

Impacto del Régimen Subsidiado de Salud sobre la informalidad en Medellín

Resumen

Uno de los problemas principales del mercado laboral de los países en desarrollo son las altas tasas de informalidad. Entre sus múltiples causas, tanto la teoría como la evidencia empírica sugieren que la implementación de algunos de los programas sociales del Estado crea un escenario en el cual los individuos no tienen incentivos a formalizarse o tienden a migrar hacia este tipo de vinculación laboral. Considerado esto, este artículo evalúa el impacto de ser elegible para el Régimen Subsidiado de Salud (RSS) en la decisión de pertenecer al sector formal o informal de la economía. Utilizando datos de la Encuesta de Calidad de Vida de Medellín para el año 2017, se estimó un modelo de evaluación de impacto cuasi experimental (Regresión discontinua – RDD) a partir del cual se pudo establecer que ser elegible al RSS no tiene efecto sobre la decisión de participar en el mercado laboral pero sí sobre la probabilidad de ser informal.

Clasificación JEL: E26, I18, I38, H55, O17

Palabras Clave: Informalidad, Provisión y efectos de los programas de bienestar, Seguridad social.

Abstract

One of the main problems of the labor market in developing countries is the high rates of informality. Among its multiple causes, both the theory and the empirical evidence suggest that the implementation of some of the social programs of the State create a scenario in which individuals have no incentives to formalize or tend to migrate towards this type of employment relationship. Considering this, this article evaluates the impact of eligibility to the Subsidized Health System (RSS) in the decision to belong to the formal or informal sector of the economy. Using data from the Medellin Quality of Life Survey for 2017, a quasi-experimental impact evaluation model (Discontinuous Regression - RDD) was estimated, from which it could be established that being eligible for RSS has no effect on the decision to participate in the labor market but on the probability of being informal.

Classification JEL: E26, I18, I38, H55, O17

Key Words: Informality, Provision and Effects of Welfare Programs, Social security.

Introducción

Colombia, es un estado social de derecho que consigné en la constitución de 1991 una serie de derechos fundamentales que buscaban, en última instancia, mejorar la calidad de vida de los ciudadanos. Entre otros aspectos y para dar cumplimiento a estos derechos, se crearon una serie de instrumentos de política pública que han ido consolidando un Sistema de Protección Social (SPS) que tiene como objetivo *“lograr que todos los colombianos tengan acceso a educación de calidad, a una seguridad social equitativa y solidaria, al mercado laboral y a mecanismos de promoción social efectivos”* (DNP, 2018).

Este sistema, que se compone por el Sistema de Salud (SS), el Sistema de Pensiones, Riesgos Profesionales, Cesantías y Beneficios Económicos Periódicos (BEPS); garantiza una atención a las necesidades de aseguramiento básico de los individuos y sus familias en el corto, mediano y largo plazo (Ministerio de la Protección Social, 2010). Si bien el aseguramiento debe incluir todos los sistemas que componen el SPS, la salud se constituye, en el corto plazo, en el subsistema más importante para asegurar la suavización de consumo de los individuos.

Considerado lo anterior, la ley 100 de 1993 establece dos alternativas al sistema de salud en búsqueda de garantizar una protección social universal. Por un lado, se encuentra el régimen contributivo de salud (RCS) que está compuesto por empleados asalariados o independientes y en general los ciudadanos que tienen capacidad de pago indiferente de la actividad económica que realicen. Por otro lado, está el régimen subsidiado (RSS) que agrupa la población que, por su condición socioeconómica y su nivel de ingreso, no cuenta con capacidad de pago para cotizar en el sistema contributivo. Es importante notar que los dos sistemas son sustitutos en términos de servicio, pero el RSS es gratuito mientras el RCS tiene costos asociados al salario de los empleados. Esto implica que el sistema genera incentivos económicos hacia el RSS, pero para acceder al RSS no se puede estar cotizando a seguridad social, lo cual genera incentivos de salir del mercado laboral formal (ver tabla 1).

Lo anterior genera un problema en términos de bienestar en el mediano y largo plazo, además de generar una presión sobre las finanzas públicas de la nación, dado que el mecanismo de financiamiento del RSS está basado en un subsidio cruzado del RCS, contribuciones parafiscales, y de la tributación general de la Nación (Ministerio de Salud y Protección Social, 2016). Esto es relevante si se considera que actualmente en Colombia, cerca de la mitad de los trabajadores pertenece al sector informal (Fasecolda, 2014) y (DANE, 2018).

Independientemente de la definición de informalidad que se utilice, la informalidad crea un círculo vicioso entre productividad, generación de empleo de calidad y una disminución en la tasa de aseguramiento en el sistema de salud y el de pensiones (OIT, 2018) (Fasecolda, 2014). Adicionalmente, estudios como los de la OIT (2018) y el Consejo Privado de Competitividad (2017) afirman que este fenómeno frena la innovación, impacta negativamente el emprendimiento, la remuneración no digna, el acceso al sistema financiero y ocasiona que en el largo plazo los individuos puedan obtener una pensión.

A partir de lo anterior y considerando que los incentivos para estar en la informalidad son de corto plazo mientras que, los incentivos para estar en la formalidad son de mediano y largo plazo; este estudio propone evaluar el impacto de ser potencial beneficiario del Régimen Subsidiado de Salud (RSS) sobre la probabilidad de pertenecer al sector formal o informal de la economía. Esto debido a que las condiciones de elegibilidad del RSS afectan fuertemente la decisión de participar en el mercado laboral y/o de emplearse en el sector formal o informal de la economía.

Para validar empíricamente esta hipótesis se emplean los datos de la Encuesta de Calidad de Vida para el Municipio de Medellín en el año 2017 y el índice Multidimensional de Condiciones de Vida. Metodológicamente y siguiendo las recomendaciones de Khandker et al (2009), se estimó un modelo de evaluación de impacto cuasi experimental encontrando que ser elegible al RSS no tiene efecto sobre la decisión de participar en el mercado laboral pero sí sobre la probabilidad de ser informal entre los que participan.

En términos de contenido, este documento se divide en cinco secciones siendo esta parte introductoria la primera de ellas. A continuación, se hace una revisión de la literatura, posteriormente se definen los conceptos de informalidad y los sistemas de seguridad en Colombia. La cuarta sección presenta una descripción de los datos, la metodología y se estima el modelo econométrico propuesto. Finalmente, la última sección discute los resultados y conclusiones.

Revisión de literatura

El término informal, fue empleado por primera vez en los años 70 en un estudio realizado por Hart (1973), en el que estudia actividades de bajos ingresos entre personas sin formación que no tenían empleo asalariado, es decir, que se empleaban en el sector informal. Posteriormente y dadas las limitaciones de esta definición, la OIT (2013) desarrolló un estudio en el cual se considera la informalidad como un fenómeno multicausal que no solo depende del tipo de vinculación laboral, sino que la considera como una decisión voluntaria del individuo o de la empresa.

En cuanto a su medición, Bernal (2009) identifica 27 posibles medidas de informalidad clasificadas en 3 grupos: afiliación a seguridad social, a la disponibilidad de un contrato formal y basadas en el tamaño de las empresas; el autor concluye que la afiliación a salud y pensión es una buena medida de informalidad ya que permite identificar trabajadores vulnerables que no reciben los beneficios o garantías de un empleo formal y adicionalmente, además, ésta medición permite la comparación internacional y tiene una correlación fuerte con la definición de informalidad por tamaño de la firma. Desde otra perspectiva, Mondragón et al (2017) encuentran que en Colombia la informalidad medida por el tamaño de la empresa captura la mayor parte de la informalidad medida por afiliación a seguridad social. No obstante, Arango y Hamann (2011), encuentran que el 13% de las empresas en la Encuesta de Microestablecimientos (2000 –2007) cumple con los criterios de llevar contabilidad, contar con Registro Mercantil y pagar prestaciones sociales y concluyen que podría resultar inconveniente medir la informalidad por el tamaño de la firma.

De forma oficial el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) adopta dos enfoques para la medición de la informalidad, por un lado, hace uso de la escala de personal ocupado en las unidades de producción la cual esta consignada en la resolución 15° Conferencia Internacional de Estadísticos del Trabajo -CIET- de la OIT 1993 y las recomendaciones del grupo DELHI¹ en el año 2003. Ésta tiene como base los criterios del Programa Regional de Empleo para América Latina y El Caribe – PREALC- 1978 y fue redefinida por el DANE en 2009². Por el otro lado, considera la afiliación seguridad social como medida de informalidad³.

En la práctica, el DANE considera informal a todas las personas que durante la semana de referencia se encuentran en alguna de las situaciones descritas a continuación: i) Los empleados particulares y los obreros que laboran en establecimientos, negocios o empresas que ocupen hasta cinco personas en todas sus agencias y sucursales, incluyendo al patrono y/o socio; ii) Los trabajadores familiares sin remuneración; iii) Los trabajadores sin remuneración en empresas o negocios de otros hogares; iv) Los empleados domésticos; v) Los jornaleros o peones; vi) Los trabajadores por cuenta propia que laboran en establecimientos hasta cinco personas, excepto los independientes profesionales; vii) Los patronos o empleadores en empresas de cinco trabajadores o menos. Esta medida excluye los obreros o empleados del gobierno.

En América Latina y en el Caribe, alrededor de 140 millones de personas, que representan cerca del 53% de los trabajadores, tienen un empleo informal (OIT, 2018). Entre otros aspectos, este fenómeno afecta directamente la productividad de las empresas y genera altas tasas de rotación laboral, baja calidad del empleo, y expone a los trabajadores a condiciones inseguras de trabajo, desprotección social, bajos salarios, jornadas más extensas, entre otros. (Consejo Privado de Competitividad, 2017) (Fasecolda, 2014).

