



MEMORIAS CALL FOR PAPERS 2023

| Aso
Ban
Caria |



El acceso a servicios financieros de los hogares como mecanismo de suavización del consumo ante choques de violencia

Diego Alejandro Bermúdez Sierra

Resumen

Este artículo estudia cómo el impacto de la violencia en el consumo de los hogares está mediado por el acceso a servicios financieros. Haciendo uso de un panel de datos con información de 3.354 hogares rurales en Colombia para los años 2010, 2013 y 2016, se estima el efecto que tiene la exposición a choques de violencia y cómo el acceso a servicios financieros media esta relación, a través de la implementación de un modelo de efectos fijos de hogar y tiempo. Mis resultados sugieren que los servicios financieros son mecanismos potenciales de cobertura ante choques de violencia. Se observa que un incremento de una desviación estándar en el número de ataques por parte de grupos armados lleva a una reducción de 4 % en el consumo promedio de cada miembro del hogar. Sin embargo, para los hogares con acceso a servicios financieros no hay un efecto en el consumo producto de los choques de violencia.

Palabras Clave: Inclusión financiera, violencia, desarrollo económico, suavización de consumo, Colombia.

JEL: G21, G51, I30.

*Primero, quiero agradecer a Nicolás de Roux por su constante apoyo sin el cual no habría sido posible tener el enfoque y rigor durante este proceso. Así mismo, a mis jurados Andrea Velásquez y Andrés Moya, quienes mediante sus comentarios me ayudaron a robustecer mis resultados y ser más detallado en el análisis. Por último, quiero agradecer al centro de datos de la Universidad de los Andes por su atención y disposición para el desarrollo de mi tesis.

Access to financial service as a mechanism for consumption smoothing in the context of violence

Diego Alejandro Bermúdez Sierra

Abstract

This paper studies the impact of conflict on household consumption and how access to financial services can mediate this relationship. Using panel data information from 3.345 rural households in Colombia for the years 2010, 2013 and 2016, I estimated the effect of exposure to violent shocks and how access to financial services intermediated this relationship by implementing a fixed effects model for household and time. My results suggest that financial services are potential coverage mechanisms against violent shocks. I observe that an increase in one standard deviation in the number of attacks from armed groups reduces 4 % the average consumption for each household member. Nonetheless, for households able to access financial services, there is no effect on consumption as a consequence of violence.

Keywords: Financial inclusion, violence, economic development, consumption smoothing, Colombia.

JEL: G21, G51, I30.

1. Introducción

El conflicto armado y la violencia que esta deriva son un problema que impacta casi todos los agentes de la economía. Ante un escenario de conflicto, los individuos pueden enfrentarse a choques tales como: amenazas, daño físico, desplazamiento o inclusive la muerte (Brück et al., 2010). La literatura ha documentado ampliamente el efecto negativo que tiene el conflicto sobre el consumo de los hogares (Ibáñez y Vélez, 2007; Vélez, 2004; Crost et al., 2016). En Colombia, por ejemplo, se ha encontrado que el desplazamiento forzado conduce a disminuciones de 37 % en el consumo agregado de los hogares tras movilizarse como consecuencia de la violencia (Ibáñez y Moya, 2006). Ahora bien, los hogares que han sido víctimas de la violencia no solo ven un impacto en su consumo, sino que además pueden verse afectados vía precios, salarios, acceso a mercados, participación social u oportunidades de desarrollo (Justino, 2009). Por otro lado, la literatura sobre desarrollo económico ha argumentado que el acceso a servicios financieros puede ser un mecanismo que le permita a los hogares suavizar el consumo ante choques de salud, ingreso, entre otros (Cramer, 2021; Islam y Maitra, 2012; Rosenzweig y Wolpin, 1993). Se esperaría entonces que dicho acceso permita suavizar el efecto de choques de violencia.

Teóricamente se espera que el acceso a servicios financieros permita suavizar el efecto de choques de violencia en el consumo a partir de diferentes mecanismos. Primero, al tener ahorros en cuentas bancarias los hogares pueden disponer de manera inmediata de sus activos, lo cual supone una facilidad al momento de mantener su nivel de consumo. En adición, el hecho de que los depósitos se realicen en entidades vigiladas supone un nivel de riesgo bajo respecto al efectivo, puesto que los recursos en cuentas de ahorros pueden ser usados principalmente por los titulares de las cuentas (Gash y Gray, 2016). En segundo lugar, se espera que los hogares cuenten con acceso a seguros previo al choque, dando a estos la oportunidad de protegerse frente a los riesgos derivados de los choques negativos al obtener ingresos en caso de sufrir una calamidad (Chehade, El-Zoghbi y McConaghy, 2017). Por último, el endeudamiento para suavizar el consumo es una herramienta que junto con las cuentas de ahorro permite obtener recursos de manera inmediata. Sin embargo, presenta una ventaja para los hogares que sufren choques que afectan su consumo y es que el monto no depende de los activos propios, sino del nivel de endeudamiento que la entidad financiera le permita adquirir al hogar.

