

Impacto de la informalidad laboral sobre el acceso a crédito formal

Francisco Fernández López*

Abstract

This paper studies the relationship between the households' decision over labor informality and formal credit. To establish if there is a relationship between these variables, the impact of labor informality on the probability of holding a formal credit is estimated using the payroll tax reform of 2012 as an instrumental variable, employing data from the Colombian Longitudinal Survey. The results indicate that the impact of being an informal worker reduces the probability of holding a formal credit by 10. The decisions over labor informality and credit informality may be explained through many channels, including the household preferences over formality and the aversion to report income to avoid the tax authorities.

Resumen

En este trabajo se estudia la relación entre las decisiones de los hogares sobre informalidad laboral y la formalidad crediticia. Para evaluar si existe un vínculo entre éstas, se estima el impacto de la informalidad laboral sobre la probabilidad de tener un crédito formal, utilizando como variable instrumental la reforma a los impuestos a la nómina de 2012. El modelo se estima usando la Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de los Andes. Los resultados indican que un trabajador informal tiene una probabilidad 10 puntos porcentuales menor de tener un crédito formal respecto a un trabajador formal. Las decisiones sobre formalidad laboral y crediticia pueden estar interconectadas por diversos canales, entre ellos, las preferencias de los hogares por la formalidad o la aversión a reportar ingresos para evitar a las autoridades tributarias.

Impacto de la informalidad laboral sobre el acceso a crédito formal
Impact of labor informality in access to formal credit

Keywords: Labor informality, Credit informality, ELCA
Palabras clave: : Informalidad laboral, Crédito informal, ELCA
Clasificación JEL: J49, J70, E51, J78

Primera versión recibida el 28 de mayo de 2018; versión final aceptada el 2 de agosto de 2018
Coyuntura Económica. Volumen XLVII, No. 1, Junio y diciembre de 2017, pp. 169-204. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia

* Asistente de investigación de Fedesarrollo. Este artículo es la tesis que presentó para el grado de la maestría en economía de la Universidad de los Andes.

I. Introducción

¿Existe una relación entre la informalidad crediticia y la informalidad laboral? De existir un vínculo entre éstas, habría importantes consecuencias para el diseño de políticas públicas, debido a que aumentaría el beneficio social de las políticas que promueven la formalización del trabajo. Este artículo presenta evidencia de que efectivamente existe una relación entre ambos tipos de informalidad. Empleando el método de variables instrumentales, los resultados indican que un trabajador informal tiene una probabilidad 10 puntos porcentuales menor de tener un crédito formal que un trabajador formal.

Uno de los grandes desafíos que han enfrentado las economías en desarrollo durante las últimas décadas es la informalidad. De acuerdo a la Organización Internacional del Trabajo (OIT), el empleo no agrícola en la economía informal representa el 51% del empleo total en Latinoamérica. Colombia es un buen representante de este malestar regional, considerando que la última tasa de informalidad laboral reportada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística

(DANE), es del 47,3%¹, muy cerca del promedio de la OIT. A pesar de una tenue tendencia hacia la formalización registrada en los últimos años², la informalidad no deja de ser un problema desproporcional en el país, considerando que una fracción importante de los trabajadores en la economía no se beneficia del acceso a servicios públicos o a tecnologías apropiadas, ni gozan de protección social (Loayza, 2016).

En las economías en desarrollo, esta inquietante realidad se da al margen de las instituciones formales. Además de la informalidad laboral, en años recientes se ha prestado atención al fenómeno del crédito informal. De acuerdo a la Encuesta de Mercado de Crédito Informal³, en el cuartil más pobre de la población tan sólo el 20% de los créditos proviene de instituciones formales, mientras que en el cuartil más alto de ingreso el porcentaje de créditos formales es del 60%. Puesto que las tasas de interés efectivas de prestamistas informales pueden alcanzar el 200% anual, y que además hay evidencia que muestra que el crédito formal tiene ventajas comparativas frente a fuentes informales de financiación (por ejemplo, los créditos formales se destinan a actividades más productivas (Cade-

¹ Para las 23 ciudades y áreas metropolitanas (DANE, 2017a).

² De acuerdo al DANE, en el trimestre de Junio-Agosto de 2011 la informalidad representaba el 52,6% de la población ocupada en las 23 ciudades y áreas metropolitanas del país, y para Enero-Marzo de 2017, la tasa de informalidad ha caído hasta el 47,3%. (DANE, 2017b).

³ (Econometría, 2007), como aparece en Marulanda, Paredes y Fajury (2010).

na 2014)), es fundamental entender por qué un hogar no puede acceder a un crédito en el sistema financiero.

Considerando que la informalidad es un fenómeno que afecta a diversos sectores de la economía, es de vital importancia entender cómo se relacionan estos sectores. Existe una amplia literatura que se ha enfocado en estudiar al sector informal desde el mercado laboral o desde las firmas informales⁴, pero hasta años recientes, no se le había dado suficiente atención al vínculo de estos tipos de informalidad con otros mercados donde la informalidad ocupa un rol importante, como el mercado crediticio. Una nueva serie de estudios ha demostrado que existe una relación entre la informalidad crediticia y la informalidad a nivel de firma (Catao, Pagés, y Rosales, 2009; Caro, Galindo, y Meléndez, 2012; Beck y Hoseini, 2014; Gandelman y Rasteletti, 2012b, 2012a), pero aún (en los restringidos conocimientos del autor de este trabajo) no se ha estudiado la relación entre la informalidad laboral y la formalidad del crédito. El presente trabajo muestra que existe un vínculo entre la informalidad laboral y la formalidad crediticia, y estima el impacto de la informalidad laboral sobre el crédito formal por medio del método de variables instrumentales, usando como instrumento la reforma a los impuestos a la nómina de la ley 1607 de 2012. Es posible que esta relación se

dé por muchos canales, entre ellos, las preferencias de los hogares respecto a la formalidad o porque los trabajadores informales prefieren usar fuentes de endeudamiento donde no tengan que reportar sus ingresos a las autoridades tributarias.

El artículo está ordenado de la siguiente forma: la sección II hace un breve recorrido por la literatura existente; en la sección III se discute la estrategia de identificación por variables instrumentales, comentando brevemente los datos disponibles, los supuestos sobre los que se apoya la identificación, y las limitaciones de los resultados; en la sección III.E se discuten los resultados de la investigación y los posibles mecanismos que los explican; por último, la sección V concluye.

II. Revisión de Literatura

A. Informalidad crediticia

Tradicionalmente, la teoría económica ha explicado las decisiones de ahorro y endeudamiento argumentando que los individuos tratan de maximizar su utilidad esperada suavizando el consumo intertemporal, acudiendo a los mercados financieros para poder distribuir su ingreso entre diferentes períodos de su vida (Friedman, 1957; Modigliani, 1966). Sin embargo, la teoría tradicional falla a la hora de explicar la presencia de los mercados de

⁴ Ver (Perry y cols, 2007; Williams y Lansky, 2013).

crédito informales en países en desarrollo, que por otro lado ha sido ampliamente acogida en la investigación empírica. Una nueva literatura ha hecho un acercamiento teórico al problema, explicando la coexistencia de ambos mercados de crédito por fricciones institucionales, de tal forma que instituciones legales débiles incrementan la prevalencia del crédito informal (fricciones en el mercado de crédito, como un menor cumplimiento de contratos, generan un mercado alternativo de crédito donde se suple la demanda de crédito a unas tasas más altas). Un resultado interesante que se desprende de estos recientes modelos teóricos, apoyándose en encuentros empíricos entre diferentes países, es que, el crédito informal podría ser tanto un bien complementario como un bien sustituto del crédito formal (Madestam, 2014).

La existencia de mercados de crédito informales ha recibido una creciente atención en los últimos años, motivada por una abundante literatura empírica sobre sus determinantes (véase, por ejemplo, Irégui, Melo, Ramírez, y Tribín (2016); Xue (2016); Barslund y Tarp (2008); Mohieldin y Wright (2000); Benvenuti, Casolaro, y Ciani, 2015; Zanin, 2017). Esta literatura ha dado lugar a un debate constante sobre la definición de la informalidad del crédito, dada su naturaleza altamente heterogénea (Srinivas, 1996). Dado que, no hay un consenso único sobre la frontera entre ambos sectores de crédito, generalmente las definiciones de crédito formal o informal dependen de la disponibilidad de los datos. Algunos trabajos han resaltado

que, más que diferencia entre ambos sectores, la formalidad podría pensarse como un continuo antes que como una división neta. En un extremo encontramos oferentes de crédito completamente formales, como bancos e instituciones financieras altamente especializadas, y por el otro, oferentes cada vez más informales, desde amigos y vecinos hasta prestamistas por fuera del sistema de crédito (Karlan y Zinman, 2010).

Las estimaciones econométricas varían sustancialmente, pero por lo general, se trabaja sobre modelos de probabilidad estimados por máxima verosimilitud (en especial, modelos probit y logit), que buscan determinar la probabilidad de que un hogar tenga o no un crédito formal (Irégui y cols., 2016; Benvenuti, Casolaro, y Ciani, 2015; Zanin, 2017). En la estimación econométrica, una preocupación constante de los modelos de crédito es el sesgo de selección (Biyase y Fisher, 2017; Quoc, 2012), que se suele corregir empleando el modelo de selección de Heckman (1977).

B. Informalidad laboral

La literatura económica ha enfatizado la gran heterogeneidad que caracteriza a la informalidad laboral, tanto entre diferentes países como dentro de un mismo país. Esta heterogeneidad está caracterizada no sólo por la magnitud de la informalidad, sino por las razones por las cuales un trabajador puede ser informal. Por ejemplo, es muy diferente un trabajador que toma la decisión

de ser informal por medio de un análisis de costo-beneficio de un trabajador al que no le queda opción más que trabajar en el sector informal (Perry y cols., 2007; Fernández y Villar, 2016b). Dado lo heterogéneos que son los trabajadores informales, no es ninguna sorpresa que en la literatura sobre la informalidad laboral se encuentre una inquietud constante sobre cómo definir la informalidad, entre una multiplicidad de definiciones posibles. Al establecer qué es la informalidad, se trata de usar una definición que abarque los problemas generalmente asociados con ésta, tales como no respetar las dimensiones normativas del empleo o no tener acceso a buenas condiciones laborales (Bernal, 2009; Williams y Lansky, 2013).

En general, en la literatura se encuentran tres perspectivas que tratan de explicar las monumentales dimensiones de la informalidad en países en desarrollo. La primera perspectiva resalta la importancia de las instituciones y de las preferencias a la hora de cumplir con la regulación estatal. Así, la percepción sobre la legitimidad del estado determina en alguna medida la voluntad para acatar la regulación vigente, y a su vez, cuando un cuerpo colectivo deja de cumplir con esta regulación, disminuyen las sanciones (sociales y monetarias) de no respetar la regulación (Perry y cols, 2007). La segunda perspectiva resalta un análisis de costo-beneficio de un agente, que considera los costos de evadir la regulación vigente frente a los beneficios de mantener sus ingresos al margen de ésta. Esta perspectiva domina en los estudios que

evalúan la relación entre informalidad laboral y los subsidios estatales, donde individuos cambian sus decisiones laborales hacia el sector informal para poder ser beneficiarios de programas estatales (Farné, Rodríguez, y Ríos, 2016; Levy, 2009). La última perspectiva explica las dimensiones de la informalidad laboral argumentando imperfecciones y barreras a la entrada al mercado formal de trabajo, como por ejemplo, los impuestos a la nómina. Los impuestos a la nómina funcionarían como una imperfección en el mercado de trabajo formal, que desincentiva la contratación de trabajadores formales y aumentaría la probabilidad de ser contratado informalmente. Así, si se reducen los impuestos a la nómina, debería seguir un aumento en la probabilidad de ser un trabajador formal. Es claro que estas perspectivas sobre la informalidad no son excluyentes, debido a la alta heterogeneidad dentro de los trabajadores informales. Es plausible que una combinación de ambas explicaciones sea en realidad lo que explica la informalidad laboral.