En términos generales, la discusión sobre las causas y la definición se pueden agrupar en dos enfoques principales: el estructuralista y el institucionalista (Fasecolda, 2014) (Consejo Privado de Competitividad, 2017). El primero sugiere que el sector formal no alcanza a vincular a todos los individuos, que, además, carecen de cualificaciones para competir en igualdad de condiciones en el mercado laboral y, por tanto, tienden a desempeñarse en actividades de tipo informal. Por su parte, el enfoque institucionalista afirma que existe una decisión voluntaria de los agentes de quedar por fuera o evadir el sistema formal y que esta incentivada porque estos, tanto individuos como empresas, perciben que los costos de formalización son más altos que los beneficios obtenidos.

En cuanto al efecto en las finanzas públicas del país, la informalidad tiene efectos significativos en la economía. El Consejo Privado de Competitividad (2017) calcula que son 24 billones y 4

¹ Grupo de expertos convocado por Naciones Unidas para la medición del fenómeno informal con el objetivo de homogenizar la medición para comparaciones internacionales.

² Este ajuste consistió en la reducción de 10 a 5 el número de personas ocupadas que laboran en una unidad productiva puesto que en la Encuesta de Microestablecimientos se encontró evidencia que las unidades que emplean de 6 a 9 trabajadores generan empleo formal (DANE, 2009)

³ Afiliación a salud y pensión.

billones los que deja de percibir el sistema pensional y se dejan de recaudar en el RSS por cuenta de los ocupados informales y quienes están en el RSS con capacidad de pago. En consecuencia, concentra el recaudo en el sector formal de la economía afectando la productividad de las industrias.

De forma específica y en relación con las consecuencias de la informalidad, estudios como los del Consejo Privado de Competitividad afirman que esta condición laboral tiene implicaciones directas sobre el bienestar de los trabajadores y sus familias en la medida que significa quedar por fuera del sistema de protección social ya sea en el corto, mediano o largo plazo (Consejo Privado de Competitividad, 2017). Adicionalmente y considerando que la informalidad es un fenómeno que prevalece en población de bajos recursos, los países han desarrollado una serie de políticas y estrategias que buscan garantizar el acceso a servicios básicos de salud, pensión, entre otros, con el objetivo último de mitigar los efectos de la desprotección (OIT, 2017).

Para el caso específico de Colombia, el sistema de protección social se compone del Sistema de Salud (SS), el Sistema de Pensiones, Riesgos Profesionales, Cesantías y Beneficios Económicos Periódicos (BEPS) y es a través de éste que se garantiza el aseguramiento de las necesidades básicas de los individuos y sus familias. Si bien el aseguramiento debe incluir todos los sistemas que componen el SPS, la salud se constituye, en el corto plazo, en el subsistema más importante para asegurar el bienestar del individuo (Guerrero, 2006).

Considerado lo anterior, la ley 100 de 1993 en búsqueda de garantizar una protección social universal, establece dos alternativas de acceso: por un lado, en el régimen contributivo de salud (RCS), dónde cotizan los ciudadanos que tienen capacidad de pago indiferente de la actividad económica que realicen y si son empleados asalariados o independientes; y el régimen subsidiado (RSS) donde está la población que, por su condición socioeconómica y su nivel de ingreso, no cuenta con capacidad de pago para cotizar en el sistema. En este sentido un requisito para acceder a los beneficios del RSS es no estar cotizando a seguridad social y adicionalmente deben pertenecer a los niveles 1 y 2 del SISBEN (DNP, 2018)⁴. Sin embargo, estudios como los de Mejía (2010) Farné et al (2016) han encontrado que dadas las características de la atención que recibe esta población en el RSS y considerando que estar en el RCS implica cotizar, se han generado incentivos a permanecer en la informalidad.

Si bien para el caso específico de Colombia se han realizado diferentes estudios que relacionan políticas asistencialistas con la informalidad, para el interés de este trabajo se examinarán específicamente aquellos relacionados con la afiliación al régimen de salud subsidiado y sus efectos sobre la informalidad. Adicionalmente, se hace una descripción de trabajos e investigaciones que soportan la hipótesis de este trabajo.

⁴ Sistema de Identificación de Potenciales Beneficiarios de Programas Sociales que, a través de un puntaje, clasifica a la población de acuerdo con sus condiciones socioeconómicas.

Tabla 1. Sistema de Salud en Colombia desde 1993

REGIMEN	SIN SEGURO	SUBSIDIADO	CONTRIBUTIVO	ESPECIAL
Personas objetivo		Los más pobres y vulnerables (desempleados, trabajadores sin contrato, desplazados, entre otros)	Trabajadores (clase Media, Media-alta y Alta)	Trabajadores públicos y militares
Fondos	Público		Privado	Por la institución
Elegibilidad		Puntaje en el Sisbén	Todos los trabajadores formales, autoempleados.	
Beneficios	Emergencias y servicios básicos	Completo acceso al Plan Obligatorio de Salud, iguales beneficios (por lo menos ordenados por la ley)		Depende del plan de cada institución

Fuente: (Bohórquez-Peñuela, 2018)

En primer lugar, es generalizada la preocupación por los altos índices de informalidad en el país y su permanencia en el tiempo (Farné, 2015), estos son atribuibles a varias causas entre las que se encuentran la relación costo beneficio de estar o no en la formalidad (Consejo Privado de Competitividad, 2017). En este sentido, ANIF (2015) calcula que los costos no salariales en Colombia oscilan entre el 39% y el 52% y, desde su perspectiva, afirman que es un aspecto que fomenta la informalidad en el país.

De forma similar, Camacho et al (2013), Ospina y Saavedra (2013) y Farné et al (2016) encuentran que algunos programas sociales alteran la decisión sobre si participar, el sector formal y el informal.

En términos de estudios, trabajos como el de Mejía (2010) evalúa el impacto de la igualación de los POS para los RSS y el RCS utilizando un modelo de mercado laboral segmentado, encontrando que ésta ocasionaría en promedio un aumento de los trabajadores informales en un 17,01%. En la misma línea, Gaviria et al (2006) encuentran que la afiliación al RSS pudo haber creado un obstáculo para la movilidad entre el sector formal e informal, es decir, desalienta a las personas a emplearse en el sector formal por las implicaciones de movilidad entre los regímenes, especialmente en las mujeres. Según la OECD (2016) en la medida que los servicios del RS sean similares al RC, la financiación del RS se de a través de las contribuciones de los trabajadores del sector formal, y los beneficios no estén conectados con las prestaciones que se reciben, éstas actúan como un impuesto a la formalidad.

Por su parte, Camacho et al (2013)⁵ encuentran con base a los datos de la Encuesta Nacional de Hogares y la Encuesta Continua de Hogares y los tiempos de realización de encuestas del Sisbén que la expansión de la protección social, que el acceso a salud a través del RSS contribuyó a incrementar el empleo informal entre 2 y 4 puntos porcentuales en Colombia comparado con el comportamiento de quienes no eran elegibles para beneficios del RSS entre los años 1992 y 2005. Estos autores afirman que la informalidad es preferible por los trabajadores si los aportes a seguridad social son superiores a la valoración que éstos tienen de ésta.

Farné et al (2016), a través de un modelo de diferencias en diferencias, encuentran que el hecho de recibir ayudas del Estado no tiene mayores efectos sobre la decisión de participar del mercado laboral, pero si registra un efecto significativo sobre beneficiarios del RSS con un incremento de 20 puntos porcentuales de la probabilidad de permanecer en la informalidad particularmente para los jefes de hogar y sus cónyuges. Así mismo, Ospina y Saavedra (2013) evalúan los efectos la afiliación a Familias en Acción sobre el mercado laboral en Colombia, encuentran que la tasa informalidad aumentaría en el mediano plazo en la medida que los trabajadores se percaten que al moverse al trabajo formal perderán los beneficios del RSS. Para el caso puntual de un sector, el estudio de Rocha (2014) evalúa el impacto para los trabajadores cafeteros encontrando que se reduce en 0,76% la probabilidad de ser formal⁶ si la cobertura del RSS aumenta en 1%.

Finalmente, es importante mencionar que la afiliación al RSS al verse como una provisión de un beneficio sin ningún costo⁷ y que sólo opera si el individuo es informal y que desde la teoría se identifica como uno de los factores determinantes para que los individuos, especialmente, aquellos con bajos ingresos prefieran el sector informal. (Levy, 2008) (Perry, y otros, 2007).

A nivel internacional, Koettl y Weber (2012) para algunos países del este europeo⁸, encontraron que para los trabajadores con los salarios más bajos se incrementa la probabilidad de ser informal en 2.5 puntos porcentuales y concluyeron que entre más alto sea el costo de oportunidad⁹ de ser formal, mayores son los incentivos para permanecer en la informalidad; respecto a aseguramiento en salud, afirman que particularmente en los países en desarrollo la valoración de los trabajadores respecto a los aportes en salud es más bajo, porque pueden acceder a ella gratuitamente.

Por el contrario, Barros (2008) no encuentra evidencia de incrementos en la informalidad debido a la implementación del Seguro Popular en México. Este programa que es homólogo del RSS en Colombia tiene la diferencia que los servicios ofrecidos en el sistema subsidiado son de baja calidad comparados con el contributivo, Sin embargo, Bosch y Campos (2010) encuentran que

⁵ Estos autores definen los trabajadores informales como aquellos entre los 12 y los 65 años, que no contribuyen parte de su seguridad social a través de un empleador.

⁶ Esta probabilidad de ser formal es medida por la afiliación al sistema pensional.

⁷ Extender los beneficios de la formalización, como el acceso a salud y pensión, constituyen barreras de formalización (Levy, 2008)

⁸ Bulgaria, República Checa, Polonia, Estonia, Eslovaquia y Letonia.

⁹ medido por la parte del salario que descuenta por impuesto a la renta, contribución a seguridad social y otros descuentos por beneficios.

efectivamente el Programa Seguro Popular cambia el análisis costo beneficio de participar en el sector formal e informal.

