el impacto debe ser aislado de características observables y no observables del productor, que hayan influido en su decisión de adoptar. Dentro de los factores que ha identificado la literatura como determinantes de la adopción de nuevas tecnologías agrícolas se encuentran los siguientes: la actitud del productor hacia el riesgo, la oferta ambiental de la finca, el capital humano del

productor, facilidades de acceso al crédito, el costo de la nueva tecnología, el tamaño de la explotación agropecuaria, el tipo de tenencia sobre la tierra y restricciones en la oferta de insumos complementarios.

De esta forma, la literatura encuentra que la adopción es más fácil en ciertos grupos poblacionales que en otros. Autores como Feder, Just y Ziberman (1985), muestran que en general, los productores más jóvenes, más educados, con mayores terrenos y dueños de sus fincas son más propensos a acoger innovaciones tecnológicas. Además, cuando una nueva tecnología tiene un costo bajo en el mercado los productores son más propensos a adoptarla; pero cuando es costoso, para que el productor la adopte es necesario acceder a un crédito. Por último, buena disponibilidad de mano de obra o de fertilizantes contribuye a la adopción de nuevas tecnologías agrícolas ya que, en el caso de variedades de alto rendimiento, es una condición necesaria el acceso a nueva mano de obra o la aplicación de mayores cantidades de fertilizantes para cosechar los beneficios de la variedad desarrollada. En consecuencia, en el contexto de un estudio observacional los patrones de adopción mencionados ocasionan que los efectos en la productividad por hectárea, los ingresos y la calidad de vida del grupo tratado sean el resultado de la interacción con diversas variables observables y no observables. Restringir las comparaciones entre grupos tratado y con-

trol lo suficientemente similares en estas variables facilita la identificación del efecto de la adopción.

Ahora bien, la adopción de nuevas tecnologías agrícolas se da en contextos institucionales particulares que deben tenerse en cuenta en el análisis. La existencia de centros de investigación dedicados exclusivamente a la generación de innovaciones para un sector particular, la suficiente cobertura regional para difundir las nuevas tecnologías entre los agricultores y/o la existencia de programas de incentivos económicos para la renovación de las plantaciones, influyen en la tasa de adopción. Por tal razón, a continuación se detallan las particularidades del desarrollo de las variedades resistentes a la roya del café en el contexto colombiano.

LAS VARIEDADES RESISTENTES A LA ROYA Y SU ADOPCIÓN POR PARTE DE LOS CAFICULTORES COLOMBIANOS

La roya es un hongo que se desarrolla en el café por el exceso de humedad, el cual afecta el follaje de la planta, induciendo una caída temprana de las hojas. La pérdida del follaje impide que la planta lleve a cabo eficientemente el proceso de fotosíntesis, por lo que se afecta el tamaño y la calidad de la cosecha (Farfán, 1998). La última gran infección por roya acaecida en Colombia fue ocasionada por el Fenómeno de la Niña¹⁰ de

¹⁰ Según la Administración Nacional Oceánica y Atmosférica de los Estados Unidos (National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA), 2012), el fenómeno de la Niña es el enfriamiento del Océano Pacífico Tropical por debajo de $-0,5$ °C por al menos 5 meses consecutivos. En Colombia se manifiesta por medio de un aumento considerable de las lluvias y una disminución de las temperaturas en las regiones Andina, Caribe y Pacífica.

2010-2011¹¹, la cual en noviembre de 2010 llegó a afectar 1 de cada 3 cultivos de café en todo el territorio nacional. Según Rivillas, Serna, Cristancho y Gaitán (2011), una epidemia de este talante pudo afectar casi la tercera parte de la cosecha de un ciclo productivo (cuatro años). De esta manera, los ingresos del productor se vieron afectados negativamente por tres fuentes: la caída en la productividad, el aumento del control químico de la enfermedad -lo que puede llegar a incrementar los costos de producción en el valor de 15 arrobas de café por hectárea al año-¹² y la disminución de la calidad del grano.

La investigación y el desarrollo de las variedades de café resistentes a la roya se deben al trabajo llevado a cabo desde finales de la década de 1960 por el Centro Nacional de Investigaciones del Café (Cenicafé). Desde entonces se han introducido tres variedades resistentes a la roya: en 1983 se introdujo en el país la variedad Colombia, la primera con resistencia a la roya de porte bajo; en 1999 se entregó la variedad Tabí, que además de ser resistente a la roya es de porte alto -a altura de la planta puede llegar a ser de 2,5 metros-; y en 2005 se liberó la variedad Castillo, también de porte bajo (altura promedio de 1,5 metros), pero con mayor adaptabilidad a las

condiciones ambientales específicas de las regiones cafeteras colombianas. Además de su resistencia a la roya, estas variedades gozan de niveles de calidad superiores a las variedades tradicionalmente sembradas en Colombia (Alvarado y Puerta, 2002; Alvarado G. A., 2004; Alvarado, Posada y Cortina, 2005).

La difusión de las variedades resistentes en todo el territorio cafetero colombiano se ha dado gracias a la labor del servicio de extensión de la Federación Nacional de Cafeteros (FNC) y a los programas de crédito subsidiado creados por el Gobierno Nacional para apoyar la renovación de cafetales. Sin embargo, la adopción de cada variedad ha sido muy asimétrica: a pesar de ser liberada en 1983, para el año 1996 solo el 27% del área cultivada (234.000 hectáreas) se encontraba sembrada con la variedad Colombia (Alvarado y Moreno, 2000). Por su parte, la difusión de la variedad Tabí fue limitada por sus características particulares que dificultan la tecnificación (según la FNC en 2011 tan solo había 338 hectáreas de café cultivadas en esta variedad)¹³.

Desde su introducción, la adopción de la variedad Castillo ha crecido exponencialmente gracias al programa de renovación Perma-

¹¹ Durante este período el promedio de las precipitaciones en las zonas cafeteras se ubicó 33% por encima de la media histórica (Federación Nacional de Cafeteros, 2011).

¹² Este cálculo varía según el fungicida y el equipo de dispersión utilizado. Este dato corresponde a un equipo de dispersión PH-Royal Cónдор y un fungicida triadimefón (Bayletón 25% SC) (Rivillas, Serna, Cristancho y Gaitán, 2011).

¹³ A pesar de los esfuerzos realizados por la institucionalidad cafetera y el Gobierno Nacional para difundir la adopción de las variedades resistentes a la roya, algunos productores optan por seguir cultivando las variedades susceptibles por diversas razones. Por ejemplo, algunos productores no adoptan porque sus clientes lo exigen, dado que consideran que la calidad de las variedades susceptibles es mayor a la de las variedades resistentes. Otros productores lo hacen porque la cosecha de las variedades susceptibles (especialmente la variedad Caturra) está concentrada en ciertos periodos del año -lo que facilita la contratación de jornaleros para la recolección del café- y otros siguen cultivando variedades susceptibles simplemente por tradición.

nencia, Sostenibilidad y Futuro (PSF), promovido por el Gobierno Nacional y la FNC. El programa PSF¹⁴ -vigente desde finales de 2007 hasta 2016- facilitó el acceso a crédito por parte de los caficultores con baja capacidad financiera para hacer frente al ejercicio de renovación por siembra. Dentro de los requisitos para acceder al programa, en el 2011 se impuso la obligación de que se adoptaran variedades resistentes a la roya. Según información de la FNC, la variedad Castillo pasó de representar el 5% del área cultivada en 2010 a 38% en 2014. Este proceso evidentemente afianzó la participación del total de variedades resistentes cultivadas (en 2015 ya representaban el 71%), lo que se refleja en bajos niveles de infección por roya -también gracias a la estabilización del clima- y un crecimiento de la producción total de café en la actualidad.

Autores como Rojas (1998) y Duque (2005) han estudiado los factores que determinan la adopción de las nuevas variedades de café en departamentos como Antioquia y Cundinamarca, y señalan que el proceso de adopción ha estado determinado por factores sociales, culturales, personales y situacionales que no han permitido la difusión masiva de la nueva tecnología. A saber, los productores con ma-

yores niveles educativos, más jóvenes, hombres, con mayores áreas cultivadas, entre otros factores, fueron más propensos a implementar las nuevas variedades. Otro determinante de la adopción de las variedades resistentes a la roya son los programas de renovación, debido a los incentivos que otorgan a los productores para que siembren la nueva tecnología. Como lo muestra Silva (2013) estos programas también favorecieron el aumento de la densidad de siembra, disminuyeron la edad promedio de los cafetales e incrementaron el número de áreas tecnificadas¹⁵ y el área sembrada en café. Así mismo, el autor encuentra que estos programas tienen un mayor impacto en los caficultores con cultivos menos tecnificados que en aquellos con mayores grados de tecnificación. Estos estudios sugieren que la adopción de las variedades resistentes está correlacionada con ciertas características socioeconómicas de los productores que deben ser tenidas en cuenta en la especificación econométrica para identificar el impacto en la productividad del cultivo, los ingresos de los productores y su calidad de vida.

DATOS

Los datos que se utilizan en este trabajo corresponden a tres bases: el Sistema de Información

¹⁴ Los productores beneficiarios del programa PSF contaban con Incentivo a la Capitalización Rural (ICR) de 40% sobre el valor de la deuda adquirida para la renovación del cafetal. Además, desde el año en que inició el programa hasta el 2012, el Fondo Nacional del Café cubrió los intereses corrientes de los créditos obtenidos por el programa PSF. También, el crédito contaba con un respaldo de 100% por Fogacafé (hasta el 2011) y el Fondo Agropecuario de Garantías (FAG) (Silva, 2013). Como resultado, entre 2008 y 2014 gracias a este programa se renovaron 184.460 hectáreas correspondientes a 189.819 productores.