Una serie de estudios para países en desarrollo, ha tratado de determinar si variaciones sobre los impuestos a la nómina tienen un efecto sobre la probabilidad de ser contratado formalmente (Betcherman y Pagés, 2007; Slonimczyk, 2011). En el caso colombiano, múltiples trabajos han estudiado la reforma tributaria de 2012, que redujo los impuestos a la nómina de 29,5% al 16% para trabajadores que ganaban menos de 10 salarios mínimos (Fernández y Villar, 2016a; Antón, 2014; Kugler, Kugler, y Prada, 2017). En particular, se

exoneró a estos trabajadores de realizar la contribución del 3% al ICBF, del 2% al SENA y del 8,5% a salud. El impacto de la reforma sobre la informalidad se ha estimado usando múltiples enfoques, desde modelos de equilibrio general hasta métodos de evaluación de impacto. En general, todos los trabajos concluyen que la reforma a los impuestos a la nómina tuvo un impacto positivo sobre la formalización del trabajo. Se estima que a la reforma se le puede atribuir un aumento entre 2,0 puntos porcentuales y 3,7 puntos porcentuales sobre el nivel empleo formal, y entre 6,9 y 17,1 puntos porcentuales sobre la probabilidad de ser formal. En general, el estimador se calcula por medio de un modelo de diferencias en diferencias, donde se considera al grupo de tratados como los individuos afectados por la reforma y como grupo de control a los individuos que no fueron beneficiados por ésta.

III. Estrategia de identificación

A. Análisis de datos

Los datos panel de la Encuesta Longitudinal de Hogares de la Universidad de los Andes (ELCA) son una herramienta ideal para estudiar la relación entre informalidad laboral y la informalidad crediticia, ya que contienen información detallada de estas variables para los hogares colombianos.

Al momento de escribirse este trabajo, la encuesta estaba disponible para los años 2010, 2013 y 2016. A nivel urbano, la ELCA es representativa del total nacional para las poblaciones que se encuentran en las zonas geográficas de Bogotá, la zona Central, la Oriental, la Atlántica y la Pacífica, para los estratos 1 a 4 de la población nacional. La ELCA incluye preguntas detalladas sobre las decisiones de crédito que toman los hogares, que nos permiten determinar si un hogar tiene o no un crédito, y la institución específica con quien decidió tomarlo. La forma en que se definieron las variables usando la ELCA puede encontrarse el apéndice.

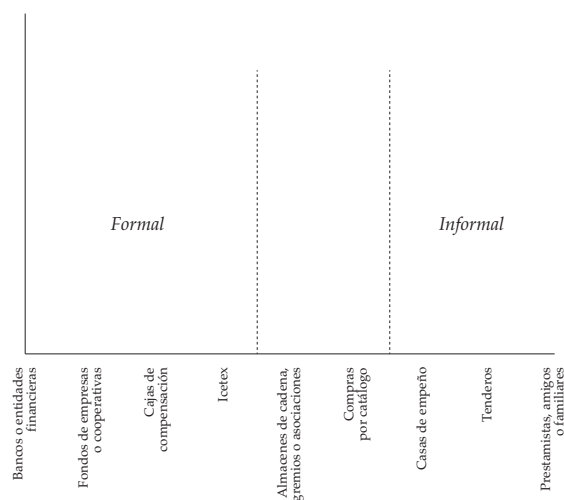
1. Variables

Teniendo en cuenta que la forma en que se define la informalidad (tanto laboral como crediticia) es importante, hay que ser cuidadoso con las definiciones empleadas. Para el crédito informal, se aprovechará que la ELCA contiene una descripción detallada en donde se pregunta al hogar, en caso de tener un crédito, con qué institución lo tiene. Siguiendo la idea de Srinivas (1996), estas instituciones se situaron en un "continuo" de la formalidad del crédito, ilustrado en el Gráfico 1⁵. Estas entidades se ubicaron entendiendo formalidad crediticia como un conjunto de características asociadas a la vigilancia, regulación y control sobre el riesgo que pueden asumir, teniendo en

⁵ Los gráficos aquí presentados fueron producidas usando los esquemas para Stata de Bischof (2017).

cuenta la normatividad vigente de la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC). Así, al lado izquierdo del continuo podemos encontrar entidades activamente vigiladas por la SFC; en la región intermedia podemos encontrar instituciones para las que existe una regulación pero no están activamente vigiladas por la SFC, y en la región derecha podemos encontrar instituciones para las que ni existe una regulación establecida ni están siendo vigiladas por la SFC⁶.

Gráfico 1
CONTINUO DE FORMALIDAD DEL CRÉDITO
(ELCA)



Fuente: ELCA.

En un extremo encontramos la definición más fuerte de formalidad (donde se incluyen sólo instituciones financieras y bancos) y en el otro extremo se encuentra la definición más informal (donde se encuentran amigos y familiares). Con base en la definición de Irégui y cols. (2016), se define la variable de crédito formal como una dummy que toma el valor de 1 si el hogar tiene al menos un crédito en el mercado crediticio formal. Para la estimación de los modelos de la sección IV, se utiliza siempre la definición más extrema de formalidad, considerando como formales únicamente a los bancos y a las instituciones financieras, pero como un ejercicio de robustez se verificará el comportamiento del estimador a lo largo del continuo.

Por otro lado, con la ELCA pueden construirse con facilidad dos definiciones de informalidad laboral usualmente empleadas en la literatura: la informalidad medida como contribución a salud y pensiones y la informalidad medida de acuerdo a los criterios del DANE⁷. Siguiendo los resultados de Bernal (2009), la primera es una medida directamente relacionada con el trabajo no reportado y por fuera del marco regulatorio vigente, y fuertemente correlacionada con la informalidad entendida

⁶ Superintendencia Financiera de Colombia, decreto 4709 de Diciembre de 2005; Superintendencia financiera de Colombia, concepto 2007053632-002 de Septiembre 27 de 2007; Superintendencia Financiera de Colombia, Circular Básica Jurídica (CE 029 de 2014); Ministerio de Protección Social, Artículos 152 y 153 del Código Laboral; Decreto 4709 de Diciembre 26 de 2009, Presidencia de la República; Ley 1002 de Diciembre 30 de 2005; Ley 1012 de Enero 23 de 2005; Superintendencia Financiera de Colombia, Estatuto Orgánico del Sistema Financiero, artículos 33, 34, 35, 176 y 177 de septiembre de 2016.

⁷ Una información más detallada de la definición de las variables aquí mencionadas puede encontrarse en el apéndice, sección VII.A.

como carencia de los beneficios del trabajo formal, por lo que se usará esta variable para la mayoría de los resultados presentados en la sección IV. De todas formas, se usarán ambas medidas para verificar la robustez de los resultados.

2. Variables de control

En esta sección se describen las variables de control que se usan para estimar la probabilidad condicional de que un hogar tenga un crédito formal dado que tiene un crédito.

Crédito informal. Los créditos informales pueden ser bienes sustitutos o complementarios del crédito formal, como se indica en la revisión de literatura. Por lo anterior, en la mayoría de los trabajos empíricos se incluye como una variable dependiente a la hora de estimar la probabilidad condicional de obtener un crédito formal (Zanin, 2017; Benvenuti y cols., 2015).

Salario. El puntaje crediticio de un hogar está íntimamente relacionado con los ingresos laborales, ya que las decisiones de endeudamiento dependen en gran medida de qué tan rico es el hogar, y seguramente, de qué tanto gana el jefe de hogar (que está íntimamente ligado a la probabilidad de pagar el crédito). Se deflactan los ingresos laborales usando el IPC. Además, debido a que los grupos de tratados y no tratados se definen en gran medida usando el salario, es importante controlar por esta variable para determinar que el impacto

de la reforma no esté determinado por pertenecer a un grupo con determinado nivel salarial. Además, el ingreso es uno de los determinantes del acceso a crédito formal, y es importante considerarlo en el modelo. La variable se transforma usando logaritmos.

Retraso en pagos. La posibilidad de tener un crédito formal de un hogar puede depender en gran medida de la relación de este hogar respecto al sistema de crédito formal. Es importante considerar que si un hogar tiene un retraso en pagos en el sistema de crédito es menos factible que adquiera un crédito formal, debido a que puede estar reportado en centrales de riesgo.

Variables socio-económicas. Entre las variables de control socio-económicas, se incluyen: la edad, la edad al cuadrado, la tenencia de vivienda y el estado civil del jefe de hogar. Es de esperar que la probabilidad de tener un crédito formal aumente con la edad, y aumente también para hogares donde el jefe de hogar está casado, y por ende tiene mayor estabilidad, mientras que para hogares divorciados disminuye, como consecuencia del empobrecimiento y de la incertidumbre económica (Irégui y cols. 2016; Zanin, 2017).

Ingreso equivalente del hogar. La literatura internacional ha enfatizado la importancia de los ingresos del hogar sobre la probabilidad de obtener un crédito formal. Una corrección generalmente empleada es el ingreso equivalente del hogar, que

considera no sólo los ingresos netos del hogar, sino su nivel de ahorro y la cantidad de miembros en el hogar (considerando además el peso de niños y adultos en el hogar). La fórmula aquí empleada para el ingreso equivalente sigue lo establecido por Zanin (2017) y Benvenuti y cols. (2015):

$$\text{Ingreso Equivalente}_h = \frac{(\text{Ingresos}_h - \text{Gastos}_h) + \text{Ahorros}_h}{(1 + 0,5 * \sum \text{adultos} + 0,3 * \sum \text{niños})}$$

todas las variables son deflactadas usando el IPC.

Asalariados. Considerando que el grupo de tratamiento va a ser definido en gran medida de acuerdo al salario, es importante distinguir el efecto de la reforma del hecho de ser un asalariado.

Controles por año y región. Controlar por efectos fijos de región es indispensable para poder controlar por un sinnúmero de variables no observables, en especial si tenemos en cuenta que Colombia es un país relativamente diverso en este aspecto. Variables no observables como gustos y preferencias, además de la calidad de las instituciones (formales e informales) pueden variar drásticamente entre regiones, y al incluir efectos fijos por región estamos controlando por algunas de estas variables. Análogamente, los efectos fijos de año son importantes para controlar choques específicos a un período de tiempo.