Como se puede observar, esta situación no es exclusiva para el sistema de protección social en Colombia, de hecho, los programas de protección social de muchos países son muy similares, y por tanto, se ha generado investigaciones tanto desde el punto de vista teórico como empírico. En términos empíricos la evidencia es mixta, aunque en la mayor parte de los casos se ha encontrado que efectivamente los programas de protección social que usan mecanismos de focalización relacionados a la decisión laboral crean incentivos a aumentar la participación de los individuos en el mercado laboral informal. Desde el punto de vista teórico Levy (2008) propone un modelo en el que se definen unas reglas de juego en términos de quienes deben estar afiliados o no en la seguridad social, si hay un salario mínimo, qué tipo de contratos se pueden utilizar e impuestos tengo que pagar y se determina que el poder de vigilancia y control que puede ejercer el gobierno.

Por otro lado, están los individuos quienes definen si desean sean ser asalariados o independientes y además si se emplean en el sector formal e informal, dependiendo de sus habilidades, aversión al riesgo y su nivel educativo

Modelo teórico

Levy (2008) sugiere que los participantes del mercado laboral se enfrentan a la decisión de entrar o mantenerse en la informalidad basados en la comparación entre los beneficios derivables de cada situación con el fin de maximizar esta diferencia. Los individuos adoptan patrones de consumo intertemporal, en los que se hace evidente la brecha de los beneficios de pertenecer al sector formal o informal de la economía. A partir de esto, se establecen las siguientes funciones de utilidad (U) que maximizan los trabajadores del sector formal e informal:

$$U_{formal} = \beta_f * T_f + w_f \quad (1)$$

$$U_{informal} = \beta_i * T_i + w_i \quad (2)$$

En los que β_f y β_i son los coeficientes de valoración de los trabajadores del RCS y del RSS respectivamente. Estos parámetros se encuentran entre 0 y 1, donde “cero” significa ninguna valoración y “uno” la mayor valoración posible de RCS y el RSS. Tenemos también que T_f y T_i son los costos de afiliación de vinculación al sistema de seguridad social teniendo en cuenta únicamente los aportes a salud y pensión. Debido a que, el salario en el sector formal está regulado, ocurriría que:

$$w_f \geq w^* \geq w_i \quad (3)$$

Siendo w^* el salario mínimo legal vigente y sea S, el subsidio recibido. Suponemos que:

$$w_i + S = w^* = w_f \quad (4)$$

Teniendo en cuenta, como se dijo anteriormente que T_f y T_i son los costos de afiliación de vinculación al sistema de seguridad social teniendo en cuenta únicamente los aportes a salud y pensión, así, a los trabajadores formales se les descuenta un porcentaje por salud y un porcentaje por pensión¹⁰. Entonces:

$$T_f = \alpha * salud * w^* + \delta * pensión * w^* \quad (5)$$

En el que los parámetros α y δ varían entre 0 y 1

Mientras que para un trabajador informal:

$$T_i = ((consulta\ médica + medicamentos + otros\ costos\ asociados)/w^*)salud * w^* + 0 * pensión * w^* \quad (6)$$

bajo el supuesto que:

$$\alpha = ((consulta\ médica + medicamentos + otros\ costos\ asociados)/w^*)$$

Entonces se tendría que:

$$T_f > T_i \quad (8)$$

En la medida que los formales pagan además un porcentaje de pensión, asumiendo que la labor u oficio que están desempeñando los trabajadores formales e informales es la misma, es decir, que requiere el mismo esfuerzo, y además, que los trabajadores informales, tienen una valoración mayor de los ingresos presentes que de los ingresos futuros:

En el periodo t :

$$U_{ft} < U_{it} \quad (9)$$

Sin embargo, en $t + 1$:

$$U_{ft+1} > U_{it+1} \quad (10)$$

Es decir, en el futuro, el trabajador formal, recibirá pensión, mientras el trabajador informal, seguirá solo percibiendo los beneficios de la salud. De esto se puede concluir que el subsidio a la salud que le permite al trabajador reducir a cero las cargas impositivas, en la medida que este no percibe un descuento por pensión, sumado a una valoración muy baja del futuro, genera distorsiones en los valores de β_f y β_i , así:

$$\beta_f * T_f > \beta_i * T_i \quad (11)$$

¹⁰ Para Colombia, actualmente se descuenta el 4% a los empleados por concepto de salud y el mismo porcentaje por concepto de pensión.

Por tanto:

$$U_f < U_i \quad (12)$$

De esta forma, el no valorar el consumo futuro tanto como el presente, y el poder acceder a los beneficios del RSS sin ningún costo, genera incentivos a permanecer en la informalidad e implica la aparición de una trampa de pobreza.

Metodología

Con el fin de identificar el efecto de ser elegible en el RSS en la probabilidad de emplearse en el mercado formal, se propone un diseño de regresión discontinua considerando que el criterio de participación en el RSS es una variable continua (Khandker, Koolwal, & Samad, 2009) y que permite calcular el impacto de ser elegible a RSS en torno al criterio de elegibilidad, es decir, en la proximidad al umbral garantizando la similitud entre individuos elegibles y no elegibles. Bajo esta metodología se asume que la asignación al tratamiento es aleatoria en el vecindario de la discontinuidad. Es decir, se asume que estar marginalmente por encima o por debajo del corte es algo que está fuera de control del individuo, o sea que se elimina la posible endogeneidad que resulta por la manipulación de las encuestas que determinan el puntaje SISBEN con el fin de ser elegibles al RSS.

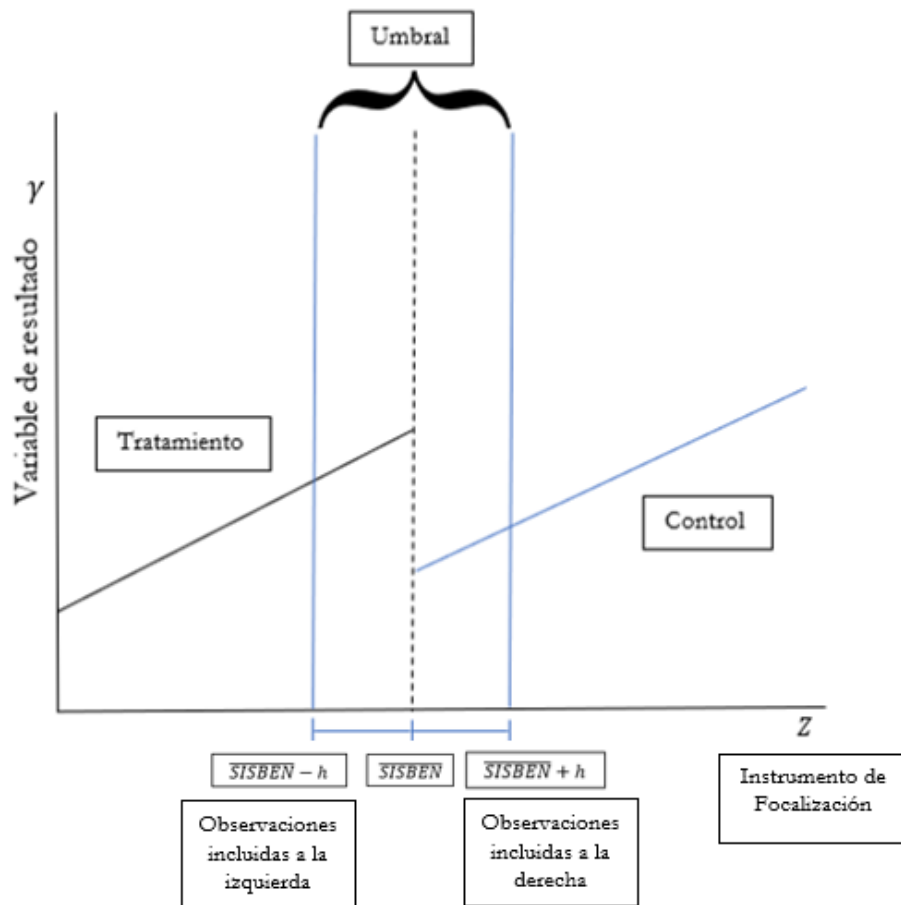
Esta metodología permite evaluar un efecto causal (impacto) tomando como contrafactual (grupo de contraste) los individuos que están al lado derecho del punto de corte que determina el tratamiento (Gráfica 1). En otras palabras, los jefes del hogar que están al lado izquierdo del corte son los tratados, mientras que, los jefes que tienen un puntaje SISBEN mayor al punto de corte, es decir, están al lado derecho, son el grupo de control. Dicho esto, el análisis se realiza en un ancho de banda alrededor del umbral, y en consecuencia el efecto causal estimado es local, LATE (*Local Average Treatment Effect*). Es decir, se obtiene el impacto del programa para aquellos en el vecindario de la discontinuidad.

En la gráfica 1, el eje X es el instrumento de focalización, que en este caso es el SISBEN, el eje Y muestra la probabilidad de ser informal medido a través de su afiliación al RSS¹¹. Considerado esto, la ecuación 1 muestra la forma funcional del modelo propuesto, donde Y_i es la variable dependiente que determina si el individuo es formal o informal

$$\gamma_i = m(\text{SISBEN}) + \beta_1 D_i + \mu_i \quad (13)$$

¹¹ A partir de este momento, se entenderá como informal aquel jefe de hogar perteneciente al RSS.

Gráfica 1: Regresión discontinua nítida



Fuente: (Handbook on Impact Evaluation. Quantitative Methods and Practices, 2009)

Donde γ es la probabilidad de ser informal y bajo el supuesto de continuidad local tenemos que $m(SISBEN)$ es una función continua del puntaje SISBEN, β_1 mide el efecto promedio de la discontinuidad de la variable de resultado en el umbral, es decir, corresponde al efecto promedio del tratamiento en $SISBEN_c$ y μ es el término de error.