Este estudio busca entender cuál es el impacto que tiene la violencia sobre el consumo de los hogares y cómo el acceso a servicios financieros media esta relación, usando datos de la Encuesta Longitudinal Colombiana (ELCA). La ELCA es la primera fuente de información de su tipo para Colombia, contando con datos de acceso y tenencia de productos financieros; y variables socioeconómicas de caracterización para 3.354 hogares rurales durante los años 2010, 2013 y 2016. La naturaleza de los datos permite hacer ejercicios novedosos. En primer lugar, se da la posibilidad de evaluar las dinámicas de consumo del hogar ante choques de violencia ocurridos en diferentes momentos del tiempo. Segundo, se utilizará la granularidad existente en los datos con el fin de estudiar efectos heterogéneos de los choques de violencia según la tenencia de productos financieros. Adicionalmente, el valor de los productos de deuda adquiridos por el hogar permite evaluar el efecto marginal que tienen los ataques contra la población ante cambios en el nivel de endeudamiento de las personas.

*I am deeply grateful to my advisor Nicolás de Roux for his constant guidance that let me stay focused and rigorous during the investigation process. Moreover, I am indebted to my jury Andrea Velásquez and Andrés Moya, whose comments help me strengthen my results and detailed my analysis. Finally, I thank the people who gave me feedback and support throughout the writing of this document.

En la estrategia empírica se usa como variable de resultado una medida del gasto total destinado a consumo durante el año de la encuesta deflactado a precios constantes de 2010 y normalizando por el tamaño del hogar. Sumado a esto, se comparan aquellos hogares que habitan en municipios que fueron víctimas directas de la violencia durante los tres años previos a la medición y no tuvieron acceso a servicios financieros para cada una de las olas, frente a aquellos que sí lo tenían. Lo anterior se enmarca en una especificación econométrica con efectos fijos de hogar y año. La inclusión de estas variables permite controlar por características invariantes en el tiempo que puedan afectar el consumo (ej. Género del jefe de hogar). Sumado a esto, los efectos fijos de año capturan los choques que son comunes a todos los hogares (ej. Entorno macroeconómico). Así, el supuesto de identificación es que los ataques contra la población durante los tres periodos previos a la medición no se encuentren correlacionados con otros factores que afecten el consumo de los hogares para el año de la medición.

Los resultados indican que la exposición a la violencia tiene un efecto negativo y significativo sobre el gasto en consumo de los hogares. De manera consistente con la literatura (Fernández, Ibáñez y Peña, 2011; Justino, 2009), encuentro que un incremento en una desviación estándar en el número de ataques por cada 10.000 habitantes¹ (en el municipio al que pertenece el hogar) durante los últimos tres años disminuyen el consumo por miembro del hogar en 72.000 pesos colombianos (4 % relativo al promedio de la muestra). En segundo lugar, encuentro que para este incremento en la exposición a la violencia, hogares que cuentan con acceso a servicios financieros no ven su consumo afectado negativamente. En suma, estos hallazgos indican que los choques de violencia tienen un efecto negativo sobre el bienestar de los hogares y que el acceso al sector financiero formal es una herramienta efectiva en el corto plazo para poder mantener el consumo en niveles estables. En adición, este artículo hace una contribución metodológica al incluir efectos fijos de hogar, pues las estimaciones obtenidas haciendo uso de esta metodología mejoran estadísticamente respecto de aquellas realizadas al aplicar efectos fijos de municipio.

Esta investigación contribuye a la literatura sobre conflicto armado que se ha dado como una derivación de la economía del desarrollo (Blattman y Miguel, 2010). La literatura sobre violencia se ha enmarcado en tres corrientes principales: 1. cómo los individuos afrontan y reaccionan ante choques de violencia, 2. cuál es el rol de los individuos en la evolución del conflicto y 3. el efecto de la política pública en la población que vive en contextos de violencia (Brück, Justino y Verwimp, 2019). Este artículo se posiciona en la primera de ellas, caracterizada por estudiar el impacto de la violencia y cómo los agentes sobrellevan este choque (Arias et al., 2014).