Familias en acción. *Familias en acción* es un programa de transferencias condicionadas implementado desde 2001 por el gobierno colombiano, cuyo

objetivo inicial era fomentar la acumulación de capital humano y la inversión en salud de hogares vulnerables. Como otros programas similares implementados en Latinoamérica, las transferencias son otorgadas a hogares por medio de un instrumento de focalización (en este caso el SISBÉN), a cambio de que el hogar cumpla unas condiciones tales como garantizar la asistencia de los menores de edad a la escuela y a controles de nutrición y salud. Hay evidencia encontrada sobre el efecto de *Familias en acción* sobre la formalidad del crédito, relacionados con la eficiencia del llamado "Plan de bancarización". Diferentes estudios indican que el programa no ha tenido ningún efecto en el acceso al crédito formal (Maldonado y Tejerina, 2010; Maldonado, García, del Pilar, y Rodríguez, 2010). Esto parece deberse a malentendidos entre el programa y los beneficiarios, que creen que para no perder la transferencia es necesaria retirarla cuanto antes de la cuenta asignada. De esta forma, parece que el programa no ha tenido el efecto esperado sobre las preferencias por el crédito formal. Estudios recientes, por otro lado, indican que existe una respuesta débil de los hogares a formalizarse (Cardona-Sosa, Medina, y Méndez, 2017). Adicionalmente, el programa tiene un efecto robusto e importante sobre la participación en el mercado laboral informal (resultado que va a ser explotado por este paper en los resultados empíricos). La literatura parece señalar que los hogares beneficiados prefieren trabajar informalmente debido a que un trabajo informal garantiza un ingreso difícil de monitorear por parte de los

administradores del programa, y permite que el hogar siga siendo beneficiario del programa (Farné y cols., 2016).

B. Modelo econométrico

El modelo que se va a estimar es el siguiente:

$$P(cf_{its} | I_{its}, x_{its}) = \beta I_{its} + x'_{its} \gamma + v_t + \omega_s + \varepsilon_{its}$$

cf_{its} observado si $c_{its} = 1$

para todo $i \in (1, \dots, N)$ y para todo $t \in (2010, 2013)$. Así, c_{its} es una dummy que toma el valor de 1 si el hogar tiene un crédito, cf_{its} toma el valor de 1 si el hogar tiene al menos un crédito formal, x'_{its} es un vector de variables de control (incluyendo una constante), v_t es un efecto fijo de año, ω_s un efecto fijo de región, y ε_{its} es el término de error⁸.

La idea del modelo econométrico es identificar la relación causal entre la informalidad laboral y las decisiones del mercado crediticio. Como mostraré más adelante, este modelo enfrenta dos graves problemas: el sesgo de selección y la endogeneidad de la informalidad laboral. Ambos problemas pueden solucionarse en el marco de una regresión lineal, corrigiendo por variables instrumentales y por el sesgo de selección, de tal forma que obtengamos un estimador consistente e insesgado que muestre cómo se comporta esta relación.

Considerando las complejidades econométricas que enfrenta este modelo, se estimará un modelo de probabilidad lineal que permite realizar estas correcciones de la forma más sencilla posible (ver la discusión en Cameron y Trivedi (2005) para el caso de una variable potencialmente endógena. Tradicionalmente, se asocia al modelo de probabilidad lineal con unos defectos intrínsecos que hacen preferible usar otros modelos de elección discreta como el logit o el probit (Greene, 2007; Wooldridge, 2010). Entre estos motivos típicamente se señala que: 1) el término de error es por construcción heteroscedástico y sigue una estructura tipo Bernoulli, 2) las probabilidades predichas del modelo pueden estar fuera del intervalo $[0,1]$, y 3) que el modelo impone una relación lineal entre la variable dependiente y las variables independientes. Por lo anterior suelen argumentar que el modelo es incorrecto. A las anteriores críticas, se puede argumentar que: 1) al emplear errores estándar robustos, los errores estándar son correctos y se puede hacer inferencia estadística; 2) las probabilidades predichas pueden no ser un estimador de interés, y 3) aunque es claramente restrictivo asumir una relación lineal entre las variables, el mismo argumento aplica al asumir alguna distribución para otros modelos. Es importante anotar que, además de los argumentos anteriores, el modelo permite estimar el efecto marginal de forma sencilla.

⁸ Sobre el uso de datos panel, el lector podrá encontrar una discusión en el apéndice VI.C.

C. Corrección econométrica

1. Variables omitidas

Hay bastantes motivos para pensar que no podemos tratar la informalidad laboral como una variable aleatoriamente asignada, es decir, es plausible que a la hora de estimar el modelo econométrico, no se cumpla el supuesto de exogeneidad de esta variable $Cov(I_{its}, \varepsilon_{its}) \neq 0$. Entre estos motivos, podemos pensar que los trabajadores informales difieren sistemáticamente de los trabajadores formales, ya sea por variables observables como el nivel educativo, los ingresos o el género, o por variables no observables como la productividad o la habilidad. Además, podría argumentarse que los trabajadores deciden si ser o no formales con base en un análisis de costo-beneficio, donde quienes escogen ser informales tienen unas características no observables diferentes al trabajador que decide ser formal, como la motivación o las preferencias por el riesgo; o enfrentar entornos diferentes a los trabajadores formales, donde por ejemplo los trabajadores informales viven más alejados de los centros de trabajo formal, y por los altos costos de transporte estos trabajadores deciden permanecer en la informalidad. Por lo anterior, los coeficientes del modelo estimado por OLS⁹ no serían consis-

tentes. Teniendo en cuenta que tanto la distancia a centros formales como las características de las redes de familiares y amigos están positivamente correlacionadas con la informalidad laboral, y que es difícil establecer a priori la relación entre la habilidad y la informalidad laboral, podemos establecer que¹⁰:

$$\beta_{OLS} > \beta$$

es decir, el estimador por OLS estaría sobreestimado respecto al parámetro poblacional.

Una forma de identificar el efecto de ser informal sobre la tenencia de un crédito formal es usando variables instrumentales. Si se encuentra una variable que afecte la probabilidad de ser informal pero no esté relacionada con la decisión de tener un crédito formal, esta variación exógena podría ayudar a identificar el impacto de la informalidad sobre la formalidad crediticia. En el caso de la informalidad del crédito, es posible explotar políticas públicas que cambian la probabilidad de ser informal y que no están relacionadas con la probabilidad de obtener un crédito formal para de esta forma estimar parámetros consistentes del modelo. Por ejemplo, reformas que reduzcan las barreras a la contratación de trabajadores formales

⁹ Ordinary Least Squares, por sus iniciales en inglés.

¹⁰ Respecto a la productividad laboral hay que considerar que se está incluyendo el salario en la estimación del modelo, que funciona como una proxy de la productividad.

podrían ser un buen instrumento para reducir la informalidad laboral, ya que afectan exógenamente la probabilidad de obtener un trabajo formal, pero no afectan las preferencias por el crédito formal.

Considerando que la reforma tributaria es una política pública, es necesario especificar adecuadamente el modelo para capturar, en la medida de lo posible, el efecto de dicha política sobre la informalidad laboral. El modelo estimado en la primera etapa sería:

$$P(I_{its} | x_{its}, D_{its}) = x'_{its} \Pi + \delta Post_{its} D_{its} + v_t + \omega_s + \eta_{its}$$

donde x_{its} es el vector de variables de control incluidas en la segunda etapa, $Post_{its}$ es un indicador que toma el valor de 1 si la información en t fue tomada después de la política, D_{its} es una variable que indica si el individuo fue o no fue beneficiado por la reforma, y δ es un estimador del efecto de la reforma. Para estimar el efecto de la reforma en la ecuación anterior, se definirá al grupo de tratamiento y control como en Fernández y Villar (2016a) y en Kugler y cols. (2017). Desafortunadamente, al usar esta definición de tratamiento y control para la reforma, se pierden de la muestra a la mayoría de los hogares rurales de la ELCA. Por esto, las estimaciones se efectuarán sólo para los datos urbanos de la ELCA. Los grupos se definen entonces de la siguiente forma:

□ **Grupo de tratamiento** - incluye a todos los trabajadores que fueron beneficiados por

la reforma. De acuerdo con la ley 1607, son aquellos trabajadores que ganan entre 1 y 10 salarios mínimos, excluyendo a empleados del gobierno, de ONGs, trabajadores cuenta propia y en firmas unipersonales. Se incluyeron aquellos trabajadores que probablemente ganan un salario mínimo pero que reportan una cifra redondeada hacia abajo (por ejemplo, en 2013 muchos trabajadores reportan ganar 589.000 pesos, pero probablemente ganaban el salario mínimo vigente, que era de 589.500 pesos).

□ **Grupo de control** - incluye a los trabajadores que no fueron afectados por la reforma y a todos los demás trabajadores que no están incluidos en el grupo de tratamiento. Se excluyen del grupo de control los trabajadores que no reportan un salario y aquellos trabajadores del gobierno.

2. Sesgo de selección

Por construcción, los modelos de crédito formal sufren de sesgo de selección, debido a que en la muestra sólo se observan hogares que han obtenido un crédito. Por esto, es necesario hacer una corrección por el sesgo de selección. Aprovechando la linealidad especificada en el modelo, se usa la corrección sugerida por Wooldridge (2010), la cual es relativamente sencilla de implementar. En primer lugar, se estima la ecuación de selección:

$$P(c_{its} = 1 | z_{its}) = \Phi(z'_{its} \alpha)$$

donde, para que los parámetros estén identificados en el modelo, es necesario que al menos una variable de z_{its} no esté en x_{its} . Una variable que puede servir para este propósito son los choques al hogar¹¹. Es razonable asumir que si un hogar tuvo al menos un choque en los últimos doce meses, puede usar activos financieros tales como un crédito como "colchón" para responder al choque (Cadena, 2014); pero es razonable asumir que el hogar es indiferente entre un crédito formal o informal, mientras que el crédito sirva para enfrentar necesidades inmediatas del choque. En segundo lugar, empleando los estimadores de $\hat{\alpha}$ de la ecuación anterior, se estima el IMR ("Inverse Mills Ratio" por sus iniciales en inglés) de la siguiente forma:

$$\hat{\gamma} = \frac{\phi(z'_{its} \hat{\alpha})}{\Phi(z'_{its} \hat{\alpha})}$$

y el estimador $\hat{\gamma}$ se incluye en las ecuaciones del modelo, para obtener estimadores consistentes de los parámetros del modelo. Es importante notar que en la ecuación de selección puede encontrarse también la informalidad laboral: pueden existir motivos por los que un trabajador informalidad quiera o no endeudarse y participar en el mercado de crédito. Por este motivo, estimar el efecto marginal requiere ser cuidadoso, ya que la derivada también dependerá del efecto de la informalidad sobre la ecuación de selección.