Finalmente, y bajo el supuesto que el individuo no puede alterar el mecanismo de asignación, y que el diseño de regresión discontinua permite volver exógeno el valor del SISBEN, el modelo estimado se realizará a través de una regresión difusa, dado que, es posible que los individuos no “respetan” su asignación en el grupo de tratamiento o de comparación. En otras palabras, un individuo elegible al RSS puede decidir ser formal y, por tanto, decidir no pertenecer al RSS sino al RCS.

Datos

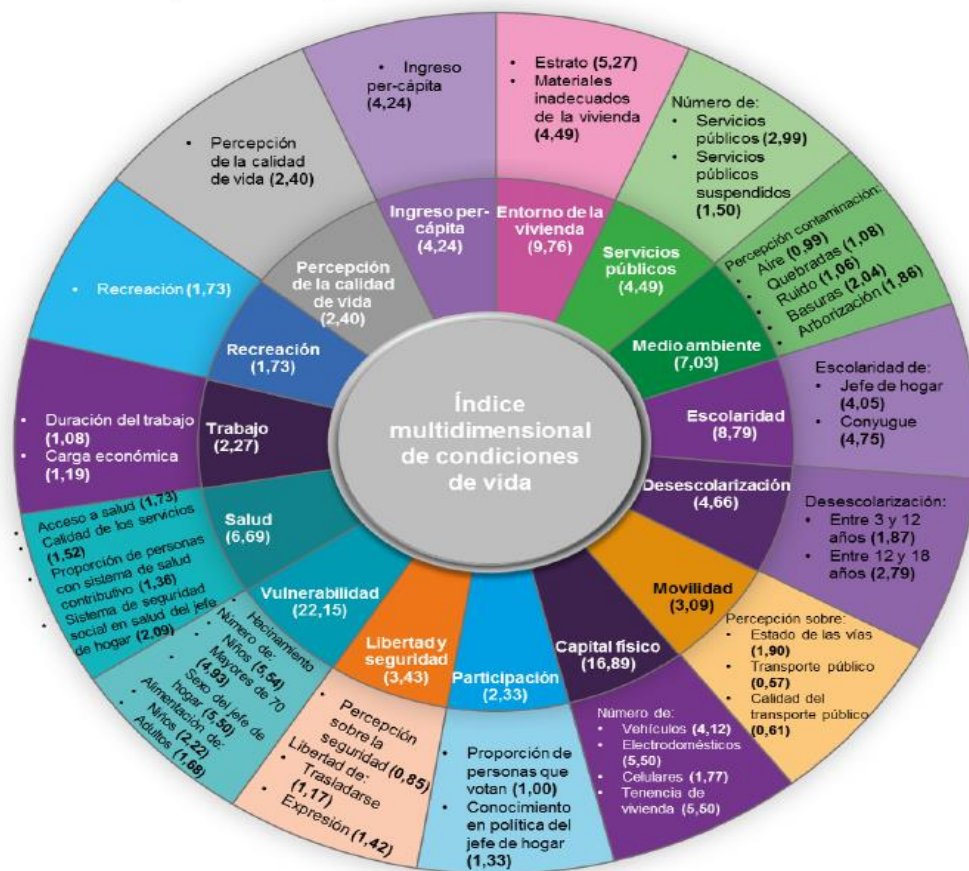
Para la validación empírica de este modelo se va a utilizar la Encuesta de Calidad de Vida de Medellín para el año 2017¹². Esta encuesta permite la medición de las condiciones socioeconómicas del hogar y sus integrantes en temáticas como: educación, seguridad, salud, medio ambiente, servicios públicos, empleo, vivienda, entre otros. Sin embargo, y considerando que el acceso al régimen subsidiado de salud está dado por el nivel del SISBÉN, es importante considerar que a partir del año 2009 esta variable no está incluida dentro del cuestionario de la encuesta¹³.

Adicionalmente, y teniendo en cuenta que el SISBÉN se construye a partir de las dimensiones de Salud, Educación, Vivienda y Vulnerabilidad y dado que el índice que más se aproxima al SISBÉN es el Índice de Calidad de Vida (Departamento Nacional de Planeación, 2008), se utiliza el Índice Multidimensional de Condiciones de Vida (IMCV) construido por el Departamento Administrativo de Planeación del Municipio de Medellín (2017), el cual se compone de 15 dimensiones y 39 variables o indicadores (Ilustración 1).

¹² Esta encuesta se realiza anualmente y es representativa para las 16 comunas y 5 corregimientos que conforman el municipio de Medellín. Se realiza a 9.180 viviendas.

¹³ Con el fin de verificar otras fuentes de información se exploró la Encuesta Nacional de Calidad de Vida, la cual tampoco contiene esta variable.

Ilustración 1. Esquema conceptual Índice Multidimensional de Condiciones de Vida



Fuente: Departamento Administrativo de Planeación de Medellín 2017

Considerado esto, y teniendo en cuenta que el objetivo es mostrar que ser elegible al RSS por el puntaje SISBEN tiene un impacto en la informalidad laboral, la Tabla 2 muestra la estadística descriptiva de las variables a emplear considerando que solo se incluyen los jefes de hogar que estaban ocupados al momento de la encuesta. En este sentido, se observa que la mayor parte de la muestra son hombres que tienen en promedio 45.8 años, tiene un nivel educativo secundaria y media académica y un ingreso promedio de \$2.2 millones por hogar.

Tabla 2. Estadísticas Descriptiva IMCV

Variable	Estadísticas		Observaciones
	Media / %	Desviación estándar	
Sexo (% Mujeres)	32,90%		4160
Edad	45,96	0,20	
Ingreso del hogar	\$ 2.287.790	51118,54	
IMVC	49,78	15,31	
Número miembros hogar	3,35	1,56	
Nivel educativo (%Primaria o inferior)	35,1%		
Nivel educativo (% Secundaria y Media)	41,5%		
Nivel educativo (%Superior)	23,4%		

Variable	Estadísticas de Jefes de Hogar Ocupados afiliados al RCS		
	Media / %	Desviación estándar	Observaciones
Sexo (% Mujeres)	42,30%		3520
Edad	45,00	0,23	
Ingreso del hogar	\$ 2.768.715	69663,16	
IMVC	52,00	15,06	
Número miembros hogar	3,31	1,51	
Nivel educativo (%Primaria o inferior)	30,3%		
Nivel educativo (% Secundaria y Media)	42,9%		
Nivel educativo (%Superior)	26,8%		

Variable	Estadísticas de Jefes de Hogar Ocupados afiliados al RSS		
	Media / %	Desviación estándar	Observaciones
Sexo (% Mujeres)	31,20%		640
Edad	47,48	0,55	
Ingreso del hogar	\$ 991.418	57312,63	
IMVC	37,54	99,6	
Número miembros hogar	3,59	1,78	
Nivel educativo (%Primaria o inferior)	61,3%		
Nivel educativo (% Secundaria y Media)	33,6%		
Nivel educativo (%Superior)	5,2%		

Fuente: Cálculo de los autores con base en la Encuesta de Calidad de Vida (2017)

Dado que el puntaje SISBEN no es observado en la Encuesta de Calidad de Vida, el cual es necesario para crear el punto de corte para ser elegible al RSS, se hace una aproximación al SISBEN usando el IMCV (ver tabla 3). Puesto que, no es posible determinar el punto exacto en el que el IMCV corresponde con el puntaje de SISBEN que permite ser elegible, se identificaron los jefes de hogar ocupados y que efectivamente están afiliados al RSS y se analizó la distribución del índice IMCV para estos individuos. Dado que estos individuos están en el RSS, su puntaje SISBEN debe efectivamente estar por debajo del punto de corte y es a partir de este punto que se comienza la búsqueda de la discontinuidad¹⁴.

De acuerdo a la distribución de los datos, el 100% de los ocupados tienen un IMCV promedio de 49,78, mientras que los ocupados afiliados al RSS (jefes de hogar) tienen un IMCV de 37,54 y aquellos afiliados al RCS un IMCV promedio de 52. La gráfica 2, muestra la distribución del IMCV para los jefes de hogar ocupados.

Tabla 3. Categorías IMCV vs SISBEN

Categorías	IMCV	SISBEN
Entorno de la vivienda	X	X
Servicios públicos	X	X
Escolaridad	X	X
Desescolarización	X	X
Capital físico	X	X
Libertad y seguridad	X	X
Vulnerabilidad	X	X
Salud	X	X
Trabajo	X	
Ingreso per-cápita	X	
Movilidad	X	
Participación	X	
Medio ambiente	X	
Recreación	X	
Percepción de la calidad de vida	X	

Fuente: Cálculo de los autores, con base (Departamento Nacional de Planeación, 2008) y (Departamento Administrativo de Planeación, 2017)

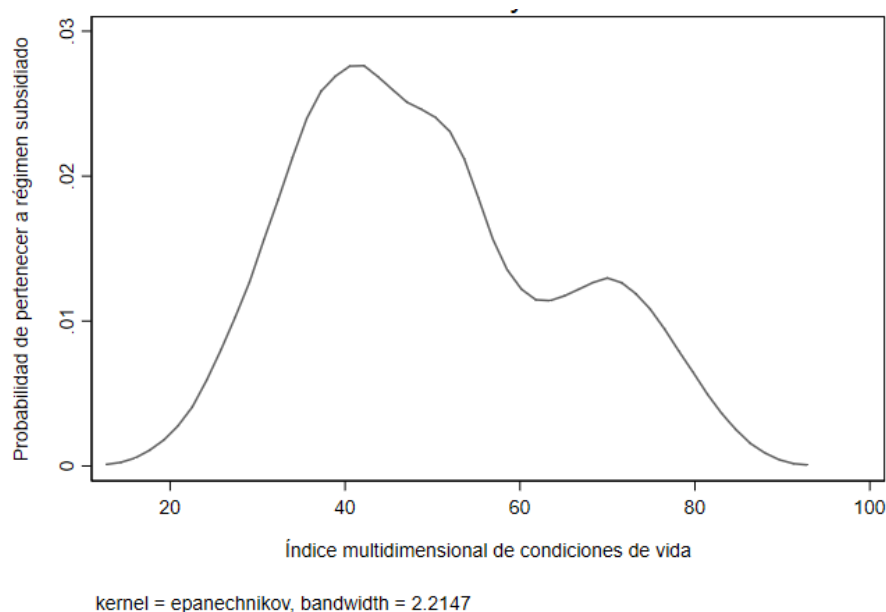
Para definir donde se debía poner el punto para fijar la banda se ensayaron diferentes puntos de corte en este rango, buscando el punto donde se encontrara la mayor discontinuidad entre tratamiento y control. Este punto coincide con el IMCV 37.9, es decir, $IMCV_c = 37,9$, que esta aproximadamente en el percentil 60% de todos los que pertenecen al RSS y en el percentil 24%

¹⁴ Así mismo, se identifican los jefes de hogar ocupados que están afiliados al RCS, dado que este sería el punto de corte de la derecha hasta el cual podría presentarse la discontinuidad.

de la población de Medellín. Es importante resaltar que se asume que los individuos no tienen control sobre las variables que determinan el puntaje de IMCV, es decir, que la probabilidad de estar antes o después del corte es determinística y, por tanto, los individuos que están a lado y lado del corte son un buen contrafactual.