¹⁵ Junguito y Pizano (1991) documentan que la tecnificación del cultivo de café (es decir, cafetales más jóvenes junto con el incremento de las densidades) que se dio a partir de la década del 70, implicó que la productividad de estos cultivos frente a las plantaciones tradicionales (este sistema se caracteriza por la presencia de bajas densidades y árboles envejecidos) pasara de 500 kg a 970 kg de café verde por hectárea. En un ejercicio adicional, Mejía (1991) encuentra que las plantaciones de café modernas son superiores económicamente a las de tipo tradicional.

Cafetera (SICA), el Sistema de Identificación de Potenciales Beneficiarios de Programas Sociales (SISBEN III) y el registro de ventas de café del Programa de Protección al Ingreso del Caficultor (PIC)¹⁶. El SICA es una base de datos dinámica que es actualizada por el servicio de extensión y contiene la información técnica de todos los lotes para cada productor que hay en los 21 departamentos cafeteros¹⁷. El SISBEN III, también dinámica, es una base de datos que recoge información socioeconómica sobre gran parte de la población colombiana, con el ánimo de determinar la elegibilidad de cada individuo en ciertos programas que ofrece el gobierno de salud, educación, mitigación de la pobreza, entre otros. Por último, la base de datos PIC corresponde al registro de cada una de las facturas que sustenta ventas de café por parte de los productores a ciertos compradores autorizados para ser beneficiarios del subsidio al precio que se entregó durante 2014. Esta base registra el 57% del volumen de todas las transacciones de venta de café durante el año mencionado.

La fecha de corte para cada una de las bases de datos es diciembre de 2014. Para garantizar la causalidad entre la adopción de la

variedad resistente y los ingresos brutos recibidos por ventas de café, por un lado, o el impacto en el puntaje SISBEN III, por el otro, solo se utilizan observaciones de productores cuya fecha de primera factura registrada en PIC o la última modificación del registro en el SISBEN III es al menos 18 meses mayor a la fecha de la última labor realizada en su cultivo¹⁸. Esta restricción asegura que primero se haya adoptado la variedad resistente y luego se materialicen los ingresos brutos del productor o mejoras en su calidad de vida. Además, dado el arreglo metodológico propuesto, los productores incluidos en este estudio son aquellos que tienen todo su cultivo en variedad susceptible o variedad resistente¹⁹.

La base de datos SICA, PIC y SISBEN III consolidada cuenta con 76.902 observaciones (13,9% de los productores registrados en el SICA 2014), que son aquellos que cumplen con la restricción temporal impuesta y tienen todos sus lotes cultivados ya sea en variedades resistentes o susceptibles. Particularmente, los adoptantes se definen como aquellos productores que cultivan al menos una de las tres variedades resistentes disponibles en la actualidad (Colombia, Tabí y/o Castillo), mientras

¹⁶ El Programa de Protección al Ingreso del Caficultor (PIC) entregaba un apoyo al ingreso del productor desde octubre de 2012 hasta diciembre de 2014 de acuerdo con el comportamiento del precio interno de la carga de café. Particularmente desde 2014, dentro de los requisitos para que el productor accediera al subsidio se encontraban los siguientes: vender su café a un comprador autorizado y sus reportes de producción no podían exceder la producción calculada según la información técnica de su cultivo registrada en el SICA. Uno de los posibles sesgos de esta base de datos es que, para disminuir costos de transporte, algunos productores pequeños juntaban el café producido en sus fincas y enviaban a uno para que vendiera el café de todos al comprador autorizado más cercano. Esto podría generar problemas de sobrestimación de la productividad por productor, sin embargo los requisitos para acceder al subsidio aseguran que esto no suceda.

¹⁷ Los departamentos incluidos en el estudio son: Antioquia, Bolívar, Boyacá, Caldas, Caquetá, Casanare, Cauca, Cesar, Choco, Cundinamarca, Huila, La Guajira, Magdalena, Meta, Nariño, Norte de Santander, Quindío, Risaralda, Santander, Tolima y Valle del Cauca.

¹⁸ Esto se debe a la naturaleza del ciclo productivo del cultivo, porque una vez se renueva (por zoca o siembra) la planta de café, solo 18 meses después se materializan las primeras floraciones (Arcila, 2007).

¹⁹ Para el año 2014, el 63,4% de los productores (correspondientes al 46,7% de toda el área cultivada) tenían todo su cultivo en variedades resistentes o susceptibles. El 36,6% restante de productores (que explican el 53,3% del área cultivada) tenían su cultivo en ambas tecnologías.

que los no adoptantes son aquellos que no cultivan ninguna de estas variedades de café.

Por lo anterior, al realizar algunas estadísticas descriptivas y pruebas de diferencias de medias para las características de interés, se encuentra que el 67,2% de los productores incluidos en la muestra adoptaron las variedades resistentes a la roya y, existen diferencias significativas en la mayoría de las variables analizadas. Por ejemplo, los caficultores no adoptantes son quienes en promedio accedieron menos al crédito y son dueños de una proporción menor de sus cultivos, lo que puede explicar en parte por qué no acogen la nueva tecnología. Así mismo, los caficultores adoptantes son más jóvenes, más educados, tienen fincas más extensas y una menor área cultivada en café. Por último, existen diferencias significativas en el puntaje SISBEN III, los ingresos brutos por hectárea y la productividad por hectárea entre caficultores adoptantes y no adoptantes: los productores adoptantes tienen un mayor puntaje SISBEN III, mayores ingresos brutos por hectárea y sus cultivos son más productivos (ver Anexo 1).

Asimismo, en estudios realizado por Kassie, Shiferaw y Muricho (2011), encuentran que ser miembro de una institución rural como un gremio o una cooperativa de productores aumenta la tasa de adopción de la nueva tecnología. El caso del sector cafetero es particular porque ser un caficultor federado (tener cédula cafetera que lo acredite como miembro de la FNC)

no implica exclusividad en la participación de los programas que ofrece la FNC, como por ejemplo el acceso a las nuevas tecnologías desarrolladas por Cenicafé. A priori, esta variable no parece ser determinante en la adopción de la nueva variedad, aunque esta hipótesis no se puede comprobar por falta de disponibilidad de esta información en la base de datos.

Otra de las variables que la literatura considera como determinante de la adopción de la nueva tecnología es la distancia de cada cultivo a la cabecera municipal más cercana. Sin embargo, el servicio de extensión de la FNC se encarga de entregar los servicios que ofrece la institucionalidad (en particular, las nuevas tecnologías desarrolladas por Cenicafé) a gran parte de los productores de café en todo el territorio nacional. Por ejemplo, en la mayoría de los casos el servicio de extensión planea con cada caficultor el proceso de siembra o renovación de su cultivo y es el extensionista quien le entrega la semilla al productor en su finca²⁰. Podría argüirse que no existen diferencias significativas entre adoptantes y no adoptantes según la distancia de sus cultivos a la cabecera municipal más cercana, sin embargo por la falta de estos datos no es posible confirmar esta hipótesis.

Estos resultados (ver Anexo 1) tienen dos implicaciones importantes: en primer lugar, existe evidencia de que los caficultores que adoptaron las variedades de café resistentes a la roya son sistemáticamente diferentes a quienes no

²⁰ Durante 2014 el servicio de extensión realizó 551.715 actividades individuales, de las cuales 267.379 fueron visitas a finca (Federación Nacional de Cafeteros, 2014). No obstante, por las difíciles condiciones de acceso o por la distribución desigual del servicio de extensión a través de los departamentos, todavía algunos productores principalmente pequeños no reciben atención.

las adoptaron, lo que se debe a que los caficultores se auto-seleccionan para cultivar la nueva tecnología. En segundo lugar, claramente para identificar el impacto de la adopción de las variedades resistentes a la roya en la productividad del cultivo, los ingresos brutos y la calidad de vida del productor, hay que controlar por variables como el acceso al crédito o la tierra, porque estas aceleran la adopción.

Aunque las estadísticas descriptivas analizadas sugieren que la nueva tecnología puede mejorar el bienestar del productor, adolecen de dos limitaciones importantes: dado que la adopción es endógena, la comparación del puntaje SISBEN III y los ingresos brutos por hectárea entre adoptantes y no adoptantes no se puede interpretar como una relación causal; puede que las diferencias no necesariamente se deban al cultivo de la variedad de café resistente a la roya si no a otras diferencias preexistentes entre los caficultores.

MARCO TEÓRICO²¹

Siguiendo tanto a Ali y Abdulai (2010) como a Kassie, Shiferaw y Muricho (2011), en el marco de un modelo de utilidad aleatoria se supone que el agricultor es un agente racional, es decir, que maximiza su utilidad al adoptar la variedad de café resistente. Se define U_{iR} como la utilidad que obtiene el productor i cuando adopta la variedad de café resistente a la roya, mientras que U_{iS} representa la uti-

lidad del productor cuando decide no adoptar y continuar cultivando la variedad de café susceptible a esta enfermedad. La variable latente I^* representa la diferencia entre U_{iR} y U_{iS} . De esta forma, el caficultor decide adoptar la variedad de café resistente si $U_{iR} > U_{iS}$, es decir si $I^* = U_{iR} - U_{iS} > 0$. Como no se puede observar la utilidad que le brinda al productor adoptar o no la nueva variedad, la variable I^* puede ser expresada como una función de variables observables de la siguiente manera:

$$I_i^* = \beta X_i + \mu_i, I_i = 1 \text{ si } I_i^* > 0, \quad (1)$$

En la ecuación 1, I_i es una variable dicótoma que toma el valor de 1 si el caficultor adopta una variedad de café resistente y cero en caso contrario; β es el vector de parámetros a ser estimado; X_i es un vector de características observables del productor que determinan la adopción de la nueva tecnología, mientras que μ_i es un término de error que captura características no observables.