3. Efecto marginal

Si tuviéramos un modelo de variables instrumentales simple, el estimador de la relación entre la informalidad crediticia y la informalidad laboral sería el parámetro que acompaña a la informalidad laboral. Lastimosamente, al incorporar en el sesgo de selección la informalidad laboral se obtiene un efecto marginal que no es lineal, sino que depende del efecto de la informalidad sobre la ecuación de selección. Considerando las anteriores correcciones, obtenemos el siguiente modelo:

$$\begin{aligned} P(c_{its} = 1 | z_{its}) &= \Phi(z'_{its} \alpha) \\ P(I_{its} | x_{its}, D_{its}) &= x'_{its} \Pi + \delta Post_{its} D_{its} + v_t + \omega_s + \eta_{its} \\ P(cf_{its} | I_{its}, x_{its}) &= \beta I_{its} + x'_{its} \gamma + v_t + \omega_s + \eta_{its} \\ &cf_{its} \text{ observado si } c_{its} = 1 \end{aligned}$$

donde, si corregimos el sesgo de selección de acuerdo con Wooldridge (2010) e incluimos el Inverse Mills Ratio, obtenemos un modelo más simple de estimar:

$$\begin{aligned} P(I_{its} | x_{its}, D_{its}) &= x'_{its} \Pi + \delta Post_{its} D_{its} + v_t + \omega_s + \eta_{its} \\ P(cf_{its} | I_{its}, x_{its}) &= \beta I_{its} + x'_{its} \gamma + \zeta \hat{\gamma}(z'_{its} \hat{\alpha}) + v_t + \omega_s + \epsilon_{its} \\ &cf_{its} \text{ observado si } c_{its} = 1 \end{aligned}$$

que podría entenderse como un modelo de variables instrumentales, en donde los parámetros están adecuadamente identificados y los errores

¹¹ La ELCA contiene información de choques como: accidentes, enfermedades, muertes de miembros del hogar, pérdida de empleo, pérdida de vivienda, o pérdida de otros bienes. La información está disponible a nivel de hogar. Se define entonces una variable que toma el valor de 1 si el hogar reporta tener un choque en los últimos 12 meses.

estándar debidamente corregidos. Las primeras dos ecuaciones podrían considerarse como ecuaciones de selección, y la tercera es el modelo de crédito formal especificado por Irégui y cols. (2016). Considerando el sistema de ecuaciones en conjunto, es de vital importancia tener en cuenta que la informalidad laboral puede ser una variable relevante para determinar si un hogar decide endeudarse o no (*i.e.*, podría estar incluida en el vector de variables z_{its}), y esto implica que el efecto marginal del modelo no es el parámetro β , ya que, como apunta Greene (2007), la variable también afecta el Inverse Mills Ratio, y por esto hay que incluir un segundo término en la derivada:

$$\frac{\partial E(cf_{its} = 1 | I_{its}, x_{its})}{\partial I_{its}} = \beta - \zeta \frac{\rho\sigma^e}{\sigma_u} (\hat{\gamma}(z'_{it} \hat{\alpha})^2 + \hat{\gamma}(z'_{it} \hat{\alpha}))$$

de tal forma que la expresión anterior estimaría el efecto marginal de la informalidad sobre la probabilidad de tener un crédito formal, cuyo error estándar se estima usando el método delta. Una revisión más detallada de este proceso puede encontrarse en el apéndice VI.B.

4. Limitaciones

Es esencial reconocer las restricciones de los datos, que condicionan la validez de los resultados aquí propuestos. Por la naturaleza de la ELCA, hay muchas variables que están potencialmente

relacionadas con el crédito formal y que cambian con el tiempo, por las cuales no podemos controlar, como las características de las redes de amigos y familiares, las preferencias y los rasgos psicológicos del jefe de hogar.

Además, el resultado se apoya sobre la validez de la primera etapa en la variable instrumental. Como el modelo estimado en la primera etapa es un modelo de diferencias en diferencias, la variable instrumental sólo está identificada si se cumple el supuesto de tendencias paralelas, es decir, si el grupo de tratamiento en ausencia del tratamiento se comportara como el grupo de control. Lastimosamente, en esta etapa no se puede controlar por un efecto de equilibrio general que se da entre la interacción del mercado laboral formal e informal de trabajo, donde naturalmente, la tendencia en el tiempo de los trabajadores formales está inversamente relacionada con la tendencia de los trabajadores informales (Fields, 2004). Al ignorar esta interacción entre el mercado laboral formal e informal, es posible que el efecto esté sobreestimado, lo cual podría sesgar en alguna medida los resultados presentados en este trabajo.

5. Estadísticas descriptivas

En el Cuadro 1¹² podemos ver las estadísticas descriptivas de las variables del modelo para los hogares de la ELCA. Se presentan las variables descripti-

¹² Los cuadros aquí presentados fueron producidos con el comando `estout` para Stata (Jann, 2005, 2007).

Cuadro 1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Crédito	1,00	0,00	1	1
Crédito formal (1)	0,61	0,49	0	1
Crédito informal (1)	0,58	0,49	0	1
Edad del jefe	40,62	9,95	19	73
Salario mensual (ln)	13,46	1,19	0	16
Mora	0,08	0,26	0	1
Sexo (Hombre = 1)	0,72	0,45	0	1
Familias acción	0,15	0,36	0	1
Tratados	0,38	0,48	0	1
Informalidad laboral	0,54	0,24	0	1
Inf. (DANE)	0,43	0,24	0	1
Tuvo choque	0,50	0,50	0	1
Tenencia de vivienda:				
Propia, totalmente pagada	0,30	0,46	0	1
Propia, la están pagando	0,18	0,38	0	1
En arriendo o subarriendo	0,41	0,49	0	1
En usufructo u otro tipo de tenencia	0,11	0,31	0	1
Ocupante de hecho	0,01	0,10	0	1
Nivel educativo				
Ninguno, preescolar, o básica	0,20	0,40	0	1
Básica secundaria y media	0,44	0,50	0	1
Técnico	0,09	0,29	0	1
Tecnológico	0,06	0,24	0	1
Universitario	0,11	0,31	0	1
Posgrado	0,05	0,21	0	1
No sabe, no responde	0,05	0,22	0	1
Región				
Atlántica	0,14	0,35	0	1
Oriental	0,20	0,40	0	1
Central	0,23	0,42	0	1
Pacífica	0,16	0,36	0	1
Bogotá	0,25	0,43	0	1
Estado civil				
En unión libre o casado	0,74	0,44	0	1
Separado	0,16	0,37	0	1
Viudo	0,02	0,14	0	1
Soltero	0,08	0,26	0	1
Observaciones	2.177			

Fuente: ELCA (2010, 2013).

vas usando como unidad de análisis al hogar, de tal forma que sólo están las variables laborales del jefe de hogar, para no repetir hogares en la muestra. En primer lugar, podemos ver que aproximadamente el 55% de los hogares de la ELCA tienen al menos un crédito (formal o informal). Además, el porcentaje de hogares que tienen al menos un crédito formal es más o menos del 60%. Es importante notar que la cifra de hogares que tiene al menos un crédito informal es parecida. Ya que estamos considerando hogares que al menos tienen un crédito formal o informal y dado que un hogar puede tener más de un crédito, un hogar puede estar endeudado tanto formal como informalmente, por lo que la suma del porcentaje de crédito formal y de crédito informal no necesariamente suma 1.

En cuanto a las variables de control, la edad promedio del jefe de hogar en la muestra es de 46 años, y la mayoría de los hogares reportan tener casa propia (casi el 50% de la muestra, considerando tanto quienes ya pagaron su casa como quienes la están pagando). Un 11% de los hogares tiene un retraso en pagos (un pago "en mora") y más del 50% de los jefes de hogar en la muestra son hombres. Los jefes de hogar tienen en promedio al menos educación básica, dado que más del 70% completó al menos básica primaria y básica y secundaria. Un porcentaje menor de la muestra tuvo acceso a educación técnica o universitaria. La muestra parece estar uniformemente distribuida por regiones. En último lugar, es importante notar que aproximadamente el 20% de los hogares reportan

haber sido beneficiarios del programa *Familias en acción* en los últimos doce meses.

El 36% de los jefes de hogar de la muestra fueron afectados por la reforma de tratamiento, lo que indica que la gran mayoría de la muestra hace parte del grupo de control (aproximadamente el 63%). Es importante notar que la tasa de informalidad en la muestra es parecida a la del total nacional, tanto si medimos la informalidad como contribución a salud y pensiones, como cuando usamos la definición del DANE (la tasa de informalidad es del 50% para la informalidad medida por el DANE y del 59% para la informalidad medida a partir de la contribución a salud y pensiones). Además, el 53% de los hogares reportó haber tenido al menos un choque en los últimos doce meses. El 10% de los hogares reportó haber respondido al choque tomando una decisión laboral y una cifra parecida dice haber respondido al choque tomando un crédito.

IV. Resultados

Los estimadores de interés para la primera y la segunda etapa por variables instrumentales pueden encontrarse en el Cuadro 2. Se presentan, en la primera columna, el impacto de la reforma tributaria de 2012 en la probabilidad de ser un trabajador informal (el estimador de diferencias en diferencias, *Trat.Post*); y en la segunda columna se muestra el efecto marginal de ser un trabajador informal sobre la probabilidad de tener un crédito formal, estimado siguiendo la especificación del

Cuadro 2
IMPACTO DE LA INFORMALIDAD LABORAL
SOBRE EL CRÉDITO FORMAL PRIMERA Y
SEGUNDA ETAPA

	(1)	(2)
	Informalidad laboral	Crédito formal
Trat.Post	-0,063 *** (-4,26)	
Informalidad laboral		-0,099 *** (-2,50)
Dummies de año y región	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí
Inverse Mills Ratio	Sí	Sí
N	2.177	2.177
R2 (Adj)	0,53	0,51
F	18,16	8,93
VCE	R2C	R2C

z y t - estadísticos en paréntesis.

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

Fuente: ELCA (2010, 2013).

efecto marginal, presentado en la sección anterior. Los resultados indican que el efecto de la reforma sobre la probabilidad de ser un trabajador informal está alrededor de los 6 puntos porcentuales, y a su vez, esto implica que un trabajador informal tiene una probabilidad 10 puntos porcentuales menor que un trabajador formal de tener un crédito formal.

Ambos estimadores son estadísticamente diferentes de cero al 1% de significancia¹³. Un resultado muy interesante que puede derivarse de estos dos efectos es que la reforma tuvo un efecto indirecto (aunque modesto) sobre el acceso al crédito formal por medio de un efecto sobre la informalidad laboral: la derivada implícita del efecto de la reforma sobre el crédito señala que la reforma tuvo en efecto de 0,63 puntos porcentuales en la probabilidad de que un trabajador informal obtuviera un crédito formal.

Esta estimación considera como trabajadores informales a individuos que están ocupados y que no cotizan a salud o pensiones, y estima el modelo usando como variable dependiente la forma más extrema de crédito formal (*i.e.*, incluyendo sólo bancos e instituciones financieras). Se incluyen en la estimación las variables de control, dummies de año y región y la corrección del sesgo de selección (el Inverse Mills Ratio¹⁴). Como la información crediticia de la ELCA está agrupada a nivel de hogar, mientras que la información laboral está agrupada a nivel individual, se estima el modelo sólo para jefes de hogar. Los errores estándar son robustos a heteroscedasticidad arbitraria y estimados por clústers a nivel de hogar y año¹⁵.

¹³ Es importante verificar que el resultado inverso se sostiene, es decir, si los hogares cuyo jefe de hogar es informal también son más propensos a ser tener un crédito informal. El resultado puede encontrarse en el apéndice, sección VI.E.

¹⁴ Siendo que la estimación del modelo de selección no es la preocupación central de este trabajo, el cuadro con los resultados se ha relegado al apéndice, sección VI.E.

¹⁵ Adicionalmente, en el apéndice VI.D se discute la dirección y la magnitud del sesgo.

En primer lugar, hay que observar que se obtuvo un estadístico F considerablemente alto (18,16), lo que indica que hay una correlación fuerte entre los instrumentos y la informalidad laboral, y de esta forma, no estamos en peligro de tener estimadores inconsistentes por la presencia de instrumentos débiles. El estimador de diferencias en diferencias es consistente con los resultados de la literatura, teniendo en cuenta que las diferentes metodologías estudiadas en la sección 3 encontraban un impacto que variaba entre 6 y 11 puntos porcentuales.