Para las estimaciones se utilizó una regresión discontinua nítida no paramétrica, aunque inicialmente se pretendía estimar una regresión discontinua difusa, dado que no existe certeza que el puntaje en el IMCV coincidiera exactamente con el puntaje de corte del SISBEN y podríamos tener individuos elegibles a lado y lado del corte, sin embargo, se encontró que al menos en uno de los lados de la banda los individuos cumplían al 100% con el corte y por tanto se tuvo que usar un diseño de regresión discontinua nítida. Esto quiere decir que todos los individuos tratados son aquellos con valores de IMCV por debajo del $IMCV_c$, o los no tratados, aquellos con valores por encima de $IMCV_c$.

Gráfica 2. Densidad del IMCV



Fuente: Cálculo de los autores con base en la Encuesta de Calidad de Vida (2017)

Resultados

La estrategia de estimación empleada en este estudio se divide en dos partes. Por un lado, una estimación paramétrica, una regresión OLS con variable independiente pertenecer al RSS, y como variables dependientes una variable tratamiento (*Dummy*) que indica si es tratado o no tratado, el IMCV y se incluyen las variables de control: mujer (*dwomen*), Edad, Soltero, Nivel de estudios, Ingreso Vivienda, número de miembros del hogar y la constante y, errores estándar

tipo clúster. Esto con el fin de controlar el efecto que podrían ejercer sobre el individuo de pertenecer al RSS. (Anexo 1: Balanceo Modelo OLS)

Tabla 4. Regresión lineal OLS

<i>VARIABLES</i>	(1) Modelo OLS
<i>D</i>	-0.152*** (0.019)
<i>IMCV</i>	-0.005*** (0.001)
<i>Mujer</i>	0.046*** (0.012)
<i>Edad</i>	0.003*** (0.000)
<i>Soltero</i>	0.036** (0.014)
<i>Nivel Estudios</i>	-0.006** (0.003)
<i>Ingreso Vivienda</i>	0.000* (0.000)
<i>Número Miembros</i>	-0.002 (0.004)
<i>Constante</i>	0.411*** (0.032)
<i>Número de observaciones</i>	4,160
<i>R-squared</i>	0.151

Robust standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

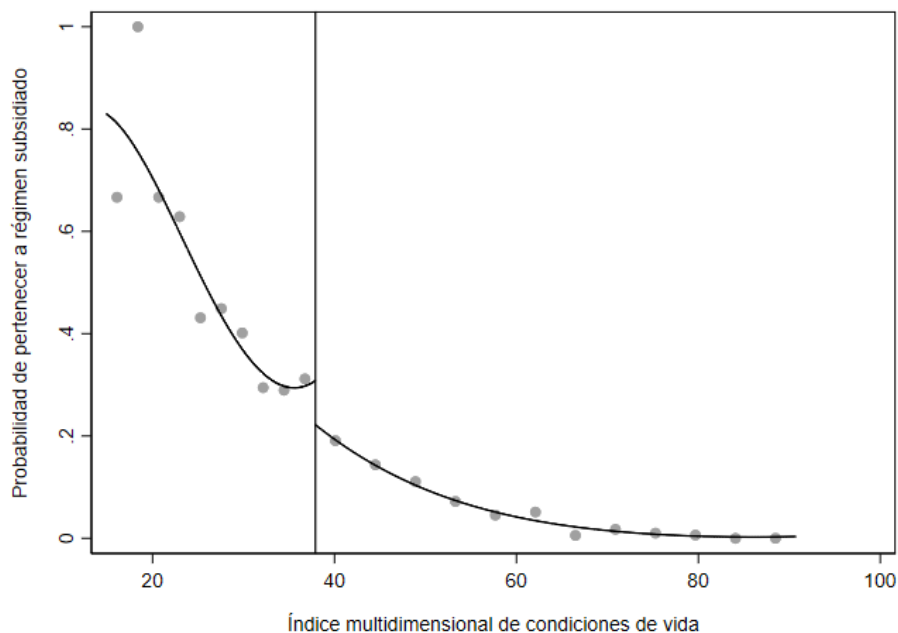
Fuente: Cálculo de los autores

Por otro lado, se realiza una estimación no paramétrica, la gráfica 3 evidencia que existe una discontinuidad donde la probabilidad de pertenecer al régimen subsidiado es más alta para los niveles más bajos al corte y donde es menor la probabilidad de participación de esta población en el mercado laboral formal. Es importante mencionar que esta regresión también se realiza con error estándar tipo clúster con el objetivo de aislar los efectos de los grupos que se pueden dar al interior del Índice Multidimensional de Condiciones de Vida. La ecuación propuesta, se describe a continuación:

$$\gamma_i = \alpha + m(\text{IMCV}) + \beta_1 D_i + \beta_2 X_i + \mu_i \quad (14)$$

En el que γ_i :probabilidad de ser formal, D_i : es una dummy que representa el tratamiento (ser elegible al RSS); m : función continua en IMCV; X_i : variables de control (Mujer; Edad; Soltero; Nivel de Estudios; Ingreso Vivienda; Número de miembros del hogar)

Gráfica 3: Resultados regresión discontinua no paramétrica.



Fuente: Cálculo de los autores

Considerado lo anterior y a partir de las especificaciones descritas en la metodología, a continuación, se presenta la comparación de los resultados de la regresión paramétrica con los resultados de la regresión no paramétrica (Tabla 5).

Tabla 5: Efecto sobre la probabilidad de pertenecer al régimen subsidiado

	Paramétrico OLS	No paramétrico convencional	No paramétrico Corrección sesgo
Coefficiente	-0,152	-0,111	-0,118
Error estándar	(0,019) ***	(0,043) ***	(0,05) **
Observaciones	4160	2293	3168

Fuente: Cálculo de los autores

La tabla 4 indica que la probabilidad de pertenecer al RSS para los individuos que están a la derecha del corte es menor, en comparación al grupo de tratados. Es decir, los individuos cercanos al corte, que están ubicados a la izquierda, deciden dejar de trabajar en el sector formal para continuar afiliado en el RSS, en comparación con los que están a la derecha del corte. Existe evidencia de que hay un impacto del RSS sobre el mercado laboral informal.

Tanto todos los modelos estimados son significativos, la diferencia principal entre el resultado del modelo paramétrico con convencional del modelo no paramétrico con corrección de sesgo, es que este último, permite obtener estimadores con mejores propiedades asintóticas, mediante la estimación de una varianza asintótica y proporcionan una alternativa "robusta" (a la elección de anchos de banda) en comparación con los intervalos de dependencia convencionales. (Calonico, Cattaneo, & Titiunik, 2012)

Así mismo y dado que el corte elegido esta muy a la izquierda de los valores más altos del índice, se propone utilizar un ancho de banda diferente al lado y lado del corte que garantice suficientes observaciones de personas similares entre sí. Considerado esto, se utilizó un kernel de Epanechnikov. Para el corte elegido (37,9) el número de observaciones dentro del ancho de banda está concentrado al lado derecho (Tabla 6).

Tabla 6. Ancho de banda óptimo

Covariate-adjusted sharp RD estimates using local polynomial regression.			
Cutoff c = 37.9	Left of c	Right of c	
Number of obs	985	3175	Number of obs = 4160
Eff. Number of obs	547	1746	BW type = msetwo
Order est. (p)	1	1	Kernel = Epanechnikov
Order bias (q)	2	2	VCE method = Cluster
BW est. (h)	5.616	16.054	
BW bias (b)	9.819	27.559	
rho (h/b)	0.572	0.583	
Number of clusters	793	2357	

Fuente: Cálculo de los autores

Adicionalmente, la Tabla 7, presenta los balanceos tanto para la regresión no paramétrica convencional como para la regresión con corrección de sesgo, de la cual se puede concluir que no existe hay diferencias estadísticamente significativas entre el grupo tratado y control en el punto de corte seleccionado.