Ahora bien, para comprobar empíricamente que la adopción de variedades resistentes a la roya aumenta la productividad, los ingresos brutos por hectárea y por ende la calidad de vida del productor (medida por el puntaje SISBEN III), se presume que estas variables son una función lineal de la variable *dummy* I_i junto con las características socioeconómicas del productor y agronómicas del cultivo de café, como se expresa a continuación:

²¹ A pesar de que este trabajo emplea un marco teórico que únicamente captura la decisión de adoptar las variedades de café resistentes a la roya, diferentes teorías explican la adopción parcial de las variedades mejoradas. Por ejemplo, Smale, Just y Leathers (1994) exponen que razones como el racionamiento de ciertos insumos, la aversión al riesgo y la incertidumbre sobre los retornos de la nueva variedad, explican que los productores continúen cultivando las variedades tradicionales junto a las nuevas variedades.

$$Y_i = \alpha + \zeta X_i + \eta l_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

En la ecuación 2, la variable Y_i representa ya sea la productividad por hectárea, el ingreso por hectárea o el puntaje SISBEN III del caficultor i ; X_i hace referencia a las características socioeconómicas del productor y agronómicas del cultivo, l_i constituye la variable dicotoma sobre la adopción de la nueva tecnología y, por último, ε_i es un término de error normalmente distribuido. De esta forma, si la entrega de las semillas resistentes a los productores se hace en un contexto experimental, el parámetro η cuantificaría el impacto de la adopción de las variedades resistentes en las variables de resultado mencionadas. No obstante, los caficultores son quienes toman la decisión de cultivar la nueva variedad, por lo cual el parámetro η estaría sesgado, dado que esta decisión también está determinada por características no observables. Por ejemplo, es posible que aquellos productores que adoptan la nueva tecnología tengan mayor iniciativa empresarial que aquellos que no, por lo que el grupo de tratados sería sistemáticamente diferente. Metodológicamente, la presencia de este sesgo de selección ocasiona un problema de correlación entre l_i y ε_i de la ecuación 2 y, a su vez con μ_i de la ecuación 1.

METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN

Debido a que los productores de café son quienes toman la decisión de cultivar la variedad resistente a la roya, para la estimación

del efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (*average treatment effect on the treated*, ATT) se propone el uso de la metodología de emparejamiento *Propensity Score Matching* (PSM), que ha sido ampliamente utilizada en este tipo de trabajos (Mendola, 2007; Ali y Abdulai, 2010; Becerril y Abdulai, 2010; Kassie, Shiferaw y Muricho, 2011). Básicamente, el PSM construye un grupo de control otorgando a cada individuo una probabilidad de haber adoptado la nueva tecnología condicional en características observables. Posteriormente, comparando individuos con probabilidad de participación similar a través de ambos grupos se estima el efecto del tratamiento como la diferencia promedio de los resultados para los dos grupos (Bernal y Peña, 2011).

Para comparar caficultores que adoptaron y no adoptaron la variedad resistente se utilizan dos metodologías de emparejamiento²², la de vecino más cercano y el método basado en el *kernel*. La técnica de emparejamiento por vecino más cercano busca para cada productor que haya adoptado la nueva tecnología aquel en el grupo de control con la probabilidad de participación más cercana a la suya. En este trabajo el método se aplica con reemplazo, por lo que un productor del grupo de control puede ser el vecino más cercano para más de un productor en el grupo de tratamiento. En cuanto al método basado en el *kernel*, se empareja a cada productor adoptante con los caficultores del grupo de control cuyos resultados se encuentran ponderados por una

²² Existen varias metodologías para emparejar a individuos tratados y controles, pero Bernal y Peña (2011) aseguran que, en muestras grandes todos los algoritmos deben generar los mismos resultados.

función según la cercanía en la probabilidad de participación de los productores no adoptantes con su contraparte tratado.

Dado que el emparejamiento está condicionado únicamente a la probabilidad de adoptar la variedad resistente, la confiabilidad de los resultados obtenidos depende de que luego del emparejamiento las diferencias covariadas entre el grupo de caficultores adoptantes y no adoptantes hayan sido eliminadas, es decir que las características observadas de ambos grupos deben ser similares o estar balanceadas. Para garantizar que las características entre ambos grupos estén balanceadas se utiliza el *Mean Absolute Standardized Bias* (MASB) propuesto por Rosenbaum y Rubin (1983) entre el grupo de tratamiento y de control, quienes además sugieren que un MASB > 20% indica que el proceso de emparejamiento no fue exitoso. Por su parte, como lo hace Sianesi (2004) se compara el Pseudo-R² y la significancia conjunta de los coeficientes que se obtuvieron antes y después del emparejamiento. Dado que se supone que no debería haber diferencias sistemáticas entre ambos grupos, luego de llevar a cabo el emparejamiento el Pseudo-R² debería ser más bajo y los coeficientes que acompañan a las características de cada productor no deberían ser significativos.

El ATT estimado por la metodología PSM es insesgado sí se cumplen dos condiciones fundamentales: la primera es la independencia condicional²³, según la cual la adopción de

la nueva tecnología se explica únicamente por características observables -simplemente controlando por X_i , la aplicación del tratamiento es aleatoria y no habría correlación con las variables de resultado-, mientras que la segunda, denominada soporte común, implica que la probabilidad calculada de adoptar la variedad resistente se encuentre acotada en el intervalo (0,1), lo que se hace a riesgo de que el tamaño de la muestra se vea reducido considerablemente.

Sin embargo, la posibilidad de que existan variables no observables que se relacionen simultáneamente con la decisión de adoptar la variedad resistente y las variables de resultado, constituye una amenaza latente para la validez de los resultados. Para evaluar cómo pueden ser alterados los resultados por variables omitidas, se utiliza un análisis de sensibilidad sugerido por Rosenbaum (2002). La lógica de esta prueba es la siguiente: sí las diferencias covariadas están balanceadas después del emparejamiento, dos observaciones emparejadas (un tratado y un control) comparten un vector muy similar de características observables y deben tener la misma probabilidad de ser tratados. No obstante, sí la selección fue ocasionada por características no observables, entonces las observaciones emparejadas no compartirían la misma probabilidad de ser tratados luego del emparejamiento, aún sí las diferencias covariadas están balanceadas. La prueba calcula un gamma (Γ), que toma valores mayores o iguales a 1

²³ Según Bernal y Peña (2011) el supuesto de independencia condicional se considera como fuerte y su cumplimiento puede inducir sesgos en el estimador por emparejamiento.

($\Gamma \geq 1$) de acuerdo a cómo se alteraría la razón de probabilidades entre los individuos analizados por la existencia de la variable no observada. Si $\Gamma = 2$ es significativo con base en la prueba de rangos con signo de Wilcoxon²⁴, las observaciones analizadas pueden diferir en su razón de probabilidad máximo por un factor de 2, es decir, que el individuo tratado puede presentar el doble de probabilidad de ser seleccionado que el individuo control y no alterar los resultados. Por el contrario, si $\Gamma = 1,2$ es significativo, indica que apenas una diferencia de 20% en la razón de probabilidad entre dos individuos -tratado y control- cambiaría las conclusiones. Para resumir, valores de Γ cercanos a 1 alteran la inferencia de los resultados obtenidos (las características no observadas pueden sesgar los resultados), mientras que la influencia de características no observables en los resultados es mínima cuando se requieren valores de Γ altos (Guo y Fraser, 2010).

Kassie, Shiferaw y Muricho (2011) afirman que en la literatura se han utilizado otras metodologías alternativas al PSM -como el método de dos etapas de Heckman y el uso de variables instrumentales- para abarcar el problema de sesgo de selección. No obstante, ambos métodos suponen linealidad en la ecuación a estimar (que arbitrariamente restringe los coeficientes de las variables de control para los grupos de adoptantes y no adoptantes) y ex-

trapolan por fuera del área de soporte común. Así mismo, el método de variables instrumentales requiere que el conjunto de instrumentos Z sea relevante ($Cov(X, Z) \neq 0$) y exógeno ($Cov(X, \varepsilon) = 0$). Mendola (2007) menciona que de esta manera sería posible crear un “experimento natural”, lo que es muy difícil por cuestiones como potencial debilidad del instrumento y control imperfecto en la asignación del tratamiento. Como lo aseguran Heckman, Ichimura, Smith y Todd (1998) y, Smith y Todd (2005) evitar suponer una forma funcional determinada para el modelo por estimar y restringir el análisis solo a las observaciones que comparten un soporte común, puede disminuir el sesgo de selección. Finalmente, Jalan y Ravallion (2003) afirman que el supuesto de independencia condicional utilizado en PSM no es más restrictivo que el de relevancia y exogeneidad usado en variables instrumentales.