En el Cuadro 3 podemos ver los resultados de los efectos marginales, estimados usando la fórmula del efecto marginal para la regresión completa. Es importante anotar varios detalles sobre las variables incluidas en el modelo¹⁶. En primer lugar, la edad no parece ser un determinante importante de si se accede o no a un crédito formal. Además, una vez controlamos por la informalidad laboral, el programa *Familias en acción* no es un determinante importante a la hora de acceder a un crédito formal, contrario a lo sugerido por Cardona-Sosa y cols. (2017). Otra variable que no es significativa es el género: los resultados del modelo sugieren que los hombres no tienen una probabilidad estadísticamente diferente de cero de recibir un crédito formal. Es fundamental notar que la probabilidad de

tener un crédito formal depende negativamente de tener o no un crédito informal (que es, además, una variable altamente significativa), mostrando que los hogares usan ambas fuentes de crédito como bienes sustitutos (lo cual no debería ser ninguna sorpresa, debido a que, como señala el modelo teórico de Madestam (2014), estas fuentes de crédito pueden ser tanto complementarias como sustitutas). Estos hallazgos confirman otros resultados de la literatura: tanto los ingresos laborales ("Salario Mensual (Ln)") como el ingreso equivalente (que captura variables como el ahorro, la cantidad de niños y de adultos en el hogar) son determinantes importantes de obtener un crédito formal (Zanin, 2017; Benvenuti y cols., 2015).

Confirmando lo que se encuentra en la literatura sobre el crédito formal, el estatus de la vivienda es una variable importante para determinar si un hogar accede a fuentes formales de financiamiento: hogares que están pagando su vivienda propia tienen una probabilidad mayor y altamente significativa de acceder a un crédito formal respecto a hogares que tienen su vivienda propia ya pagada, y lo contrario ocurre con hogares que reportan ser ocupantes de hecho (por otro lado, no hay efectos para viviendas arrendadas o en usufructo). Al igual que lo sugerido en Zanin (2017), jefes de hogar separados, viudos o solteros tienen una

¹⁶ Categorías excluidas: Vivienda propia, totalmente pagada (tipo de vivienda); En unión libre (estado civil); Básica secundaria y media (Nivel educativo).

Cuadro 3
IMPACTO DE LA INFORMALIDAD LABORAL
SOBRE EL CRÉDITO FORMAL
MODELO COMPLETO

	(1) Crédito formal	
Informalidad laboral	-0,099 ***	(-2,50)
Edad del jefe	0,50	(1,24)
Edad al cuadrado	0,043	(1,07)
Familias en acción	0,022	(1,27)
Género (1 = Hombre)	-0,00000029	(-0,50)
Crédito informal	-0,570 ***	(-34,11)
Inverse Mills Ratio	0,290	(1,12)
Mora	0,076 *	(4,30)
Asalariado	0,066 *	(1,63)
Salario mensual (ln)	0,050 *	(1,33)
Ingreso equivalente	0,125 ***	(2,74)
Tenencia de vivienda		
Propia, la están pagando	0,352 ***	(3,05)
En arriendo o subarriendo	-0,025	(-0,73)
En usufructo u otro tipo de tenencia	-0,054	(-1,23)
Ocupante de hecho	-0,105 ***	(-6,05)
Estado civil		
Separado	-0,081 **	(-2,14)
Viudo	-0,112 ***	(-3,08)
Soltero	-0,117 **	(-2,64)
Nivel educativo		
Ninguno, preescolar o básica	-0,010	(-0,24)
Técnico o tecnológico	0,002	(0,54)
Universitario	0,060 *	(1,39)
Posgrado	0,057 ***	(3,54)
NS/NR	0,006	(0,17)
Dummies de año y región	Sí	
N	2,177	
R2 (Adj)	0,52	
F	8,93	
VCE	R2C	

z y t - estadísticos en paréntesis.

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

Fuente: ELCA (2010, 2013).

probabilidad menor de obtener un crédito formal respecto a hogares con un matrimonio, debido probablemente a la incertidumbre económica. Por último, el modelo sugiere que un alto nivel educativo es un determinante crucial a la hora de determinar la formalidad del crédito: hogares cuyo jefe de hogar tiene educación universitaria o un posgrado tienen una probabilidad 17,6 puntos porcentuales más alta de tener un crédito formal que hogares cuyo jefe de hogar tiene educación básica, secundaria o media. No encontramos efectos para otros niveles de educación.

A. Pruebas de robustez

1. Familias en acción como un instrumento

Los resultados de la sección anterior muestran el impacto de la informalidad sobre el crédito formal usando como instrumento la reforma a los impuestos a la nómina. Un ejercicio interesante para probar si la reforma es un instrumento válido es utilizar otro instrumento y comparar los coeficientes de ambas estimaciones. Considerando que no hay un consenso en la literatura de los efectos del programa de transferencias condicionadas Familias en acción sobre el acceso a crédito formal y que, además, la variable de *Familias en acción* no es estadísticamente significativa en la segunda etapa del modelo (como vimos en la anterior sección), existe una probabilidad alta de que esta variable cumpla la restricción de exclusión. Además, hay evidencia empírica que muestra que ésta es una

variable que puede ser determinante para ser un trabajador informal, debido a que los beneficiarios del programa tienen mayores incentivos a no reportar ingresos para seguir siendo beneficiarios del programa (Farné y cols., (2016). Así, un ejercicio de robustez interesante sería usar esta variable como un instrumento y comparar los resultados con lo visto anteriormente.

El Gráfico 2 muestra el coeficiente para tres estimaciones diferentes: en primer lugar, con propósitos comparativos, tenemos la estimación usando los impuestos a la nómina y excluyendo como variable de control ser beneficiario de Familias en acción; en segundo lugar, la estimación usando como instrumento si el hogar fue beneficiario de Familias en acción en los últimos doce meses; y

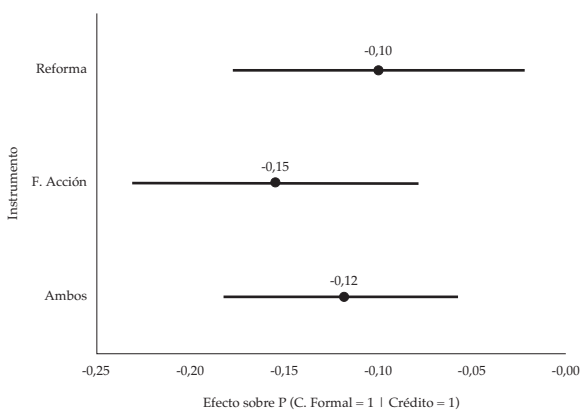
en último lugar, la estimación usando ambos instrumentos, que nos permite hacer una prueba de exogeneidad. Como podemos ver, el estimador de la informalidad laboral sobre el crédito formal es similar para todas las estimaciones, lo que sugiere que el estimador verdadero de la informalidad laboral sobre la probabilidad de tener un crédito informal se encuentra efectivamente alrededor de los -10 puntos porcentuales.

El Cuadro 4 muestra los resultados de forma más detallada para tres estimaciones. Si consideramos el supuesto (altamente debatible) de que *Familias en acción* es una variable exógena, tenemos un estadístico F bastante alto en la primera etapa (una señal de que estamos en presencia de instrumentos fuertes). Además, *Familias en acción* es altamente significativa en la primera etapa del modelo, tiene el signo esperado y una magnitud similar a la que encuentra Farné y cols. (2016) para el impacto de esta variable sobre la informalidad laboral. Ya que tenemos más de una variable instrumental, este ejercicio permite, además, hacer un test de sobreidentificación. La prueba $X^2_{df=1}$ con errores estándar robustos da el siguiente resultado:

$$X^2_{df=1} = 1,78; p - valor = 0,1810$$

de tal forma que no rechazamos la hipótesis nula, y concluimos que al menos uno de los instrumentos es exógeno. Así, si se asume que Familias en Acción es efectivamente exógeno, se puede concluir que

Gráfico 2
ESTIMADOR DEL IMPACTO DE INFORMALIDAD LABORAL USANDO DIFERENTES INSTRUMENTOS



Fuente: ELCA (2010, 2013). Intervalos de confianza del 95%.

Cuadro 4
IMPACTO DE LA INFORMALIDAD LABORAL SOBRE EL CRÉDITO FORMAL
DIFERENTES INSTRUMENTOS

	Reforma		Familias Acción		Ambos	
	(1) Informalidad laboral	(2) Crédito formal	(3) Informalidad laboral	(4) Crédito formal	(5) Informalidad laboral	(6) Crédito formal
Informalidad laboral	-0,063 *** (-4,26)				-0,076 *** (-10,38)	
Familias en acción			0,222 *** (6,19)		0,192 *** (4,74)	
Informailidad laboral		-0,099 *** (-2,50)		-0,099 *** (-3,94)		-0,119 *** (-3,75)
Dummies de año y región	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Inverse Mills Ratio	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
N	2.177	2.177	2.177	2.177	2.177	2.177
F	18,16	8,93	38,37	16,38	59,53	25,29
VCE	R2C	R2C	R2C	R2C	R2C	R2C

z y t - estadísticos en paréntesis.

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

Fuente: ELCA (2010, 2013).

la reforma a los impuestos a la nómina es efectivamente una variable exógena.

2. Definiciones de informalidad

En economía, una de las problemáticas en la literatura sobre el sector informal es la forma en que se define la informalidad. En los ejercicios anteriores, se usó una definición estándar de informalidad laboral (definida sobre ser o no cotizante a salud y a pensiones) y se empleó como variable dependiente la definición más extrema de crédito (si el hogar tenía al menos un crédito con un banco u

otra institución financiera). Es importante revisar que el estimador se comporte de forma similar para diferentes definiciones, de tal forma que los resultados no estén restringidos a una única definición de formalidad, para que se pueda hacer conclusiones más sólidas sobre la relación entre informalidad laboral y la formalidad crediticia.

Para determinar si los resultados son similares para diferentes definiciones, el mismo modelo del Cuadro 9 se estima para varias especificaciones de formalidad del crédito y para dos definiciones de formalidad laboral populares en la literatura (la

informalidad de pensiones y la informalidad como la define el DANE¹⁷). La idea es revisar cómo se comporta el estimador expuesto en la sección IV a medida que imponemos una definición menos rigurosa sobre el continuo de formalidad del crédito.

El Gráfico 3 muestra el estimador del impacto de la informalidad laboral sobre este continuo del crédito formal. Como podemos ver, para ambas definiciones de informalidad el estimador es virtualmente el mismo a lo largo del continuo - y es estadísticamente inconfundible de cero cuando

cruzamos una barrera claramente formal del crédito (es decir, a partir del momento en que la definición de formalidad abarca almacenes de cadena, gremios o asociaciones). La magnitud del estimador es prácticamente la misma tanto para la informalidad definida como cotización a salud y pensiones como la informalidad del DANE, oscilando entre -15 y -10 puntos porcentuales para la región visiblemente formal del continuo, y acercándose a cero para la región claramente informal del continuo).