Tabla 7. Balanceo de covariables

Variable	Convencional	Corrección de sesgo
Género	0,002 (0,05)	0,004 (0,058)
Edad	1,926 (1,379)	2,120 (1,588)
Estado civil (Dummy soltero)	-0,020 (0,045)	-0,029 (0,053)
Nivel de estudios	-0,260 (0,163)	-0,288 (0,189)
Ingreso del hogar	9.019,0 (19829,6)	20.881,2 (23280,1)
Tamaño del hogar	0,225 (0,15)	0,239 (0,172)

Fuente: Cálculo de los autores

Dado que la base de datos no permite saber con certeza el punto de corte, se realizan varios cortes para el IMCV con el fin de evidenciar si en otros puntajes del IMCV se evidencia discontinuidad y los resultados son significativos, no obstante, el corte del IMCV en 37,9 es donde se evidencia claramente la discontinuidad y los resultados son robustos. Es decir, este corte es el valor mínimo a partir del cual se realizan los análisis para evidenciar la mayor discontinuidad. En el Anexo 2, se muestran los resultados de los demás cortes en los que se probó discontinuidad: 41.55, 45.58, 50.16 y 54.89.

Conclusiones:

Independiente de la definición de informalidad que se elija, la informalidad está asociada con bajas tasas de protección, bajos salarios, desigualdad, vulnerabilidad en general y a la baja productividad afectando el desempeño económico de las Naciones. Los Sistemas de Protección Social son los instrumentos de Política Pública que éstas utilizan para mitigar las vulnerabilidades de aquellos trabajadores que no logran por motivos estructurales o institucionales acceso al sector formal de la economía, sin embargo, afectan sus decisiones laborales. En Colombia se ha estimado en reiteradas ocasiones los efectos de dichos programas sociales sobre el mercado laboral. En particular, este estudio analiza el efecto de ser elegible para el RSS sobre la decisión de participar en el sector formal o informal de la economía, reconociendo que el RSS en Colombia hace parte del Sistema de Protección Social.

Es importante resaltar que, aunque la afiliación al Sistema Subsidiado de Salud no representa en sí un ingreso para las familias, tampoco requiere el pago de una contribución porcentual sobre el ingreso devengado para acceder a sus beneficios. Estos beneficios están condicionados a la

ausencia de un trabajo formal y, por tanto, ingresar a la formalidad implica un alto costo de oportunidad. No obstante, se deben tener en cuenta dos aspectos, por un lado, dada la igualación de los servicios prestados por el Régimen Subsidiado y el Régimen Contributivo, los individuos no perciben en el corto plazo los beneficios de incurrir en dicho costo. Por el otro lado, aunque la salud es un servicio de vital importancia para el bienestar del individuo, la formalidad implica costos adicionales para el subsistema pensión, incrementando aún más el costo de la formalidad en el presente. Es decir, las políticas asistencialistas incrementan el costo de oportunidad de la formalidad (especialmente para los trabajadores de bajos ingresos para quien van dirigidas estas políticas) y, por tanto, reducen las probabilidades que éstos decidan ingresar o permanecer en el sector formal.

Utilizando la metodología cuasi experimental con un diseño de regresión discontinua nítida, con los datos de la Encuesta de Calidad de Vida de Medellín 2017, y el puntaje en el IMCV como proxy al puntaje del Sisbén, se rectifica lo que se ha encontrado en la literatura y es que el ser beneficiario o tener la posibilidad de acceder a el RSS reduce la probabilidad de pertenecer al sector formal para aquellos individuos cercanos al puntaje que los hace elegibles.

Los subsidios, constituyen un instrumento importante de la Política Social colombiana, sin embargo, teniendo en cuenta la fuerte presión fiscal en las finanzas debido al choque de los menores precios del petróleo en los años de 2013 al 2016, además, de la necesidad de cumplimiento de la regla fiscal es recomendable asegurar que dichas ayudas lleguen a quienes realmente las necesitan y reevaluar los mecanismos de asignación de los recursos que acrecientan los costos de oportunidad de trabajar en el sector formal.

Finalmente, dados los resultados encontrados se recomienda reevaluar los mecanismos de asignación de los recursos y de acceso a los programas sociales, en especial el Régimen Subsidiado de Salud, con el fin de no crear barreras a la formalidad, esto atado a políticas que incentiven la población vulnerable para quienes van dirigidos estos programas a ingresar al mercado laboral formal.

Anexo 1: Balanceo Modelo OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	Mujer	Edad	Soltero	Nivel Estudios	Ingreso Vivienda	Número Miembros
D	0.032 (0.023)	1.190* (0.634)	0.002 (0.020)	-0.373*** (0.074)	-284,511.572*** (23,194.762)	-0.088 (0.076)
IMCV	-0.002*** (0.001)	0.084*** (0.017)	-0.000 (0.001)	0.102*** (0.002)	25,227.174*** (1,252.319)	-0.022*** (0.002)
Constante	0.411*** (0.025)	40.853*** (0.696)	0.261*** (0.022)	-0.886*** (0.081)	-670,838.022*** (40,678.341)	4.517*** (0.083)
Número de observaciones	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160
R-squared	0.003	0.016	0.000	0.437	0.251	0.054

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Anexo 2: Resultado para corte del IMCV en A. 41.55 (25%), B. 45.58 (50%), C. 50.16 (75%) y D. 54.89

A. Corte en 41.55

Modelo OLS

VARIABLES	(1) Modelo OLS
D	-0.098*** (0.017)
IMCV	-0.006*** (0.001)
Mujer	0.045*** (0.013)
Edad	0.003*** (0.000)
Soltero	0.037*** (0.014)
Nivel Estudios	-0.005* (0.003)
Ingreso Vivienda	0.000*** (0.000)
Número Miembros	-0.002 (0.004)
Constante	0.389*** (0.032)
Número de observaciones	4,160

R-squared 0.141
 Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Balanceo OLS

VARIABLES	(1) Mujer	(2) Edad	(3) Soltero	(4) Nivel Estudios	(5) Ingreso Vivienda	(6) Número Miembros
D	0.033 (0.023)	-0.025 (0.621)	0.027 (0.020)	-0.270*** (0.076)	-288,141.043*** (26,236.867)	-0.006 (0.072)
IMCV	-0.002*** (0.001)	0.106*** (0.019)	-0.001 (0.001)	0.101*** (0.002)	26,669.346*** (1,405.521)	-0.024*** (0.002)
Constante	0.423*** (0.026)	40.677*** (0.743)	0.274*** (0.024)	-0.965*** (0.088)	-771,647.224*** (48,820.993)	4.526*** (0.087)
Número de observaciones	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160
R-squared	0.003	0.015	0.001	0.436	0.252	0.054

Robust standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

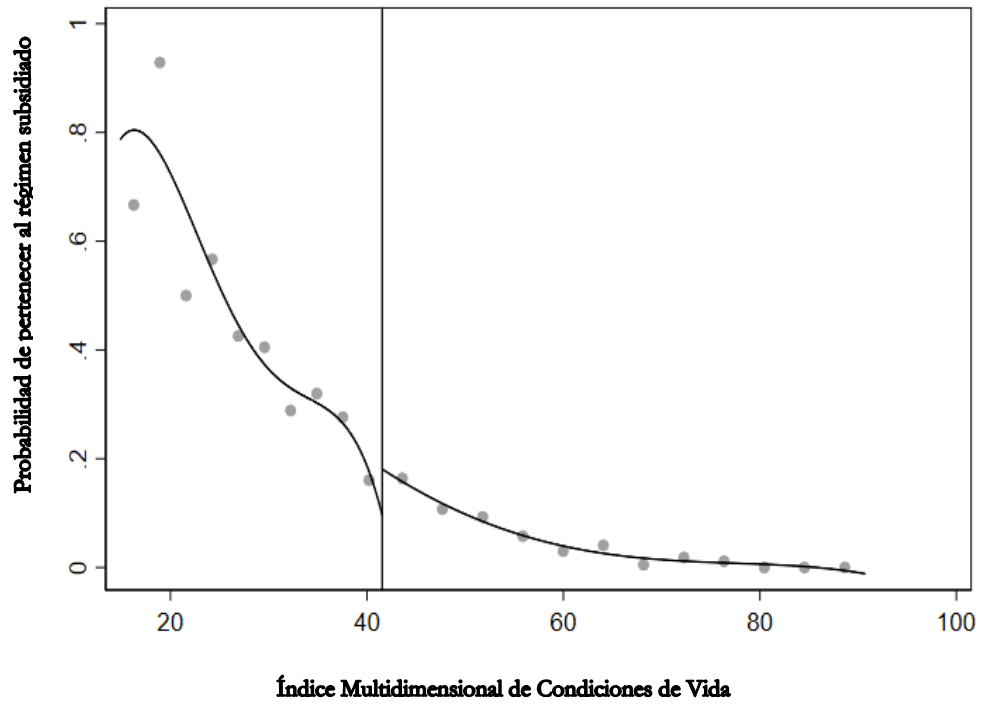
Comparación resultados Modelo paramétrico y No paramétrico

	Paramétrico	No paramétrico convencional	No paramétrico Corrección sesgo
Coefficiente	-0,0980	0,0550	0,0620
Error estándar	(0,017)***	(0,036)	(0,042)
Observaciones	4160	2111	2891

Balanceo de covariables, modelo no Paramétrico

Variable	Convencional	Corrección de sesgo
Género	0,041 (0,049)	0,060 (0,057)
Edad	-0,841 (1,318)	-0,618 (1,553)
Estado civil (Dummy soltero)	0,037 (0,042)	0,044 (0,049)
Nivel de estudios	-0,012 (0,173)	-0,024 (0,203)
Ingreso del hogar	50.846,3 (23921,8)**	68.293,8 (28377,1)**
Tamaño del hogar	-0,158 (0,163)	-0,246 (0,192)

Gráfica de discontinuidad



B. Corte en 45.58

Modelo OLS

VARIABLES	(1) Modelo OLS
D	-0.061*** (0.017)
IMCV	-0.007*** (0.001)
Mujer	0.044*** (0.013)
Edad	0.002*** (0.000)
Soltero	0.038*** (0.014)
Nivel Estudios	-0.005 (0.003)
Ingreso Vivienda	0.000*** (0.000)
Número Miembros	-0.002 (0.004)
Constante	0.395*** (0.034)