RESULTADOS DEL EMPAREJAMIENTO

Estimación de la probabilidad de participación y calidad del emparejamiento

El cálculo del impacto de la adopción de las variedades resistentes a la roya está precedido por la estimación de la probabilidad de adopción para los caficultores tratados y controles, de acuerdo a ciertas características observables e incluyendo efectos fijos por departamento²⁵. Para predecir la probabilidad

²⁴ La prueba de rangos con signo de Wilcoxon (Wilcoxon's signed Rank test) es “una prueba no paramétrica para comparar el rango medio de dos muestras relacionadas y determinar si existen diferencias entre ellas”. Para ver los detalles del cálculo de este estadístico en el contexto del análisis de sensibilidad propuesto por Rosenbaum véase Cerulli (2015).

²⁵ También se realizaron las estimaciones sin efectos fijos por departamento, pero en general los resultados son muy similares para la mayoría de las variables.

de adopción se utilizaron los modelos *probit* y *logit*²⁶ (ver Anexo 2). La mayoría de los coeficientes tienen los signos esperados, exceptuando el que acompaña a la variable género. Esto indica que los hombres tienen una menor probabilidad de adoptar la nueva tecnología (resultado que va en contra de la literatura)²⁷. Por último, se destaca la influencia del crédito PSF en la adopción: los productores que accedieron a este programa tienen una probabilidad entre 31% y 32% mayor de adoptar las variedades resistentes frente aquellos productores que no accedieron.

Por otro lado, la edad del caficultor está negativamente correlacionada con la adopción, mientras que el nivel educativo, el acceso al crédito PSF y la propiedad sobre el lote están correlacionadas positivamente. Los caficultores más jóvenes son menos aversos al riesgo y están más dispuestos a experimentar con nuevas tecnologías. Los caficultores más educados tienen mayor acceso a la información, además de que tienen mayores habilidades para entender las bondades de las nuevas tecnologías. El acceso al crédito facilita amortizar los gastos que conlleva adoptar la nueva variedad, que en este caso no está dado por el costo de la semilla, sino por el establecimiento del cultivo hasta el momento que empieza a ser productivo. Así mismo, ser propietario de la tierra da al productor más

seguridad jurídica sobre el goce de los retornos que reeditarán la nueva tecnología, por lo que tiene mayores incentivos para adoptarla, lo que es aún más relevante en cultivos permanentes y de tardío rendimiento. Finalmente, el tamaño de la finca tiene un impacto positivo en la adopción de la variedad resistente a la roya, dado que los productores con fincas más grandes tienen mayor capacidad financiera para hacer frente a los costos del establecimiento del nuevo cultivo.

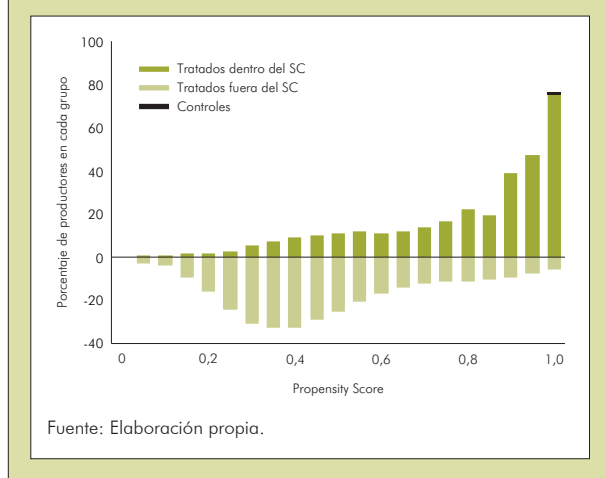
Después de estimar la probabilidad de adopción para los caficultores adoptantes y no adoptantes se evalúa la condición de soporte común. Se encuentra que hay una superposición casi absoluta en el soporte común (entre 23 y 28 observaciones se ubicaron fuera de acuerdo al método de emparejamiento). Entre los caficultores adoptantes la probabilidad predicha por los modelos *probit* y *logit* se encuentra entre 0,019 a 0,999 y 0,025 a 0,999, mientras que para los caficultores no adoptantes se encuentra entre 0,0012 y 0,999 por el modelo *probit* y, entre 0,0048 y 0,998 para el modelo *logit*. De tal forma, el supuesto de soporte común se satisface en la región [0,0012; 0,999] para el modelo *probit* (donde se pierden 23 observaciones) y en la región [0,0048; 0,998] para el modelo *logit* (donde se pierden 28 observaciones) como se observa en el Figura 2²⁸.

²⁶ Se utilizan los modelos *probit* y *logit* porque acotan las probabilidades de adopción predichas al intervalo (0,1) y no imponen una relación lineal entre P_i y X_i (Wooldridge, 2009).

²⁷ El signo para la variable género de la estimación sin controles regionales es positivo, pero no significativo. El hecho de que las mujeres presenten una mayor probabilidad de adopción en comparación con los hombres, puede estar explicado por la creciente participación de la mujer en el cultivo de café. Por ejemplo, en el 2012 el 27% de los productores eran mujeres, mientras que en el 2014 ya representaban el 29% (Federación Nacional de Cafeteros, 2014).

²⁸ Para el modelo *probit* los productores tratados que se encontraron en el soporte común fueron 51.713 y en el modelo *logit* fueron 51.708. En ambos modelos el número de controles en el soporte común fueron 25.166.

Figura 2. Distribución del propensity score y soporte común (SC)



Uno de los objetivos principales de la estimación de la probabilidad de adopción es balancear la distribución de las características observables incluidas en el análisis entre los caficultores adoptantes y no adoptantes, más que obtener un estimador preciso de la probabilidad de ser tratado. En la tabla 3 se presentan los resultados de los diferentes estimadores sobre el balance de las características observables entre grupos tratado y control, antes y después del emparejamiento. El sesgo estandarizado absoluto promedio (*Mean Absolute Standardized Bias -MASB-*) se reduce entre el 83,2% y el 86,1%, pasando de 13,7 antes del emparejamiento a 1,9 y 2,3 después del emparejamiento. A pesar de que no se rechaza la significancia conjunta de las variables de control

después del emparejamiento, el LR X^2 disminuye sustancialmente (entre 97% y 98%). El Pseudo R^2 también presenta una caída ostensible, pasando de 0,276 antes del emparejamiento a 0,004-0,006 después del emparejamiento (reducción de entre 98% y 99%). Estos resultados indican que la especificación propuesta fue exitosa porque disminuyó las diferencias covariadas entre los grupos tratado y control después del emparejamiento (ver Anexo 3).

Estimación del efecto promedio de tratamiento para los tratados (ATT)

Para estimar el efecto de la adopción de variedades resistentes a la roya en la calidad de vida, los ingresos brutos por hectárea y la productividad por hectárea, se utilizó un modelo de emparejamiento con 1 y 5 vecinos más cercanos y un modelo de emparejamiento basado en el *kernel Epanechnikov* con anchos de banda de 0,03 y 0,06. El análisis se realiza en la región de soporte común, en donde la distribución de la probabilidad de adopción de los caficultores adoptantes y no adoptantes se sitúa dentro del mismo intervalo. Se calcularon los errores estándar por medio de *bootstrapping* basados en 200 simulaciones (ver Anexo 4).

A pesar de que las magnitudes de los coeficientes calculados por los algoritmos de emparejamiento basados en los modelos *logit*²⁹

²⁹ Los estimadores del emparejamiento por 1 y 5 vecinos más cercanos basados en el modelo *logit* sugieren que el efecto causal de la adopción de variedades resistentes a la roya en la calidad de vida del productor es de entre 1,18 y 1,24, en los ingresos brutos por hectárea al año el impacto es de entre \$1,35 y \$1,27 millones y en la productividad por hectárea al año el impacto es de entre 236 y 220 kilos de café pergamino seco. Los resultados según el método basado en el *kernel* con un ancho de banda de 0,03 y 0,06 sugieren un impacto en la calidad de vida de 1,29 y 1,38, en los ingresos brutos por hectárea al año de entre \$1,24 y \$1,21 millones y en la productividad por hectárea al año entre 215 y 208 kilos de café pergamino seco.

y *probit* son ligeramente diferentes, las conclusiones son similares. Los resultados indican que la adopción de variedades resistentes a la roya y el paquete tecnológico que ello implica, ejercen un impacto positivo y significativo en el puntaje SISBEN III, en los ingresos brutos por hectárea al año y en la productividad por hectárea al año. Particularmente, los estimadores del emparejamiento por 1 y 5 vecinos más cercanos basados en el modelo *probit* sugieren que el efecto causal de la adopción de variedades resistentes a la roya en la calidad de vida del productor es de entre 0,94 y 1,02 puntos (esto indica un incremento promedio de 3,5% en el puntaje SISBEN III). En los ingresos brutos por hectárea al año el impacto es de entre \$1,36 y \$1,28 millones (crecimiento promedio de 36,1%) y en la productividad por hectárea al año el impacto es de entre 237 y 224 kilos de café pergamino seco por hectárea (aumento promedio de 33,7%). Estos resultados corresponden a la diferencia en los promedios para los productores similares en características observables que adoptaron la tecnología y quienes no la adoptaron. Entretanto, los resultados según el método basado en el *kernel* con un ancho de banda de 0,03 y 0,06 con el modelo *probit* sugieren un impacto ligeramente mayor en la calidad de vida -entre 1,23 y 1,30 puntos-, mientras que en los ingresos brutos por

hectárea al año y la productividad por hectárea al año los resultados son marginalmente menores (entre \$1,24 y \$1,21 millones para el primero y entre 215 y 209 kilos de café pergamino seco para el segundo). Todos los resultados mencionados incluyen efectos fijos por departamento.