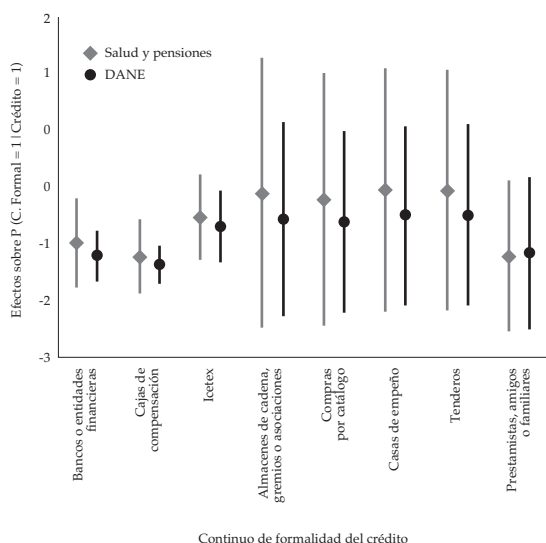
B. Posibles mecanismos

Podemos pensar en varios mecanismos importantes por los cuales encontramos los resultados presentados en la sección IV, ambas en línea con la sección III de la revisión de literatura. La ELCA de 2013 y 2016 contiene preguntas acerca de las decisiones de endeudamiento de los hogares, que nos permiten verificar algunos de mecanismos. Entre ellos, si los individuos informales son excluidos del mercado formal de crédito; si los individuos informales tienen más problemas con los requisitos de los créditos formales (como el papeleo); y si los individuos informales son menos propensos a poder pagar un crédito.

En el Cuadro 5, podemos ver las razones por las que la solicitud de crédito fue rechazada, para trabajadores formales e informales. Sorpresivamente, no hay diferencias grandes entre las razones que reportan ambos grupos. Por ejemplo, una mala

Gráfico 3

ESTIMADOR DEL IMPACTO DE INFORMALIDAD LABORAL SOBRE DIFERENTES DEFINICIONES DE CRÉDITO FORMAL



Fuente: ELCA (2010, 2013). Intervalos de confianza del 95%.

¹⁷ Una definición más exhaustiva de estas variables puede encontrarse en el apéndice.

historia crediticia como motivo de rechazo al crédito es importante casi en la misma proporción para trabajadores formales e informales. Tampoco parecería que el ingreso sea una razón importante por las que el crédito fue rechazado, en línea con

los resultados de las regresiones presentadas en la sección IV.

El Cuadro 6 muestra la principal razón por las que los trabajadores reportan no haber adquiri-

Cuadro 5
RAZONES POR LAS QUE FUE RECHAZADO EL CRÉDITO FORMAL

Razón	Informalidad laboral		
	Formal	Informal	Total
El destino del crédito no fue aprobado	9,50	7,37	8,19
No tenía suficiente ingreso	26,26	22,46	23,92
Mala historia crediticia	30,17	36,84	34,27
Garantía inadecuada	17,32	18,25	17,89
Otro	16,76	15,09	15,73
Total	100,00	100,00	100,00

Fuente: ELCA (2013, 2016).

Cuadro 6
RAZONES POR LAS QUE NO ADQUIRIÓ UN CRÉDITO FORMAL

Razón	Informalidad laboral		
	Formal	Informal	Total
No sabe cómo hacerlo	1,56	2,23	2,01
Ha solicitado pero no le han prestado	3,91	2,39	2,90
Cree que no le prestarían	7,81	9,25	8,76
Piden demasiados requisitos	20,16	23,76	22,54
Tasas de interés muy altas	17,34	11,16	13,25
No existen bancos cerca	0,00	0,03	0,21
No tiene bienes para dar en garantía	4,38	9,09	7,50
Temor de no poder pagar el crédito	21,56	25,36	24,08
No son flexibles a la hora de pagar	1,72	1,20	1,37
Tiene acceso a créditos de otras fuentes	6,88	2,63	4,07
o le prestan la cantidad que necesita	0,78	0,80	,079
Está reportado en centrales de riesgo	11,56	10,69	10,98
Tuvo una mala experiencia	2,34	1,12	1,53
Total	100,00	100,00	100,00

Fuente: ELCA (2013, 2016).

do un crédito formal (en particular en bancos e instituciones financieras) cuando tienen créditos informales, y el Cuadro 7 muestra la segunda razón más importante reportada por el hogar. De forma curiosa, trabajadores formales e informales reportan razones similares respecto a la razón principal por la cual no buscaron un crédito formal.

No hay diferencias ni respecto a haber solicitado un crédito y haber sido rechazado, ni respecto a los requisitos, ni al temor de no poder pagar el crédito, ni a estar reportado en centrales de riesgo. En cambio, el Cuadro 7 muestra que respecto a la segunda razón por la cual un hogar reporta no haber adquirido un crédito formal, existen algunas diferencias interesantes. Aunque hay muchas razones similares para ambos grupos, esta vez

resaltan dos motivos importantes: en primer lugar, los trabajadores informales reportan que las entidades formales exigen demasiados requisitos, y en segundo lugar, mencionan el temor a no poder pagar un crédito como una razón por la que no acuden a estas instituciones. Esto es un indicio de que al menos unos de los motivos por los que los trabajadores informales tienen también una probabilidad menor de tener un crédito informal es que no cumplen muchos de los requisitos del crédito formal (probablemente relacionados al cumplimiento de la normatividad laboral vigente), y además relacionados con la inestabilidad de los ingresos del hogar.

Hay otros mecanismos que pueden explicar las decisiones de endeudamiento de los hogares

Cuadro 7
RAZONES POR LAS QUE NO ADQUIRIÓ UN CRÉDITO FORMAL

Razón	Informalidad laboral		Total
	Formal	Informal	
Cree que no le prestarían	0,75	0,33	0,46
Piden demasiados requisitos	6,72	12,25	10,55
Tasas de interés muy altas	23,88	9,27	13,76
No existen bancos cerca	0,00	0,33	13,76
No tiene bienes para dar en garantía	11,19	20,20	17,43
Temor de no poder pagar el crédito	25,37	35,43	32,34
No son flexibles a la hora de pagar	4,48	5,96	5,50
Tiene acceso a créditos de otras fuentes	7,46	3,31	4,59
o le prestan la cantidad que necesita	3,73	2,98	3,21
Está reportado en centrales de riesgo	11,94	7,95	9,17
Tuvo una mala experiencia	4,48	1,99	2,75
Total	100,00	100,00	100,00

Fuente: ELCA (2013, 2016).

y su relación con la informalidad laboral y que no podemos enfrentar con los datos. Entre ellos, variables relevantes en economía y por lo general difíciles de medir, por ejemplo, la calidad de las instituciones formales, las preferencias de los hogares y el análisis de costo-beneficio realizado por los hogares.

En primer lugar, es posible que los jefes de hogar con un trabajo informal tengan una preferencia por la informalidad, no sólo laboral sino también crediticia. Esto puede ser un reflejo de muchos factores institucionales, difíciles de detectar con los datos, como el escepticismo frente a la regulación vigente y a los beneficios de la formalidad. Así, individuos que deciden trabajar informalmente también pueden no valorar lo suficiente los beneficios de largo plazo de la formalidad, como la cobertura de seguridad social.

En segundo lugar, siguiendo el modelo teórico de Madestam (2014), el desarrollo institucional y la capacidad de hacer cumplir un contrato podrían ser los determinantes profundos del crédito informal; y a su vez, podríamos pensar que en el largo plazo, estos canales también están permeados por la informalidad laboral. Así, el rezago institucional del país podría ser un determinante profundo tanto de la informalidad laboral como de la informalidad crediticia.

Por otro lado, puede que los trabajadores informales traten de mantener sus ingresos al margen del estado para evitar a las autoridades tributarias. De acuerdo a esta perspectiva, los individuos, voluntariamente, prefieren trabajar informalmente para evitar los impuestos laborales, a cambio de no recibir cobertura en seguridad social, y en algunos casos, para seguir recibiendo subsidios del estado, como lo demuestran Farné y cols. (2016) para el caso colombiano y Levy (2008) para el caso mexicano. Así, los individuos tratan de mantenerse al margen de las instituciones crediticias formales, que por ley tienen que reportar a la Dirección Nacional de Impuestos y Aduanas Nacionales (DIAN) información sobre sus usuarios¹⁸.

Existe también otro mecanismo que podría explicar la relación entre informalidad laboral y crediticia, asociado a la noción misma de formalidad. Muchos de los trabajadores informales no están registrados en instituciones formales. Por esto, muchas veces pueden no tener los papeles y documentos que exige un banco para poder aplicar a un crédito formal.

Muy probablemente los resultados son explicados en alguna medida por ambas hipótesis, que no son mutuamente excluyentes. Así, es posible que un agente racional considere la sanción social de trabajar informalmente en su análisis costo be-

¹⁸ Ver resolución DIAN 8660 de 30-08-2010 y resolución DIAN 8662 de 30-08-2010.

neficio, y a su vez, trate de maximizar su ingreso decidiendo ser un trabajador informal.

V. Conclusiones

Este trabajo presenta evidencia que conecta a la informalidad laboral con la formalidad crediticia, utilizando como instrumento la reforma a los impuestos a la nómina de 2012. El estimador es robusto a diferentes definiciones tanto de formalidad laboral como de formalidad crediticia, y se ubica consistentemente alrededor de los -10 puntos porcentuales.

Es importante considerar que el resultado expuesto aquí tiene implicaciones importantes para políticas públicas, ya que incrementa los beneficios sociales de reducir la informalidad laboral. Una menor informalidad laboral no sólo mejora el bienestar de los trabajadores, otorgándoles los beneficios de la formalidad mencionados en la introducción de este artículo, como el acceso a servicios públicos o a tecnologías apropiadas y la protección social; sino que indirectamente también garantiza mejores condiciones de acceso al crédito,

con la posibilidad de obtener menores tasas de interés y de acudir a establecimientos de crédito formales, con una mejor calidad institucional. El trabajo también presenta evidencia que enriquece el debate acerca de la relación entre productividad, la informalidad y el acceso a crédito formal. Aquí se muestra evidencia que justifica que la informalidad impide el acceso al crédito adecuado, de tal forma que la dirección causal haría a los informales menos propensos a tener crédito formal y por este canal, serían menos productivos.

Los resultados aquí expuestos abren nuevos interrogantes acerca de la forma en que los agentes toman decisiones entre diferentes ámbitos en la informalidad. Para la investigación futura, hará falta establecer si el vínculo aquí encontrado se sostiene para otros tipos de informalidad, de tal forma que puedan esclarecerse los mecanismos económicos que explican los resultados aquí presentados. Además, puede plantearse si existe una relación entre otros tipos de informalidad, de tal forma que en un futuro tengamos más claridad sobre este complejo fenómeno.