Número de observaciones 4,160
R-squared 0.136

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Balanceo OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	Mujer	Edad	Soltero	Nivel Estudios	Ingreso Vivienda	Número Miembros
D	0.051** (0.024)	-0.636 (0.653)	0.083*** (0.022)	-0.163* (0.084)	-291,090.873*** (30,075.038)	-0.017 (0.076)
IMCV	-0.003*** (0.001)	0.122*** (0.021)	-0.002*** (0.001)	0.099*** (0.003)	27,630.845*** (1,541.179)	-0.023*** (0.002)
Constante	0.446*** (0.030)	40.209*** (0.840)	0.323*** (0.028)	-0.957*** (0.100)	-851,309.102*** (56,860.311)	4.516*** (0.100)
Número de Observaciones	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160
R-squared	0.004	0.016	0.003	0.435	0.250	0.054

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

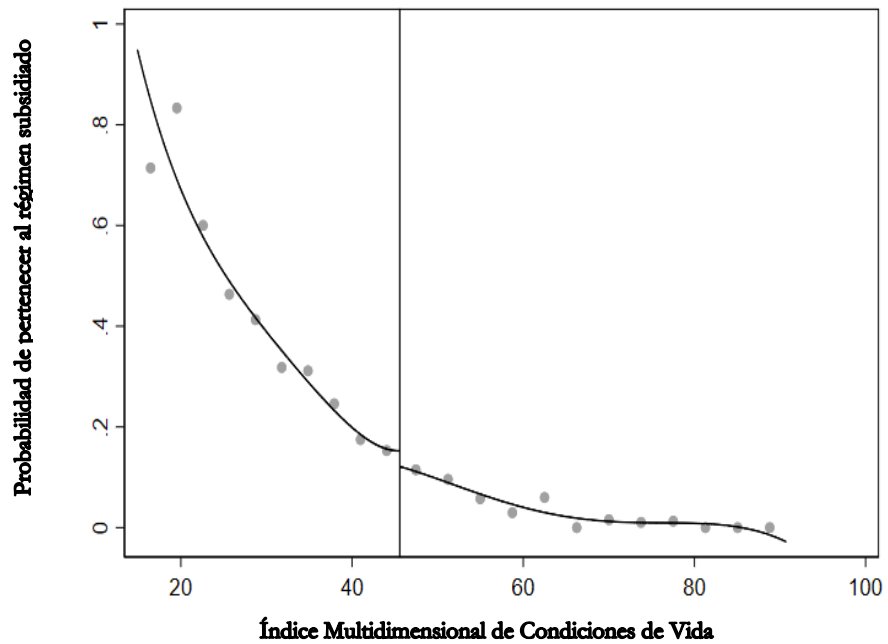
Comparación resultados Modelo paramétrico y No paramétrico

	Paramétrico	No paramétrico convencional	No paramétrico Corrección sesgo
Coefficiente	-0,0610	-0,0580	-0,0670
Error estándar	(0,017) ***	(0,04)	(0,046)
Observaciones	4160	1638	2400

Balaceo de covariables, modelo no Paramétrico

Variable	Convencional	Corrección de sesgo
Género	0,078 (0,052)	0,081 (0,06)
Edad	-1,324 (1,449)	-1,533 (1,67)
Estado civil (Dummy soltero)	0,107 (0,046)**	0,108 (0,054)**
Nivel de estudios	-0,069 (0,175)	-0,069 (0,202)
Ingreso del hogar	-68.013,2 (42359,1)	-69.702,7 (47915)
Tamaño del hogar	-0,255 (0,16)	-0,314 (0,185)*

Gráfica de discontinuidad



C. Corte en 50.16

Modelo OLS

VARIABLES	(1) Modelo OLS
D	0.013 (0.017)
IMCV	-0.009*** (0.001)
Mujer	0.044*** (0.013)
Edad	0.002*** (0.000)
Soltero	0.036** (0.014)
Nivel Estudios	-0.005 (0.003)
Ingreso Vivienda	0.000*** (0.000)
Número Miembros	-0.002 (0.004)
Constante	0.460*** (0.038)
Número de observaciones	4,160
R-squared	0.133

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Balanceo OLS

VARIABLES	(1) Mujer	(2) Edad	(3) Soltero	(4) Nivel Estudios	(5) Ingreso Vivienda	(6) Número Miembros
D	0.044* (0.026)	0.181 (0.713)	0.045* (0.024)	-0.027 (0.095)	-186,907.290*** (32,681.890)	0.095 (0.084)
IMCV	-0.003*** (0.001)	0.101*** (0.023)	-0.001* (0.001)	0.096*** (0.003)	25,097.785*** (1,569.945)	-0.026*** (0.003)
Constante	0.447*** (0.034)	40.853*** (0.950)	0.302*** (0.031)	-0.858*** (0.113)	-801,118.640*** (60,818.557)	4.615*** (0.116)
Número de observaciones	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160
R-squared	0.003	0.015	0.001	0.434	0.237	0.054

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

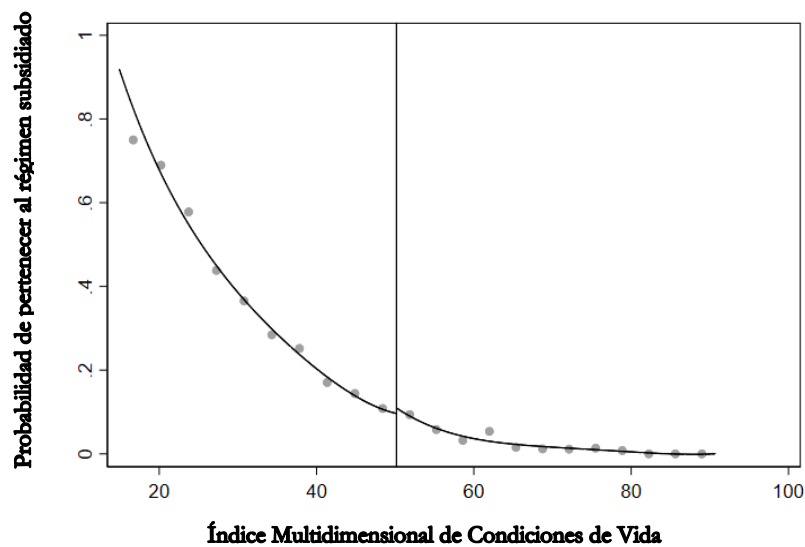
Comparación resultados Modelo paramétrico y No paramétrico

	Paramétrico	No paramétrico convencional	No paramétrico Corrección sesgo
Coefficiente	0,0130	0,0140	0,0190
Error estándar	(0,017)	(0,031)	(0,036)
Observaciones	4160	1649	2538

Balaceo de covariables, modelo no Paramétrico

Variable	Convencional	Corrección de sesgo
Género	0,007 (0,05)	0,000 (0,058)
Edad	1,136 (1,331)	1,027 (1,548)
Estado civil (Dummy soltero)	-0,069 (0,048)	-0,084 (0,056)
Nivel de estudios	0,016 (0,181)	-0,001 (0,21)
Ingreso del hogar	18.719,1 (45814,2)	22.914,1 (52439,5)
Tamaño del hogar	0,097 (0,17)	0,090 (0,199)

Gráfica de discontinuidad



D. Corte en 54.89

Modelo OLS

VARIABLES	(1) Modelo OLS
D	0.097*** (0.018)
IMCV	-0.011*** (0.001)
Mujer	0.045*** (0.013)
Edad	0.002*** (0.000)
Soltero	0.035** (0.014)
Nivel Estudios	-0.005 (0.003)
Ingreso Vivienda	0.000*** (0.000)
Número Miembros	-0.002 (0.004)
Constante	0.539*** (0.040)
Número de Observaciones	4,160
R-squared	0.138

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Balanceo OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	Mujer	Edad	Soltero	Nivel Estudios	Ingreso Vivienda	Número Miembros
D	-0.010 (0.029)	-0.588 (0.769)	0.026 (0.027)	0.233** (0.107)	33,966.923 (31,947.394)	0.028 (0.092)
IMCV	-0.001 (0.001)	0.121*** (0.024)	-0.001 (0.001)	0.089*** (0.003)	19,207.729*** (1,362.071)	-0.024*** (0.003)
Constante	0.397*** (0.037)	40.129*** (1.021)	0.286*** (0.033)	-0.612*** (0.122)	-599,393.408*** (55,089.495)	4.556*** (0.129)
Número de Observaciones	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160	4,160
R-squared	0.003	0.016	0.000	0.435	0.231	0.054

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

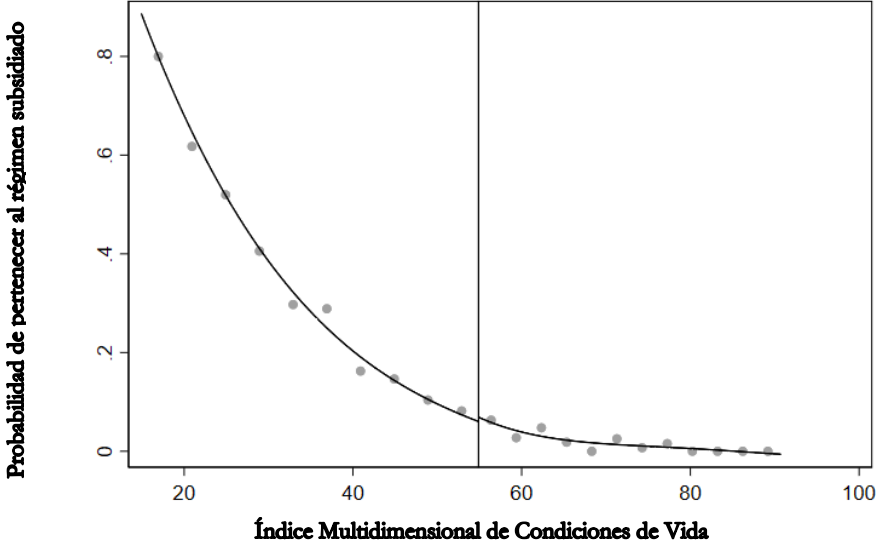
Comparación resultados Modelo paramétrico y No paramétrico