A pesar de no poder concluir algo en términos de rentabilidad³⁰, el incremento encontrado en el ingreso bruto del productor es sustancial. Comparándolo con el salario mínimo que podía devengar un colombiano en el 2014 (\$616.000), los productores que adoptaron la variedad resistente a la roya obtuvieron cerca de 2 salarios mínimos más que aquellos productores que no la adoptaron. El incremento en la productividad del cultivo refleja la operación de uno de los canales propuestos, ya que un productor adoptante obtuvo en promedio 19,4 arrobas adicionales de café pergamino seco. Por demás, los ingresos adicionales³¹ por ventas de café que obtuvo un productor adoptante contribuyeron a mejorar su calidad de vida. Es importante aclarar que el efecto calculado solo está contemplando la productividad del cultivo en un momento del tiempo y no durante todo el ciclo productivo (según Arcila (2007) el ciclo productivo óptimo de la planta de café dura alrededor de 6 a 8 años) por lo cual la me-

³⁰ En un ejercicio adicional con datos de costos de producción para 1.121 lotes productores de café representativos de la caficultura nacional para el año 2013, se encontró que el costo de producción por carga para las variedades susceptibles fue cercano a los \$684.357, mientras que el de las variedades resistentes fue de \$663.543 (una diferencia de \$20.813, sin embargo no es estadísticamente significativa). Esto se debe a que los productores adoptantes enfrentan costos mucho menores que los no adoptantes en cuanto al control de la roya, aunque estos solo representan el 2,4% de los costos totales. De esta manera se podría esperar que también incrementen los ingresos netos de los productores adoptantes (los cálculos fueron hechos por el autor con información de Echavarría y Montoya (2013)).

³¹ Otro de los factores que pudo incrementar los ingresos percibidos por los productores adoptantes fue la mejor calidad del grano, que permite el acceso a mercados de alto valor y por tanto a mejores precios.

jora acumulada en la calidad de vida, los ingresos brutos por hectárea y la productividad por hectárea puede ser mayor.

Como se mencionó anteriormente, los productores que obtienen ventajas en productividad por el cultivo de variedades resistentes a la roya son los que adoptan el paquete tecnológico completo. Para aislar el impacto de la adopción de las variedades resistentes se hizo un ejercicio incluyendo controles referentes a la edad del cafetal y a la densidad del cultivo, sin embargo estos resultados solo son ilustrativos porque estas variables son endógenas a la adopción. Los resultados obtenidos con el modelo probit y la metodología de emparejamiento por 1 vecino más cercano indican que el impacto en el puntaje SISBEN III sería de 1,48 (frente al 0,94 obtenido de la especificación original es 57% mayor), en los ingresos brutos por hectárea el incremento sería de \$978 mil (frente a los \$1,36 millones obtenidos de la especificación original este impacto es 28% menor) y en la productividad por hectárea el aumento sería de 163 kilos de café pergamino seco (frente a los 237 kilos obtenidos de la especificación original este impacto es 30% menor).

Estos resultados muestran que al menos 2/3 del efecto calculado por la especificación inicial en productividad e ingresos brutos por hectárea se explican únicamente por la adopción de la variedad resistente a la roya,

mientras que el impacto en la calidad de vida del productor incluso puede ser mayor.

Los resultados del análisis de sensibilidad propuesto por Rosenbaum (2002) para identificar sesgos no observados (una forma de comprobar el supuesto de independencia condicional) muestran los niveles críticos de gamma (Γ) a los cuales los resultados sobre el impacto de la adopción de variedades resistentes pueden ser cuestionados. Por ejemplo, el valor de gamma igual a 1,10-1,13 en la última columna de la primera fila de la tabla 4, indica que sí las probabilidades de adopción entre dos observaciones (tratado y control) difieren por un factor de 10% a 13%, el intervalo de confianza del impacto de la adopción de la variedad resistente a la roya en el puntaje SISBEN III puede incluir 0 (es decir, no habría impacto alguno). A pesar de que la literatura considera estos valores como bajos, DiPrete y Gangl (2004) afirman que estos resultados deben ser considerados como el peor escenario posible.

En cuanto al impacto de la adopción de la variedad resistente a la roya en los ingresos brutos por hectárea el valor de gamma (Γ) es de 57% y para la productividad por hectárea es de 58% (estos porcentajes corresponden a los modelos *logit* y *probit* para el método de emparejamiento por 1 vecino más cercano). Estos resultados son similares a los encontrados en la literatura tradicional sobre el tema³² e indican que los resultados para la produc-

³² Se considera que entre mayor sea el valor de Γ los resultados son menos sensibles a variables no observadas, pero DiPrete y Gangl (2004) aclaran que un valor de Γ cercano a 1 no indica que el efecto causal no exista. Por ejemplo, autores como Becerril y Abdulai (2010) encuentran que algunos de sus resultados son sensibles a valores de $\Gamma = 1$.

tividad por hectárea y los ingresos brutos por hectárea son sensibles a niveles de heterogeneidad no observada mayores al 50%. No obstante, el gamma calculado para el ATT estimado de el emparejamiento por 5 vecinos más cercanos y el método basado en el *kernel* con ambos anchos de banda muestran que los resultados son más sensibles a la existencia de características no observables.

Es importante recordar que estos resultados se limitan a los productores que tienen todo su cultivo en variedades resistentes o susceptibles y comparten las características observadas incluidas en este estudio. Por ejemplo, factores como la diligencia del productor para hacer las labores necesarias para que su cultivo sea altamente productivo, su disponibilidad para acoger el cambio tecnológico, la oferta de fertilizantes para nutrir el cultivo y/o de mano de obra para la recolección de la cosecha, la frecuencia con que un productor es visitado por un extensionista o las veces que un productor se acerca al comité municipal o departamental de su circunscripción para actualizarse sobre los nuevos métodos que se están utilizando para el cultivo de café, pueden sesgar los resultados obtenidos.

Para comprender mejor el impacto heterogéneo de la adopción de las variedades resistentes a la roya, se realizó el emparejamiento por medio del método de un vecino más cercano con control regional de acuerdo al tamaño de la finca y al nivel educativo. En cuanto el tamaño de la finca, se observa que el impacto de la adopción en el puntaje SISBEN III es particularmente grande y significativo para los productores entre 3 y 5 hectá-

reas, y más de 10 hectáreas. En cuanto al ingreso bruto por hectárea y la productividad por hectárea, los productores con menos de 1 hectárea son los más beneficiados por la nueva tecnología. Por otro lado, no hay un patrón claro entre el puntaje SISBEN III y el nivel educativo (resulta que los productores con primaria son los más beneficiados por la nueva tecnología), mientras que en los ingresos brutos por hectárea y la productividad por hectárea, los productores más beneficiados son los que tienen educación universitaria. Estos resultados son consistentes con los encontrados por autores como Kassie, Shiferaw y Muricho (2011) y, Becerril y Abdulai (2010) (ver Anexo 5).

Para verificar la sensibilidad de los resultados, Smith y Todd (2005) proponen variar la especificación del propensity score, ya que el ATT puede cambiar sustancialmente con la inclusión de variables adicionales. Como lo hacen Kassie, Shiferaw y Muricho (2011), se realizan dos estimaciones adicionales del propensity score: en la primera se incluye la edad del productor al cuadrado y en la segunda, además de la edad al cuadrado, se incluye el nivel educativo del productor al cuadrado. El método de emparejamiento utilizado en este ejercicio es el de 1 vecino más cercano con el modelo probit adicionando efectos fijos por departamento.

Al incluir variables como el puntaje SISBEN II, el ingreso bruto por hectárea y la productividad por hectárea, el impacto de la adopción de las variedades resistentes a la roya en el puntaje SISBEN III, los ingresos brutos por hectárea y la productividad por hectárea

siguen siendo significativos y ligeramente diferentes a los resultados del modelo original: a saber, el incremento en el puntaje SISBEN III se encuentra entre 0,87 y 1,00, en los ingresos por hectárea es de entre \$1,31 millones y \$1,34 millones, mientras que en la productividad por hectárea esta entre 226 y 232 kilos/ha (ver Anexo 6).

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Este trabajo examina el impacto de la adopción de las variedades resistentes a la roya y el paquete tecnológico adjunto en el bienestar del productor en Colombia. El bienestar se mide por el puntaje SISBEN III y los ingresos brutos por hectárea, y se encuentra que el canal por medio del cual se materializa este efecto es el aumento de la productividad por hectárea. Dada la naturaleza no experimental de los datos, se utiliza la metodología de *Propensity Score Matching* (PSM) cuya ventaja es que no impone ninguna forma funcional predeterminada en la especificación propuesta y elimina el sesgo de selección con base en características observables entre los grupos de productores de café adoptantes y no adoptantes de la nueva variedad. A pesar de que la base de datos utilizada permite crear grupos estadísticamente comparables entre adoptantes y no adoptantes, no se puede eliminar del todo el hecho de que características no observables puedan estar correlacionadas con la adopción, la productividad por hectárea, el ingreso bruto por ventas de café y la calidad de vida.