Bibliografía

- Antón, A. (2014, Diciembre). The effect of payroll taxes on employment and wages under high labor informality. *IZA Journal of Labor and Development*.
- Barslund, M., y Tarp, F. (2008). Formal and informal rural credit in four provinces of Vietnam. *The Journal of Development Studies* (4).
- Beck, T., y Hoseini, M. (2014). Informality and access to finance: evidence from India. Tilburg University.
- Benvenuti, M., Casolaro, L., y Ciani, E. (2015, Septiembre). Informal loans, liquidity constraints and local credit supply: Evidence from Italy. Bank of Italy, Regional Economic Research Division, Florence Branch, Italy.
- Bernal, R. (2009). El mercado laboral informal en Colombia: identificación y caracterización. *Desarrollo y sociedad*.
- Betcherman, G., y Pagés, C. (2007). Estimating the impact of labor taxes on employment and the balances of the social insurance funds in turkey. *World Bank* (449).
- Bischof, D. (2017). New graphic schemes for Stata: plot-plain and plottig. *Stata Journal*.
- Biyase, M., y Fisher, B. (2017). Determinants of access to formal credit by the poor households. *Studia Universitatis Babeş-Bolyai. Oeconomica*.
- Cadena, X. (2014, Marzo). Servicios financieros en Colombia 2010-2013. Demanda, inclusión y bienestar. En V congreso de acceso a servicios financieros, sistemas y herramientas de pago. Online PDF.
- Cameron, A. C., y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconomics: Methods and applications* (First ed.). Cambridge.
- Cardona-Sosa, L., Medina, C., y Méndez, J. N. (2017). Impacto de las transferencias condicionadas sobre el mercado de crédito: el caso de familias en acción. Borradores de economía. Banco de la República(995).
- Caro, L., Galindo, A. J., y Meléndez, M. (2012). Credit, labor informality and firm performance in Colombia. Inter-American Development Bank.
- Catao, L., Pagés, C., y Rosales, M. (2009). Financial dependence, formal credit and informal jobs. new evidence from brazilian household data. *IZA Discussion Paper No. 4609*.
- DANE (2017a, 08 de Noviembre). Medición de empleo informal y seguridad social. *Boletín Técnico. Gran Encuesta Integrada de Hogares* (julio-septiembre 2017).
- DANE (2017b, 10 de Octubre). Medición de empleo informal y seguridad social. *Boletín Técnico. Gran Encuesta Integrada de Hogares* (junio-agosto 2017).
- Econometría (2007). Encuesta de mercado de crédito informal en Colombia. Programa MIDAS-USAID.
- Farné, S., Rodríguez, D., y Ríos, P. (2016). Impacto de los subsidios estatales sobre el mercado laboral en Colombia. Universidad Externado.
- Fernández, C., y Villar, L. (2016a, Octubre). The impact of lowering the payroll tax on informality in Colombia. Fedesarrollo.

- Fernández, C., y Villar, L. (2016b, Noviembre). A taxonomy of Colombia's informal labor market. Fedesarrollo.
- Fields, G. S. (2004). A guide to multisector labor market models. Working papers (86).
- Friedman, M. (1957). A theory of the consumption function. Princeton University Press.
- Gandelman, N., y Rasteletti, A. (2012a). Credit constraints, sector informality and firm investments: Evidence from a panel of Uruguayan firms. Research Department Publications IDB-WP-392, Inter-American Development Bank.
- Gandelman, N., y Rasteletti, A. (2012b). The impact of bank credit on employment formality in Uruguay. Research Department Publications 4778, Inter-American Development Bank.
- Greene, W. H. (2007). *Econometric analysis* (Seventh ed.). Pearson.
- Heckman, J. J. (1977). Sample selection bias as a specification error (with an application to the estimation of labor supply functions). *Econometrica*.
- Irégui, A., Melo, L., Ramírez, M., y Tribín, A. (2016). Determinantes del acceso al crédito formal e informal: Evidencia de los hogares de ingresos medios y bajos en Colombia. Banco de la República.
- Jann, B. (2005). Making regression tables from stored estimates. *Stata Journal*.
- Jann, B. (2007). Making regression tables simplified. *Stata Journal*.
- Karlan, D., y Zinman, J. (2010). Expanding credit access: Using randomized supply decisions to estimate the impacts. *The Review of Financial Studies*, 1 (23), 433-464.
- Kugler, A., Kugler, M., y Prada, L. O. H. (2017, Abril). Do payroll tax breaks stimulate formality? Evidence from Colombia's reform. NBER.
- Levy, S. (2009). Good intentions, bad outcomes. Brookings Institution Press.
- Loayza, N. V. (2016). Informality in the process of development and growth - policy brief. World Bank Policy Research Talks.
- Madestam, A. (2014). Informal finance: A theory of moneylenders. *Journal of Development Economics* (107), 157-174.
- Maldonado, J. H., García, L., del Pilar, R., y Rodríguez, C. (2010, Marzo). Evaluación de la gestión y la operación de la bancarización a través del programa familias en acción. *Revista Desarrollo y Sociedad*. CEDE.
- Maldonado, J. H., y Tejerina, L. (2010, Diciembre). Investing in large scale financial inclusion: The case of Colombia. Inter-American Development Bank. Social Protection and Health Division.
- Marulanda, B., Paredes, M., y Fajury, L. (2010). Acceso a servicios financieros en Colombia: retos para el siguiente cuatrienio. CAF, Fedesarrollo.
- Modigliani, F. (1966). The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. *Social Research*, 33 (2), 160-217.
- Mohieldin, M., y Wright, P. (2000). Formal and informal credit markets in Egypt. *Economic Development and Cultural Change* (3).
- Murcia, A. (2007). Determinantes del acceso al crédito de los hogares colombianos. *Borradores de Economía* (449).
- Perry, G. E., Maloney, W. F., Arias, O. S., Fajnzylber, P., Mason, A. D., y Saavedra-Chanduvi, J. (2007). Informality: Exit and exclusion. World Bank.

- Quoc, D. V. (2012, March). Determinants of household access to formal credit in the rural areas of theme kong delta, Vietnam. Munich Personal RePec Archive.
- Slonimczyk, F. (2011). The effect of taxation on informal unemployment. Evidence from the Russian flat tax reform. *London School of Economics*(449).
- Srinivas, a. H. Y., H. (1996). A continuum of informality of credit: What can informal lenders teach us? *Savings and Development*, 2 (20), 207-223.
- Williams, C. C., y Lansky, M. A. (2013). Informal employment in developed and developing economies: perspectives and policy responses. *International Labour Review*.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press.
- Xue, C. (2016). The determinants of formal and informal household loan selection: Evidence from china. *En Business challenges in the changing economic landscape - vol. 1: Proceedings of the 14th Eurasia business and economics society conference* (pp. 191{200). Cham: Springer International Publishing.
- Zanin, L. (2017, Febrero). Determinants of the conditional probability that a household has informal loans given liquidity constraints regarding access to credit banking channels. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*.

VI. Apéndices

A. Definición de las variables

La gran mayoría de las variables definidas en este trabajo están en línea con las definiciones empleadas por Irégui y cols. (2016). Las definiciones se hicieron de la siguiente forma:

- ❑ **Ocupados.** Son las personas que durante el trimestre de referencia se encontraban en una de las siguientes situaciones:

 - Trabajó por lo menos una hora remunerada en la semana de referencia.
 - Los que no trabajaron la semana de referencia, pero tenían un trabajo.
 - Trabajadores familiares sin remuneración que trabajaron en la semana de referencia por lo menos 1 hora.
- ❑ **Informal.** Informal toma el valor de 1 si el individuo está ocupado y no está afiliado al sistema pensional o si el individuo no está afiliado y no está cotizando.
- ❑ **Informal (DANE).** Informal (DANE) toma el valor de 1 si el individuo está ocupado y:

 - 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;
 - Los trabajadores familiares sin remuneración en empresas de cinco trabajadores o menos;
 - Los trabajadores sin remuneración en empresas o negocios de otros hogares;
 - Los empleados domésticos en empresas de cinco trabajadores o menos;
 - Los trabajadores por cuenta propia que laboran en establecimientos hasta cinco personas, excepto los independientes profesionales;
 - Los jornaleros o peones en empresas de cinco trabajadores o menos;
 - Los patronos o empleadores en empresas de cinco trabajadores o menos;
 - Se excluyen los obreros o empleados del gobierno.
- ❑ **Mora.** Mora toma el valor de 1 si el hogar contesta tener algún pago por una deuda en mora. En 2010 la pregunta era una posible respuesta a otra pregunta: "2. ¿Qué tipo de deuda tiene(n)?". A partir del 2013 se incluye una pregunta aparte si el hogar tiene o no un pago en mora.
- ❑ **Crédito.** Toma el valor de 1 si el hogar indica tener un crédito, 0 de lo contrario. Se podía identificar si el hogar tenía un crédito o no en la pregunta: "2. ¿Qué tipo de deuda tiene(n)?". La variable se recodifica para que tome el valor de 1 si en una deuda el hogar indica tener un crédito.
- ❑ **Tuvo choques.** La variable toma el valor de 1 si el hogar reporta haber tenido al menos un choque durante los últimos doce meses.

B. Método delta

El método delta permite estimar una aproximación de los errores estándar para una función $g(.)$ de

unos parámetros θ . El método delta establece que, dado unos estimadores tal que:

$$\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta) \rightarrow N(0, V)$$

dada una matriz de varianzas y covarianzas V , se puede usar la siguiente aproximación para obtener los errores estándar:

$$\sqrt{n} (g(\hat{\theta}) - g(\theta)) \rightarrow N(0, Vg(\theta)'VVg(\theta))$$

Para el caso de la función del vector de parámetros $\theta = (\beta, \zeta, \alpha)$:

$$\begin{aligned} \frac{\partial g(\theta)}{\partial \beta} &= 1 \\ \frac{\partial g(\theta)}{\partial \zeta} &= -\zeta \frac{\rho\sigma_\varepsilon}{\sigma_u} (\hat{\lambda}(z'_{its}\hat{\alpha})^2 + \hat{\lambda}(z'_{its}\hat{\alpha})) \\ \frac{\partial g(\theta)}{\partial \alpha} &= -\zeta \frac{\rho\sigma_\varepsilon}{\sigma_u} (2\hat{\lambda}(z'_{its}\hat{\alpha})^2 + \hat{\lambda}(z'_{its}\hat{\alpha})^2 + (z'_{its}\hat{\alpha})\hat{\lambda}(z'_{its}\hat{\alpha})) \end{aligned}$$

donde el tercer término es una expresión no lineal de las variables del modelo. Por simplicidad, en este estudio se estima el efecto marginal en el promedio de las variables.

C. Datos panel

Los datos panel (como la ELCA) pueden ofrecer una poderosa herramienta para hacer estimaciones econométricas, al permitir, por ejemplo, estimar modelos usando efectos fijos o efectos aleatorios.

Sin embargo, muchas veces se ignora que estas estimaciones son sólo posibles bajo supuestos muy rigurosos, como la exogeneidad estricta. La exogeneidad estricta, necesaria para obtener estimadores consistentes usando efectos fijos o efectos aleatorios, asume que:

$$E(\varepsilon_{its} | x_{its}) = 0 \quad \forall t, r$$

es decir, las variables exógenas del modelo no están relacionadas con el término de error para ningún período de tiempo en el modelo. El anterior es un supuesto muy fuerte en algunos contextos, y es difícil de sostener cuando se trabaja en contextos del mercado de crédito. En particular, asumir que las variables dependientes del modelo no están relacionadas con choques en el pasado puede no sostenerse con facilidad si consideramos que las decisiones de endeudamiento están estrechamente relacionadas con choques en el pasado. Podemos pensar, por ejemplo, en choques relacionados con desastres naturales, que obligan a los hogares a ajustar sus decisiones laborales y de endeudamiento para poder enfrentarlo adecuadamente. Un supuesto mucho más débil es la exogeneidad contemporánea, empleado para la estimación por Pool OLS (datos agrupados), la cual asume que:

$$E(\varepsilon_{its} | x_{its}) = 0 \quad \forall t$$

o dicho de otra forma, exige que las variables exógenas del modelo no estén relacionadas con el término de error en el mismo período de tiempo.