	Paramétrico	No paramétrico convencional	No paramétrico Corrección sesgo
Coefficiente	0,097	0,012	0,014
Error estándar	(0,018)***	(0,024)	(0,029)
Observaciones	4160	1713	3016

Balanceo de covariables, modelo no Paramétrico

Variable	Convencional	Corrección de sesgo
Género	-0,055 (0,05)	-0,070 (0,058)
Edad	-1,130 (1,286)	-1,443 (1,495)
Estado civil (Dummy soltero)	-0,040 (0,045)	-0,040 (0,052)
Nivel de estudios	0,385 (0,186)**	0,446 (0,216)**
Ingreso del hogar	89.117,9 (42244,8)**	110.751,6 (49055,7)**
Tamaño del hogar	-0,004 (0,155)	0,033 (0,181)

Gráfica de discontinuidad



Referencias

- ANIF. (2015). *COSTOS NO SALARIALES EN COLOMBIA POS-LEY 1607 DE 2012*. Bogotá D.C. Obtenido de http://www.anif.co/sites/default/files/investigaciones/libro_laboral_1.pdf
- Barros, R. (Noviembre de 2008). *Wealthier But Not Much Healthier: Effects of a Health Insurance Program for the Poor in Mexico*. Obtenido de Stanford University: <http://www-siepr.stanford.edu/repec/sip/09-002.pdf>
- Bernal, R. (2009). The Informal Labor Market in Colombia: Identification and Characterization. *Revista Desarrollo y Sociedad*(63), 145-208. .
- Bohórquez-Peñuela, C. (14 de Febrero de 2018). *Banco de la República. Investigaciones Económicas*. Obtenido de Subsidized Health Care and Food Insecurity: Evidence from Colombia: <http://investiga.banrep.gov.co/es/content/seminario-512-subsidized-health-care-and-food-insecurity-evidence-colombia>
- Calonico, S., Cattaneo, M., & Titiunik, R. (junio de 22 de 2012). *Robust Nonparametric Bias-Corrected Inference in the Regression Discontinuity Design*. Obtenido de <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.362.5471&rep=rep1&type=pdf>
- Camacho, A., Conover, E., & Hoyos, A. (Agosto de 2013). Effects of Colombia's Social Protection System on workers' choice between formal and informal Employment. *Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico*. Obtenido de <http://documents.worldbank.org/curated/en/930341468262129615/pdf/WPS6564.pdf>
- Cárdenas, M., & Mejía, C. (2007). Informalidad en Colombia: nueva evidencia. *Working Papers Series - Documentos de Trabajo. FEDESARROLLO*(35). Obtenido de https://www.repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/805/WP_2007_No_35.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Consejo Privado de Competitividad. (Octubre de 2017). *Informalidad. Una nueva visión para Colombia*. Obtenido de Consejo Privado de Competitividad: <https://compite.com.co/proyecto/informalidad-una-nueva-vision-para-colombia/>
- DANE. (2009). *Metodología informalidad Gran Encuesta Integrada de Hogares - GEIH*. Bogotá: Departamento Administrativo Nacional de Estadística.
- DANE. (septiembre de 2018). *Medición de empleo informal y seguridad social*. Obtenido de Boletín técnico - Gran Encuesta Integrada de Hogares 2018: https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ech/ech_informalidad/bol_ech_informalidad_jul18_sep18.pdf

- Departamento Administrativo de Planeación. (18 de Enero de 2017). Costo Eficiencia: Índice Multidimensional de Condiciones de Vida, 2017. *DAP Subdirección de Información*. Medellín.
- Departamento Nacional de Planeación. (Agosto de 2008). *Diseño del índice SISBEN en su tercera versión* *SISBEN* *III*. Obtenido de https://www.sisben.gov.co/Documents/Resumen%20ejecutivo/Resumen_ejecutivo_SisbenIII.pdf
- DNP, D. (20 de 10 de 2018). *SISBÉN*. Obtenido de Que es el SISBÉN: <https://www.sisben.gov.co/sisben/Paginas/Que-es.aspx>
- Farné, S. (2015). *Políticas de formalización para un desarrollo inclusivo*. Obtenido de Macroeconomía y empleo en Colombia, OIT: https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/-americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_645159.pdf
- Farné, S., Rodríguez, D., & Ríos, P. (2016). *Impacto de los subsidios estatales sobre el mercado laboral en Colombia*. Obtenido de Observatorio del Mercado del Trabajo y la Seguridad Social: https://www.uexternado.edu.co/wp-content/uploads/2017/01/CUADERNO_17-2.pdf
- Fasecolda. (Octubre de 2014). *Análisis del mercado laboral en Colombia Una nueva cara de la formalidad*. Obtenido de Fasecolda: <http://www.fasecolda.com/files/2514/6584/7919/BinderMercado-Laboral.pdf>
- Gaviria, A., Medina, C., & Mejía, C. (Enero de 2006). *Evaluating the impact of health care reform in Colombia: From theory to practice*. Obtenido de DOCUMENTO CEDE: https://economia.uniandes.edu.co/components/com_booklibrary/ebooks/d2006-06.pdf
- Guerrero, R. (junio de 2006). El Concepto de la Protección Social. *Cudernos de Protección Social*(3). Obtenido de <https://www.minsalud.gov.co/Documentos%20y%20Publicaciones/CUADERNOS%20DE%20PROTECC%3%93N%20SOCIAL%203.pdf>
- Hamann, F., & Mejía, L. F. (2011). Formalizando la informalidad empresarial en Colombia. *Borradores de Economía*(676). Obtenido de <http://www.banrep.gov.co/es/node/25547>
- Hart, K. (marzo de 1973). Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana. *The Journal of Modern African Studies*, 11(1).
- Khandker, S., Koolwal, G., & Samad, H. (2009). *Handbook on Impact Evaluation. Quantitative Methods and Practices*. doi:10.1596/978-0-8213-8028-4
- Levy, S. (2008). *Good intentions, Bad Outcomes: Social Policy, informality, and Economic Growth in Mexico*. Brookings Institution Press.

- Mejía, P. (2010). *Informalidad y Asistencialismo: El caso del sistema de salud colombiano*. Obtenido de Banco de la República - Seminarios: http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/eventos/archivos/Seminario36_0.pdf
- Ministerio de la Protección Social. (2010). *Concepto de la Protección Social*. Recuperado el 2019, de Ministerio de Salud y Protección Social: <https://www.minsalud.gov.co/Documentos%20y%20Publicaciones/CONCEPTO%20DE%20%20LA%20PROTECCI%C3%93N%20SOCIAL.pdf>
- Ministerio de Salud y Protección Social. (junio de 2016). *Fuentes de Financiación y Usos de los Recursos del Sistema General de Seguridad Social en Salud –SGSSS*. Obtenido de Dirección de Financiamiento Sectorial - Ministerio de Salud y Protección Social: <https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/VP/FS/fuentes-y-usos-de-recursos-del-sgsss.pdf>
- Mondragón, C., Peña, X., & Wills, D. (Febrero de 2017). Labor Market Rigidities and Informality in Colombia. *Documentos CEDE(7)*. Obtenido de https://economia.uniandes.edu.co/components/com_booklibrary/ebooks/dcede2010-07.pdf
- OECD. (2016). *OECD Reviews of Labour Market and Social Policies: Colombia 2016*. (OECD Publishing, Ed.) Paris. doi:<https://doi.org/10.1787/9789264244825-en>.
- OIT. (2013). *Medición de la informalidad. Manual Estadístico sobre el sector informal y el empleo informal*. Obtenido de Organización Internacional del Trabajo: https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/@publ/documents/publication/wcms_222986.pdf
- OIT. (2017). *Informe Mundial sobre la Protección Social 2017 2019 - La protección social universal para alcanzar los Objetivos de Desarrollo Sostenible*. Obtenido de Organización Mundial del trabajo: https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_624890.pdf
- OIT. (2018). *Políticas de Formalización en América Latina: Avances y Desafíos*. Lima: Organización Internacional del Trabajo. Obtenido de https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_645159.pdf
- Ospina, M., & Saavedra, F. (Agosto de 2013). *Social Assistance and Informality: Examining the link in Colombia*. Obtenido de Documentos de Trabajo Economía y Finanzas. Centro de Investigaciones Económicas y Financieras. Escuela de Economía y Finanzas. EAFIT: https://repository.eafit.edu.co/bitstream/handle/10784/1061/2013_24_Monica_Ospina.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Perry, G., Maloney, W., Arias, O., Fajnzylber, P., Mason, A., Saavedra-Chanduvi, J., & Bosch, M. (2007). *Informality : exit and exclusion*. Washington, DC: World Bank Latin American and

Caribbean studies. Obtenido de World Bank:
<http://documents.worldbank.org/curated/en/326611468163756420/Informality-exit-and-exclusion>

Rocha, R. (Julio de 2014). *Informalidad laboral cafetera: rasgos, determinantes y propuestas de política*. Obtenido de Archivos de Economía. Dirección de Estudios Económicos. Departamento Nacional de Planeación:
<https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Estudios%20Economicos/418.pdf>

The trade-offs of social assistance programs in the labor market: The case of the “Seguro Popular” program in Mexico. (Octubre de 2010). Obtenido de El Colegio de México. CEE - Centro de Estudios Económicos, Documento de Trabajo N° XII-2010:
<https://cee.colmex.mx/documentos/documentos-de-trabajo/2010/dt201012.pdf>

Weber, M., & Koettl, J. (2012). *Does Formal Work Pay? The role of labor taxation and social benefit design in the new EU Member States*. Obtenido de IZA Discussion Paper Series:
<http://ftp.iza.org/dp6313.pdf>