Debido a que el 99% de las observaciones se encuentran en el soporte común, se evi-

tan malos emparejamientos. Así mismo, por medio de la comparación del Pseudo R^2 , el LR X^2 y el Mean Absolute Standardized Bias (MASB) antes y después del emparejamiento, se encuentra que el PSM balancea correctamente las diferencias covariadas entre ambos grupos, ya que según el indicador que se revise, la reducción de los sesgos es mayor al 80%. El análisis de sensibilidad propuesto Rosenbaum (2002) permite comprobar que en general el supuesto de independencia condicional se cumple, ya que los resultados solo se pueden cuestionar si dos caficultores que tienen el mismo vector de características observables difieren en su probabilidad de adopción en más del 10% para el caso del puntaje SISBEN III y en más del 57% para el caso del ingreso por hectárea y la productividad por hectárea.

Los resultados del análisis empírico demuestran que la adopción de variedades resistentes a la roya incrementa la productividad del cultivo entre 29,5% y 34,9% (según el algoritmo de emparejamiento utilizado), lo que a su vez mejora entre 31,9% y 37,6% los ingresos brutos por hectárea al año y el puntaje SISBEN III entre 3,4% y 5,0%. Estos hallazgos confirman que la implementación de innovaciones tecnológicas en el sector agrícola que mejoren la productividad en el campo contribuye a incrementar el bienestar del agricultor. Estas conclusiones se limitan a los productores de café que tienen todos sus lotes cultivados en variedades resistentes o todos sus lotes cultivados en variedades susceptibles (que constituye el 41,6% de los productores para los cuales se cumple la restricción temporal y se tiene información socioeconómica). Es nece-

sario ahondar en el impacto de la adopción de acuerdo a su intensidad, ya que el 36,6% de los productores registrados en SICA 2014 (que explican el 53,3% del área cultivada) tenían su cultivo en ambas tecnologías.

De acuerdo al tamaño de la finca, se encuentra que hay incrementos importantes en el puntaje SISBEN III para los productores que adoptaron la nueva tecnología y tienen entre 3 y 5 hectáreas o más de 10 hectáreas. En cuanto a la productividad por hectárea y los ingresos brutos por hectárea, hay ganancias significativas para todos los tipos de tamaño de finca, pero los mayores avances se concentran en los productores más pequeños (menos de 1 hectárea). Cuando el análisis se realiza de acuerdo al nivel educativo del productor, el resultado no es concluyente para el puntaje SISBEN III, pero para la productividad por hectárea y el ingreso bruto por hectárea se encuentra que a mayor nivel educativo, mayor el crecimiento para el productor en ambas variables. Estos resultados indican que el cultivo de variedades resistentes a la roya

es particularmente benéfico para los productores más pequeños, mientras que los más educados son quienes demuestran tener mayores habilidades para sacar el mayor provecho a la nueva tecnología.

Es importante resaltar que la amplia difusión³³ que ha tenido la adopción de las variedades de café resistentes a la roya se ha debido al esfuerzo conjunto entre el Gobierno Nacional y las instituciones cafeteras colombianas, que por medio de líneas especiales de crédito para la renovación de cafetales (por ejemplo el programa PSF), Cenicafé, que se encarga de desarrollar las tecnologías, y el servicio de extensión, encargado de entregar las nuevas tecnologías al productor mediante diferentes metodologías de acercamiento, se han encargado de extender el acceso a todo el territorio cafetero colombiano. Todos estos agentes han logrado llevar las nuevas tecnologías al productor (sobre todo a los más pequeños) en el menor tiempo posible. Este tipo de esfuerzos debe mantenerse en el tiempo y extenderse a los demás sectores agrícolas.

³³ Según datos la Federación Nacional de Cafeteros (2016), a diciembre de 2016 el 74% del parque cafetero colombiano se encuentra cultivado en variedades resistentes a la roya.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Ainembabazi, J., y Mugisha, J. (2014). The Role of Farming Experience on the Adoption of Agricultural Technologies: Evidence from Smallholder Farmers in Uganda. *The Journal of Development Studies*, 50(5), 666-679.
- Ali, A., y Abdulai, A. (2010). The Adoption of Genetically Modified Cotton and Poverty Reduction in Pakistan. *Journal of Agricultural Economics*, 61(1), 175-192.
- Alvarado, G., y Moreno, G. (2000). *La variedad Colombia: veinte años de adopción y comportamiento frente a nuevas razas de la roya del café*. Federación Nacional de Cafeteros. Chinchina: Cenicafe.
- Alvarado, G. A. (2004). Atributos de calidad de la semilla de café de las variedades Colombia y Tabí. *Avances Técnicos Cenicafe* (324), p. 4.
- Alvarado, G., y Puerta, G. (2002). *La variedad Colombia y sus características de calidad física y en taza*. Chinchiná: Cenicafe.
- Alvarado, G., Posada, H. E., y Cortina, H. A. (2005). CASTILLO: Nueva variedad de café con resistencia a la roya. Cenicafe.
- Arcila Pulgarín, J. (2007). Renovación y administración de los cafetales para estabilizar la producción de la finca. En J. Arcila, F. Farfán, A. Moreno, L. Salazar, y E. Hincapié, *Sistemas de producción de café en Colombia* (pp. 144-160). Chinchiná: Cenicafe.
- Arcila, J. (2007). Crecimiento y desarrollo de la planta de café. En J. Arcila, F. Farfán, A. Moreno, F. Salazar, y E. Hincapié, *Sistemas de producción de café en Colombia*. (p. 23). Chinchiná, Caldas, Colombia: Cenicafe.
- Becerril, J., y Abdulai, A. (julio, 2010). The Impact of Improved Maize Varieties on Poverty in Mexico: A Propensity Score-Matching Approach. *World Development*, 38(7), 1024-1035.
- Bernal, R., y Peña, X. (2011). El método de emparejamiento. En *Guía práctica para la evaluación de impacto* (pp. 101-151). Bogotá, D.C.: Ediciones Uniandes.
- Caliendo, M., y Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72.
- Camacho, A., Conover, E., Espinosa, F., Flórez, C., y Sánchez, L. M. (abril, 2010). El Sisbén: su diseño y evolución. *Notas de Política*(4), p. 6. Obtenido de <https://egob.uniandes.edu.co/index.php/es/me-publicaciones/notas-de-politica/15-notas-de-politica/38-el-sisben-su-diseno-y-evolucion>
- Cerulli, G. (2015). *Econometric Evaluation of Socio-Economic Programs* (Vol. 49). Roma, Italia: Springer.
- DANE (julio, 2014). Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2008 y 2013: Características sociales de municipios cafeteros y no cafeteros. Bogotá, D.C., Colombia.
- Dhrifi, A. (2014). Agricultural Productivity and Poverty Alleviation: What Role for Technological Innovation. *Journal of Economic and Social Studies*, 4(1), 139-158.
- DiPrete, T. A., y Gangl, M. (2004). Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects: Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments. *Sociological Methodology*, 34(1), 271-310.
- Duque, H. (abril-junio, 2005). Estudio de adopción de la variedad Colombia. *Cenicafe*, 56(2), 151-174.
- Echavarría, J. J., y Montoya, E. C. (2013). La competitividad regional de la caficultura colombiana. En J. J. Echavarría, P. Esguerra, D. McAllister, y C. F. Robayo, *Misión de estudios para la competitividad de la caficultura Colombiana* (p. 24). Bogotá D.C.
- Farfán, M. (enero-diciembre, 1998). Impacto económico de la investigación en café en Colombia: el