En el contexto del mercado de crédito, es mucho más razonable asumir que las decisiones laborales y de endeudamiento del hogar no están relacionadas con choques en ese mismo período de tiempo a asumir que no lo están para todos los períodos de tiempo. Así, no nos debería preocupar que el hogar haya cambiado sus decisiones de endeudamiento por choques en períodos anteriores, sino por que las variables que determinan que el hogar cambie sus decisiones de endeudamiento no estén relacionadas con choques o variables omitidas en ese mismo período de tiempo. Wooldridge (2010) sugiere un test para probar si se cumple la exogeneidad estricta en el modelo. El test se rechaza al 10%, 5%, y 1% de significancia.

A pesar de que el supuesto de exogeneidad contemporánea exige una relación menos estricta y más plausible entre el error y las variables del modelo entre diferentes períodos de tiempo, la estimación por Pool OLS también exige un supuesto fuerte sobre la relación entre las variables del modelo y los efectos fijos no observables en el modelo. Si tomamos el modelo principal e incluimos efectos fijos tendríamos:

$$P(cf_{its} | I_{its}, x_{its}) = \beta I_{its} + x'_{its} \gamma + v_i + \omega_s + \psi_i + \varepsilon_{its}$$

donde ψ_i representa los efectos fijos individuales constantes en el tiempo. Para que la estimación por Pool OLS sea consistente, necesitamos que se cumpla:

$$E(\varepsilon'_{its} \psi_i) = 0$$

es decir, es necesario asumir que no hay relación entre las variables exógenas del modelo y las variables individuales no observables constantes en el tiempo. Teniendo en cuenta la discusión sobre las posibles variables omitidas del modelo, podríamos estar en presencia de variables como la cultura de un individuo (muy importante a la hora de estudiar las decisiones de ahorro), rasgos psicológicos más o menos constantes en el tiempo, o variables como la habilidad de un individuo. Desafortunadamente es un supuesto que, aunque fuerte, en el contexto del mercado de crédito puede ser más plausible que el supuesto de exogeneidad estricta, y que, si el instrumento está correctamente definido, es en gran medida solucionado al emplear variables instrumentales.

D. Exogeneidad estricta

Como se ha discutido anteriormente, en el contexto de datos panel suelen emplearse efectos fijos para controlar por heterogeneidad individual constante en el tiempo. Aunque esto no controla por todas las variables omitidas, da cierta tranquilidad respecto a variables que al menos no cambian en el largo plazo. No inclusive, en el contexto del mercado crediticio es un supuesto demasiado fuerte, que podemos probar empíricamente. Para evaluar si se cumple el supuesto de exogeneidad contemporánea en el modelo, se usa un test propuesto por Wooldridge (2010) cuando $T > 2$. Se especifica el siguiente modelo:

$$y_{it} = x_{it} \beta + w_{i,t+1} \gamma + c_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T-1$$

donde $w_{i,t+1}$ es un subconjunto de $x_{i,t+1}$. Bajo el supuesto de exogeneidad estricta, $\gamma = 0$. El supuesto se lleva a cabo usando una estimación por efectos fijos. Para poner a prueba el supuesto, hacemos un test $X^2_{df=8}$ de significancia conjunta sobre $w_{i,t+1}$, y obtenemos el siguiente resultado:

$$X^2_{df=8} = 94.09 \text{ } p\text{-valor} = 0,0000$$

Con lo que rechazamos la hipótesis nula al 10%, 5%, y 1% de significancia y concluimos que no se cumple el supuesto de exogeneidad estricta.

Para comprobar que el supuesto no se cumple en este contexto, podemos estimar la ecuación principal con efectos fijos por individuo. El resultado puede observarse en el Cuadro 8.

El Cuadro 8 compara los coeficientes por pool y efectos fijos. Múltiples anomalías llaman la atención de dicha estimación: el coeficiente de efectos fijos es irracionalmente alto y no es estadísticamente significativo. Además, tiene signos contrarios para ambos tipos de informalidad laboral. De acuerdo a la estimación con efectos fijos, un trabajador informal tiene en promedio una probabilidad 86 puntos porcentuales mayor de tener un crédito formal; efecto completamente fuera de contexto. Otros problemas son, por ejemplo, un R^2 negativo, que refleja un pésimo ajuste de los datos. Por estos motivos, y teniendo en cuenta que el supuesto de exogeneidad estricta no se cumple, no se incluyeron efectos fijos en la estimación.

E. Comparación de la magnitud de estimadores por OLS y IV

En el Cuadro 9 se pueden encontrar tres especificaciones para el estimador del impacto de la informalidad laboral sobre el crédito formal. La primera columna muestra el estimador del coeficiente por OLS; la segunda, el estimador del coeficiente por variables instrumentales (IV); y la última columna, el estimador del modelo incluyendo la corrección del sesgo de selección. En primer lugar, es importante notar que los dos últimos coeficientes estimados por variables instrumentales son casi idénticos, lo que sugiere que, una vez se estima de forma adecuada el impacto marginal siguiendo la fórmula del efecto marginal, la corrección por el sesgo de selección no es una preocupación crucial en la estimación de los efectos marginales. Al estimar por variables instrumentales, es crucial comparar el estimador por IV con el estimador por OLS para establecer si el sesgo especificado teóricamente es consistente con la estimación. Como habíamos visto en la anterior sección, la presencia de variables omitidas debía hacer que el estimador de OLS estuviera sobreestimado. Los resultados del Cuadro 9 muestran que el estimador real de la informalidad sobre la probabilidad de tener un crédito formal es mayor en valor absoluto al estimador por OLS, y así muestran que el sesgo estaba en la dirección prevista. Wooldridge (2010) también menciona que, en presencia de instrumentos débiles, es natural encontrar R^2 cercanos a 1. Como podemos ver en el Cuadro 9, el R^2 no varía

virtualmente entre la estimación por OLS y IV, lo que da evidencia adicional a favor de la presencia de buenos instrumentos.

F. Cuadros adicionales

Para entender de forma precisa cómo se relaciona la informalidad entre el mercado laboral y el mercado de crédito, es importante revisar cómo se comporta la probabilidad condicional de tener un crédito informal en relación a la informalidad laboral.

El Cuadro 10 muestra este resultado, y de forma inversa a los resultados expuestos previamente, podemos ver que la informalidad laboral tiene un impacto de 9 puntos porcentuales sobre la probabilidad condicional de obtener un crédito informal.

Para hacer la corrección por el sesgo de selección, es indispensable corregir usando el método de Heckman (1977). Los resultados del modelo de selección, con los que se estima el IMR, se presentan a continuación en el Cuadro 11.

Cuadro 8
COMPARACIÓN DE COEFICIENTES DEL IMPACTO DE LA INFORMALIDAD LABORAL
SOBRE EL CRÉDITO FORMAL PARA POOL Y EFECTOS FIJOS.

	Pool (1) Crédito formal	Pool (2) Crédito formal	Efectos fijos (3) Crédito formal	Efectos fijos (3) Crédito formal
Informalidad laboral	-0.099 *** (-2.50)	-0.102 *** (-5.18)	0.863 (0.22)	-0.473 (-0.45)
Dummies de año y región	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí
Inverse Mills Ratio	Sí	Sí	Sí	Sí
N	2,177	2,177	2,177	2,177
R2 (Adj)	0.51	0.52	-0.14	0.29
VCE	R2C	R2C	R2C	R2C

z-estadísticos en paréntesis.

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

Fuente: ELCA (2013, 2016).

Cuadro 9
ESTIMACIÓN DEL IMPACTO DE LA INFORMALIDAD LABORAL SOBRE EL CRÉDITO FORMAL

	OLS (1) Crédito formal	IV (2) Crédito formal	IV (Mills) (3) Crédito formal
Informalidad laboral	-0,0468 ** (-2,00)	-0,102 *** (-3,02)	-0,099 *** (-2,50)
Dummies de año y región	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí
Inverse Mills Ratio	No	No	Sí
N	2.177	2.177	2.177
R ² (Adj)	0,53	0,52	0,52
VCE	R2C	R2C	R2C

t - estadísticos en paréntesis.

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

Fuente: ELCA (2013, 2016).

Cuadro 10
IMPACTO DE LA INFORMALIDAD LABORAL SOBRE EL CRÉDITO INFORMAL
PRIMERA Y SEGUNDA ETAPA

	(1) Informalidad laboral	(2) Crédito formal
Trat.Post	-0,064 *** (-4,44)	
Informalidad laboral		0,341 *** (2,97)
Dummies de año y región	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí
Inverse Mills Ratio	Sí	Sí
N	2.177	2.177
R ² (Adj)	0,37	0,17
F	19,71	0,15
VCE	R2C	R2C

t - estadísticos en paréntesis.

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

Fuente: ELCA (2013, 2016).

Cuadro 11
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE SELECCIÓN

	(1) Crédito informal (Salud y pensiones)		(2) Crédito informal (DANE)	
Informal (Salud y pensiones)	-0,341 ***	(-4,84)		
Informal (DANE)			-0,154 *	(-1,94)
Edad del jefe	0,00997	(0,53)	0,0183	(0,98)
Edad al cuadrado	-0,000209	(-0,94)	-0,000306	(-1,40)
Mora	0,102	(1,02)	0,0674	(0,66)
Asalariado de empresa particular	-0,0359	(-0,42)	-0,00150	(-0,02)
Género (1=Hombre)	-0,0478	(-0,54)	-0,0305	(-0,34)
Salario mensual (ln)	0,0230	(0,90)	0,0266	(0,97)
Familias en acción	0,103	(1,23)	0,0609	(0,72)
Ingreso equivalente	0,228 ***	(2,81)	0,252 ***	(2,95)
Tuvo al menos un choque	0,213 ***	(3,01)	0,203 ***	(2,83)
Tenencia vivienda:				
Propia, la están pagando	0,935 ***	(6,07)	0,956 ***	(6,19)
En arriendo o subarriendo	-0,118	(-1,47)	-0,117	(-1,46)
En usufructo u otro tipo de tenencia	-0,0462	(-0,45)	-0,0639	(-0,62)
Ocupante de hecho	-0,218	(-1,15)	-0,232	(-1,22)
Estado civil:				
Separado	-0,0881	(-0,81)	-0,0963	(-0,88)
Viudo	-0,233	(-1,30)	-0,270	(-1,41)
Soltero	-0,351 ***	(-3,06)	-0,338 ***	(-2,95)
Nivel de educación:				
Ninguno, preescolar o básica	-0,0868	(-1,03)	-0,112	(-1,34)
Técnico	0,0155	(0,14)	0,0385	(0,34)
Tecnológico	0,246 *	(1,68)	0,264 *	(1,81)
Universitario	-0,156	(-1,16)	-0,116	(-0,83)
Posgrado	0,173	(0,75)	0,202	(0,88)
NS/NR	-0,0863	(-0,60)	-0,0692	(-0,48)
Dummies de año y región	Sí		Sí	
N	4.323		4.323	
Pseudo-R2	0,10		0,10	
Chi2	216,19		176,16	

t - estadísticos en paréntesis.

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

Fuente: ELCA (2013, 2016).