-
- caso de la variedad Colombia. *Ensayos de Economía Cafetera* (14), 21-41.
- Feder, G., Just, R., y Ziberman, D. (enero, 1985). Adoption of Agricultural Innovations in Developing Countries: A Survey. *Economic Development and Cultural Change*, 33(2), 255-298.
- Federación Nacional de Cafeteros (2011). *Caficultura Climaticamente Inteligente*. Informe del Gerente General, Bogotá D.C.
- Federación Nacional de Cafeteros (2011). *Cartilla de líneas de crédito y programas de incentivos para cafeteros*. Bogotá.
- Federación Nacional de Cafeteros (2014). *Por la caficultura que queremos*. Bogotá.
- Flórez, C., Espinosa, F., y Sánchez, L. (2008). *Diseño del índice SISBEN en su tercera versión*. Departamento Nacional de Planeación. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación.
- Guo, S., y Fraser, M. (2010). Selection Bias and Sensitivity Analysis. En S. Guo, y M. Fraser, *Propensity score analysis: statistical methods and applications* (pp. 297-317). SAGE Publications.
- Haughton, J., y Khandker, S. (2009). Measures of poverty. En *Handbook on Poverty and Inequality* (pp. 67-81). Washington: The World Bank.
- Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J., y Todd, P. (septiembre, 1998). Characterizing selection bias using experimental data. *Econometrica*, 66(5), 1017-1098.
- Hossain, M., Bose, M., y Mustafi, B. (junio, 2006). Adoption and productivity impact of modern rice varieties in Bangladesh. *The Developing Economies*, XLIV(2), 149-166.
- Jalan, J., y Ravallion, M. (febrero, 2003). Does piped water reduce diarrhea for children in rural India? *Journal of Econometrics*, 112(1), 155-173.
- Janvry, A., y Sadoulet, E. (2002). World Poverty and the Role of Agricultural Technology: Direct and Indirect Effects. *The Journal of Development Studies*, 38(4), 1-26.
- Junguito, R., y Pizano, D. (1991). Productividad y Cambio Tecnológico. En R. Junguito Bonnet, y D. Pizano Salazar, *Producción de café en Colombia* (pp. 75-110). Bogotá, D.C.: Nomos Ltda.
- Karanja, D., Renkow, M., y Crawford, E. (2003). Welfare effects of maize technologies in marginal and high potential regions of Kenya. *Agricultura Economics* (29), 331-341.
- Kassie, M., Shiferaw, B., y Muricho, G. (Octubre de 2011). Agricultural Technology, Crop Income, and Poverty Alleviation in Uganda. *World Development*, 39(10), 1784-1795.
- Khandker, S., Koolwal, G., y Samad, H. (2010). Propensity Score Matching. En *Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices* (pp. 53-68). Washington: The World Bank.
- Khonje, M., Manda, J., Alene, A., y Kassie, M. (2015). Analysis of Adoption and Impacts of Improved Maize Varieties in Eastern Zambia. *World Development*, 66, 695-706.
- Mejía, F. (1991). Beneficios y Costos en el Cultivo del Café. En R. Junguito Bonnet, y D. Pizano Salazar, *Producción de Café en Colombia* (págs. 111-138). Bogotá, D.C.: Nomos, Ltda.
- Mendola, M. (2007). Agricultural technology adoption and poverty reduction: A propensity-score matching analysis for rural Bangladesh. *Food Policy*, 32(3), 372-393.
- Minten, B., y Barret, C. (2008). Agricultural Technology, Productivity, and Poverty in Madagascar. *World Development*, 36(5), 797-822.
- Misión para la Transformación del Campo. (2013). Diagnóstico de las Condiciones Sociales del Campo Colombiano. En Departamento Nacional de Planeación, *El Campo Colombiano: un camino hacia el bienestar y la paz* (pp. 16-20). Bogotá, D.C.
- Moyo, S., Norton, G., Alwang, J., Rhinehart, I., y Deom, M. (May de 2007). Peanut Research and Poverty Reduction: Impacts of variety improvement to control peanut viruses in Uganda. *American Journal of Agricultural Economics*, 89(2), 448-460.
-

- Muñoz, L. (enero-diciembre, 2010). La producción cafetera en Colombia en 2009. *Ensayos sobre Economía Cafetera* (26), 7-10.
- National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA). (26 de Abril de 2012). *Frequently Asked Questions About El Niño y La Niña*. Obtenido de http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/analysis_monitoring/ensostuff/ensofaq.shtml#NINA
- National Oceanic and Atmospheric Administration. (2016, 21 de marzo). *El Niño Theme Page*. Obtenido de Pacific Marine Environmental Laboratory : https://www.pmel.noaa.gov/el_nino/about
- Rivillas, C., Serna, C., Cristancho, M., y Gaitán, A. (2011). *La roya del café en Colombia: Impacto, manejo y costos del control*. Resultados de Investigación, Centro Nacional de Investigaciones del Café (CENICAFÉ), Chinchiná.
- Rojas, C. (Enero-Diciembre de 1998). Factores físicos y socioeconómicos que explican la no adopción de tecnología moderna por el caficultor en Antioquia y Cundinamarca. *Ensayos sobre Economía Cafetera*(14), 73-100.
- Rosenbaum, P. (2002). Sensitivity to Hidden Bias. En P. Rosenbaum, *Observational Studies* (pp. 105-170). New York: Springer .
- Rosenbaum, P., y Rubin, D. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Sarmiento, A. (2013). *Educación, calificación y formalización de la mano de obra en el sector cafetero*. Bogotá, D.C.
- Sen, A. (1992). Functionings and Capability. En *Inequality reexamined* (pp. 39-53). New York: Oxford University Press.
- Sen, A. (2006). *Inequality Reexamined*. New York: Oxford University Press.
- Shiferaw, B., Kassie, M., Jaleta, M., y Yirga, C. (2014). Adoption of improved wheat varieties and impacts on household food security in Ethiopia. *Food Policy*, 44, 272-284.
- Sianesi, B. (2004). An evaluation of the Swedish system of active labor market programs in the 1990s. *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 133-185.
- Silva, S. (2013). Evaluación de impacto de los programas de renovación de cafetales 2007-2011; efectos sobre la capacidad productiva de los caficultores colombianos. (Federación Nacional de Cafeteros, Ed.) *Ensayos sobre Economía Cafetera*, 26(29), 37-78.
- Smale, M., Just, R., y Leathers, H. (August de 1994). Land Allocation in HYV Adoption Models: An Investigation of Alternative Explanations. *American Journal of Agricultural Economics*, 76(3), 535-546.
- Smith, J., y Todd, P. (Marzo-Abril de 2005). Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? *Journal of Econometrics*, 125 (1-2), 305-353.
- Wooldridge, J. M. (2009). Modelos de variable dependiente limitada y correcciones a la selección muestral. En J. M. Wooldridge, *Introducción a la econometría: un enfoque moderno* (4a ed., pág. 865). México, D.F.: CENGAGE Learning.
- World Bank. (2008). *Agriculture for Development*. world development report, Washington DC.
- World Bank. (2016). *Taking on Inequality*. Washington, DC.
- Wu, H., Ding, S., Pandey, S., y Tao, D. (2010). Assessing the impact of agricultural technology adoption on farmers' well-being using propensity-score matching analysis in rural China. *Asian Economic Journal*, 24(2), 141-160.

Anexo 1. Diferencias de medias entre adoptantes y no adoptantes

| Variables | Adoptantes | No adoptantes | Diferencia |
|---|-----------------------|-----------------------|---------------------------|
| Características del productor | | | |
| Edad del productor | 52,36 (0,061) | 54,65 (0,093) | -2,30 (0,109) *** |
| Nivel educativo del productor ^a | 1,07 (0,002) | 0,99 (0,003) | 0,07 (0,004) *** |
| Género del productor (Hombre=1) | 0,74 (0,002) | 0,72 (0,003) | 0,01 (0,003) *** |
| Estado civil del productor (Casado=1) | 0,72 (0,002) | 0,68 (0,003) | 0,04 (0,003) *** |
| Número de personas en el hogar | 3,98 (0,009) | 3,98 (0,014) | -0,01 (0,016) |
| Beneficiario crédito PSF (Si=1) | 0,44 (0,002) | 0,1 (0,002) | 0,35 (0,003) *** |
| Propiedad del lote (Propio=1) | 0,60 (0,002) | 0,54 (0,003) | 0,06 (0,004) *** |
| Área de la finca (Hectáreas) | 4,41 (0,039) | 3,97 (0,061) | 0,44 (0,070) *** |
| Área cultivada en café (Hectáreas) | 0,84 (0,004) | 0,92 (0,006) | -0,08 (0,008) *** |
| Proporción del área de la finca cultivada en café | 0,37 (0,001) | 0,49 (0,002) | -0,12 (0,002) *** |
| Altura sobre el nivel del mar (metros) | 1.529 (1.048) | 1.653 (1.521) | -124,52 (1.839) *** |
| Variables de resultado | | | |
| Puntaje SISBEN III 2014 | 28,79 (0,062) | 25,78 (0,081) | 3,00 (0,105) *** |
| Ingresos por hectárea al año | 5.006.944 (41.737) | 3.840.722 (31.277) | 1.166.222 (63.695) *** |
| Productividad por hectárea (kg/ha) | 915,72 (4.556) | 714,12 (5.676) | 201,59 (7.639) *** |
| Observaciones | 51.736 | 25.166 | 76.902 |

^a 0 = ninguno, 1 = primaria, 2 = secundaria, 3 = técnica o tecnológica, 4 = universidad, 5 = posgrado.

Errores estándar en paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: Cálculos del autor.

Anexo 2. Efectos marginales de las estimaciones *Probit* y *Logit* de la probabilidad de adoptar las variedades resistentes a la roya

| Variables | Probit | Logit |
|--|-----------------------|-----------------------|
| Edad del productor | -0,002 *** (0,000) | -0,002 *** (0,000) |
| Nivel educativo ^a | 0,027 *** (0,002) | 0,027 *** (0,002) |
| Género (Hombre = 1) | -0,008 ** (0,003) | -0,008 ** (0,003) |
| Estado Civil (Casado = 1) | 0,023 *** (0,003) | 0,024 *** (0,003) |
| Número de personas en el hogar | -0,004 *** (0,000) | -0,004 *** (0,000) |
| Acceso a crédito PSF (Si = 1) | 0,312 *** (0,003) | 0,320 *** (0,003) |
| Propiedad del cultivo (Propio = 1) | 0,025 *** (0,003) | 0,022 *** (0,003) |
| Área total de la finca (Hectáreas) | 0,001 *** (0,000) | 0,001 *** (0,000) |
| Altura sobre el nivel del mar (metros) | -0,000 *** (0,000) | -0,000 *** (0,000) |
| Control Departamental | Si | Si |
| Pseudo R ² | 0,276 | 0,276 |
| LR X ² | 26.789 *** | 26.789 *** |
| No adoptantes predichos | 68,20% | 68,20% |
| Adoptantes predichos | 82,70% | 82,70% |
| Observaciones | 76.902 | 76.902 |

^a 0 = ninguno, 1 = primaria, 2 = secundaria, 3 = técnica o tecnológica, 4 = universidad, 5 = posgrado.
 Errores estándar en paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.
 Fuente: Cálculos del autor.

Anexo 3. Indicadores de la calidad del emparejamiento antes y después del emparejamiento

| Algoritmo de emparejamiento | Modelo | Pseudo R ² antes del emparejamiento | Pseudo R ² después del emparejamiento | LR X ² antes del emparejamiento | LR X ² después del emparejamiento | Sesgo estandarizado promedio antes de emparejamiento | Sesgo estandarizado promedio después del emparejamiento | Porcentaje de reducción del sesgo |
|-----------------------------|--------|--|--|--|--|--|---|-----------------------------------|
| NNM ^a | Logit | 0,276 | 0,005 | 26.790*** | 685*** | 13,7 | 2,1 | 84,7 |
| | Probit | 0,276 | 0,004 | 26.790*** | 561*** | 13,7 | 2,0 | 85,4 |
| NNM ^b | Logit | 0,276 | 0,005 | 26.790*** | 647*** | 13,7 | 2,0 | 85,4 |
| | Probit | 0,276 | 0,004 | 26.790*** | 561*** | 13,7 | 1,9 | 86,1 |
| KBM ^c | Logit | 0,276 | 0,005 | 26.790*** | 676*** | 13,7 | 2,0 | 85,4 |
| | Probit | 0,276 | 0,004 | 26.790*** | 637*** | 13,7 | 1,9 | 86,1 |
| KBM ^d | Logit | 0,276 | 0,006 | 26.790*** | 930*** | 13,7 | 2,3 | 83,2 |
| | Probit | 0,276 | 0,006 | 26.790*** | 857*** | 13,7 | 2,2 | 83,9 |

^a, ^b NNM = Emparejamiento por 1 y 5 vecinos más cercanos con reemplazo y soporte común respectivamente.

^c, ^d KBM = Emparejamiento basado en el kernel con ancho de banda 0,03 y 0,06 y soporte común respectivamente.

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: Cálculos del autor.

Anexo 4. Impacto de la adopción de las variedades resistentes a la roya en la calidad de vida, ingreso bruto por hectárea y la productividad por hectárea

| Algoritmo de emparejamiento | Variable de resultado | Promedio | | | | ATT | | Nivel crítico de sesgo subyacente (C) | |
|-----------------------------|------------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------------------------|---------------------------|---------------------------------------|-------|
| | | Probit | | Logit | | Probit | Logit | Probit | Logit |
| | | Tratados | Controles | Tratados | Controles | | | | |
| NNM ^a | Puntaje SISBEN III | 28,79 | 27,84 | 28,79 | 27,6 | 0,94 (0,25)*** | 1,18 (0,25)*** | 1,1 | 1,13 |
| | Ingreso bruto por hectárea (\$/ha) | 5.008.902 | 3.640.724 | 5.009.284 | 3.651.936 | 1.368.178 (105.029)*** | 1.357.348 (106.740)*** | 1,57 | 1,57 |
| | Productividad por hectárea (kg/ha) | 916,06 | 678,99 | 916,13 | 679,87 | 237,07 (18,66)*** | 236,26 (18,92)*** | 1,58 | 1,58 |
| NNM ^b | Puntaje SISBEN III | 28,79 | 27,77 | 28,79 | 27,55 | 1,02 (0,21)*** | 1,24 (0,21)*** | 1,02 | 1,06 |
| | Ingreso bruto por hectárea (\$/ha) | 5.008.902 | 3.722.139 | 5.009.284 | 3.735.759 | 1.286.763 (90.232)*** | 1.273.525 (89.245)*** | 1,24 | 1,22 |
| | Productividad por hectárea (kg/ha) | 916,06 | 691,26 | 916,13 | 695,4 | 224,8 (15,21)*** | 220,72 (15,24)*** | 1,26 | 1,24 |
| KBM ^c | Puntaje SISBEN III | 28,79 | 27,56 | 28,79 | 27,5 | 1,23 (0,19)*** | 1,29 (0,19)*** | 1,03 | 1,04 |
| | Ingreso bruto por hectárea (\$/ha) | 5.008.902 | 3.762.336 | 5.009.284 | 3.763.646 | 1.246.565 (82.924)*** | 1.245.638 (82.511)*** | 1,11 | 1,11 |
| | Productividad por hectárea (kg/ha) | 916,06 | 700,3 | 916,13 | 700,42 | 215,76 (13,77)*** | 215,71 (13,69)*** | 1,13 | 1,13 |
| KBM ^d | Puntaje SISBEN III | 28,79 | 27,48 | 28,79 | 27,41 | 1,3 (0,18)*** | 1,38 (0,18)*** | 1,04 | 1,05 |
| | Ingreso bruto por hectárea (\$/ha) | 5.008.902 | 3.791.614 | 5.009.284 | 3.796.378 | 1.217.288 (80.031)*** | 1.212.905 (79.389)*** | 1,09 | 1,09 |
| | Productividad por hectárea (kg/ha) | 916,06 | 706,31 | 916,13 | 707,21 | 209,75 (13,20)*** | 208,91 (13,07)*** | 1,11 | 1,11 |

Nota. Las observaciones en soporte común fueron 51.713 y 51.708 para los adoptantes en el modelo probit y logit respectivamente y 25.166 para no adoptantes en ambos modelos. En paréntesis se encuentran el error estándar.

^a, ^b NNM = Emparejamiento por 1 y 5 vecinos más cercanos con reemplazo y soporte común.

^c, ^d KBM = Emparejamiento basado en el kernel con ancho de banda 0,03 y 0,06 y soporte común.

Errores estándar en paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Fuente: Cálculos del autor.

Anexo 5. Impacto de la adopción de las variedades resistentes a la roya en la calidad de vida, ingresos brutos por hectárea y la productividad por hectárea de acuerdo al tamaño de la finca y el nivel educativo

| Tamaño de la finca | Puntaje SISBEN III | Ingresos brutos por hectárea (\$/ha) | Productividad por hectárea (kg/ha) | Observaciones |
|-----------------------|--------------------|--------------------------------------|------------------------------------|---------------|
| < = 0.5 has | 0,81 (0,52) | 1.380.387 (286.212) *** | 249,66 (52,31) *** | 7.613 |
| > 0.5 has & < = 1 has | 0,46 (0,44) | 1.522.745 (169.909) *** | 266,42 (30,63) *** | 15.213 |
| > 1 has & < = 3 has | 0,76 (0,42) * | 1.331.685 (136.541) *** | 234,22 (24,16) *** | 28.800 |
| > 3 has & < = 5 has | 1,34 (0,81) * | 1.351.242 (240.176) *** | 245,4 (43,55) *** | 10.697 |
| > 5 has & < = 10 has | 1,18 (0,95) | 1.372.508 (249.841) *** | 244,49 (46,67) *** | 8.494 |
| > 10 has | 2,67 (1,02) *** | 1.151.314 (531.386) ** | 204,49 (109,86) * | 6.085 |
| Nivel educativo | | | | |
| Ninguno | 0,23 (0,65) | 684.679 (247.261) *** | 140,73 (43,87) *** | 8.849 |
| Primaria | 1,43 (0,27) *** | 1.313.779 (119.067) *** | 223,53 (19,97) *** | 57.573 |
| Secundaria | -0,13 (0,84) | 1.399.276 (255.539) *** | 244,45 (46,84) *** | 9.588 |
| Técnica o tecnológica | 3,28 (6,02) | 2.026.667 (3.919.154) | 399,62 (671,92) | 271 |
| Universidad | 4,65 (4,30) | 2.686.889 (678.076) *** | 430,52 (123,07) *** | 541 |
| Posgrado | -2,67 (8,74) | 537.679 (1.878.125) | 92,27 (307,02) | 80 |

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1. Errores estándar en paréntesis.

Fuente: Cálculos del autor.

Anexo 6. Impacto de la adopción de las variedades resistentes a la roya en la calidad de vida, ingreso bruto por hectárea y la productividad por hectárea para diferentes especificaciones del propensity score

| Especificación | Variables de resultado | ATT | Pseudo R ² antes del emparejamiento | Pseudo R ² después del emparejamiento | LR X ² antes del emparejamiento | LR X ² después del emparejamiento | Sesgo estandarizado promedio antes el emparejamiento | Sesgo estandarizado promedio después del emparejamiento | Porcentaje de reducción | Nivel crítico de sesgo adyacente (T) |
|----------------|------------------------------------|---------------------------|--|--|--|--|--|---|-------------------------|--------------------------------------|
| Primera | Puntaje SISBEN III | 1,00 (0,25)*** | 0,267 | 0,004 | 26.790 (p=0,000)*** | 639,62 (p=0,000)*** | 13,9 | 2,0 | 85,6 | 1,10 |
| | Ingreso bruto por hectárea (\$/ha) | 1.341.438 (102.810)*** | | | | | | | | 1,54 |
| | Productividad por hectárea (kg/ha) | 232,73 (18,08)*** | | | | | | | | 1,55 |
| Segunda | Puntaje SISBEN III | 0,87 (0,25)*** | 0,276 | 0,004 | 26.790 (p=0,000)*** | 643,51 (p=0,000)*** | 13,8 | 2,1 | 84,8 | 1,08 |
| | Ingreso bruto por hectárea (\$/ha) | 1.312.947 (104.194)*** | | | | | | | | 1,54 |
| | Productividad por hectárea (kg/ha) | 226,3 (18,27)*** | | | | | | | | 1,55 |

Observaciones en soporte común: 76.880 (25.166 controles y 51.714 tratados).

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: Cálculos del autor.