La violencia y el conflicto llevan a pérdidas económicas para la población. La literatura ha buscado entender los diferentes mecanismos por los cuales el conflicto genera una disminución en el bienestar de los individuos. Por ejemplo, Justino y Verwimp (2013) argumentan que el conflicto violento puede contribuir al surgimiento de trampas de pobreza en ciertos grupos de la población que se vean afectados por asesinatos, heridas, saqueos, robos, secuestros, desplazamiento y destrucción. La relación entre conflicto y bienestar se ha expresado para diferentes tipos de violencia y *outcomes* a nivel microeconómico. Ibáñez y Moya (2006) muestran que hay pérdidas en el consumo e ingreso per *capita* de los hogares asociados al desplazamiento. Una de las causas potenciales de esta disminución en el bienestar surge a raíz del *trade-off* que enfrentan los individuos entre maximizar su bienestar y su seguridad física al momento de tomar la decisión de quedarse en su municipio de origen o emigrar (Justino, 2009). Otra corriente establece que el conflicto afecta negativamente la seguridad alimentaria, hecho que se ve exacerbado cuando las víctimas, previo al choque, vivían en condiciones de pobreza (Martin-VShields y Stojetz, 2019). Uno de los mecanismos bajo los cuales se dificulta el acceso a alimentación

de calidad es abordado, por ejemplo, por Fernández, Ibáñez y Peña (2011), quienes asociados a la adquisición de productos aumentan y se reduce además la demanda de bienes. Estas restricciones afectan especialmente a los hogares rurales, puesto que su principal fuente de ingresos proviene de la producción agrícola (Ibáñez y Kirchlhoff, 2001). De este modo, se establece que estas barreras sobre los mercados locales exacerban las dificultades que enfrentan las víctimas para mantener su bienestar ante un choque de violencia.

Cabe resaltar que la literatura sobre conflicto ha estudiado también los efectos de largo plazo que tiene la violencia sobre las víctimas y la economía. Así, casos como el de Colombia, Angola o Somalia revelan que los agentes económicos expuestos a la violencia por largos periodos sufren cambios estructurales en sus preferencias, capital humano y físico. Esto cambios se pueden observar particularmente en individuos que viven en contexto de guerra desde la infancia, puesto que alcanzan menos años de escolaridad (Bundervoet et al., 2009; Almond y Currie, 2011). También se muestra que la probabilidad de llegar a un nivel de desarrollo económico pre-conflicto disminuye entre más alta sea la duración de la guerra (Miguel y Roland, 2011). Sumado a esto, se encuentra que individuos que han sido afectados por la violencia tienen una mayor probabilidad de encontrarse en los percentiles de aversión al riesgo más altos (Brown et al., 2017). Lo anterior responde a que la población víctima del conflicto puede experimentar situaciones de peligro y angustia que los lleve a tomar decisiones menos riesgosas (Lerner y Keltner, 2001), aún cuando los beneficios potenciales sean nulos o inclusive negativos.

Por otro lado, los estudios sobre acceso a servicios financieros como mecanismos de suavización de choques se han centrado en los créditos y microcréditos y los choques a la salud (Yilma et al., 2014; Hoddinott, 2006), mientras que la interacción de choques de violencia con la tenencia de productos financieros no ha sido ampliamente explorada (Chehade et al., 2017). Así, en presencia de choques idiosincrásicos como los de salud, la bancarización muestra tener un efecto positivo sobre el consumo de los hogares. En el caso de individuos sin productos financieros, al momento del choque estos deben aplicar estrategias más costosas como: prestamos informales, venta de activos o deserción escolar con el fin de mantener su nivel de consumo (Islam y Maitra, 2012, DeLoach y Smith-Lin, 2017). De ahí que, en el contexto colombiano donde la integración del sector financiero ha crecido en más de 20 puntos porcentuales en los últimos años (Banca de las Oportunidades, 2021), toma relevancia el poder examinar los efectos que esta tiene sobre las víctimas de la violencia en el país.

Se ha argumentado que los choques de salud al igual que los de violencia afectan negativamente el consumo. Sin embargo, la naturaleza aleatoria e impredecible de los choques de salud deriva en que los hogares tengan mayor dificultad para asegurarse previo al choque (Islam y Maitra, 2009), lo cual contrasta con el carácter endógeno de los choques de violencia, dado que al estar correlacionado con características de los hogares (Ibáñez y Moya, 2005), puede existir una predisposición a buscar cobertura ante aumentos en la probabilidad de ser afectados por el conflicto. En este sentido, se establece que los mecanismos que median la relación entre el choque, el acceso a servicios financieros y el consumo no son necesariamente los mismos. No obstante, los choques de salud pueden conllevar a consecuencias relacionadas con la violencia, por ejemplo: muerte, venta de activos o deserción escolar. De este modo, se argumenta que ante el impacto negativo que pueden tener los choques de violencia sobre el consumo de los hogares, el acceso a servicios financieros puede ser una herramienta que suavice este impacto (Fernández, Ibáñez y Peña, 2011), tomando en cuenta que para el caso del conflicto, un hogar que sea desplazado y tenga una cuenta de ahorros puede acudir a esta para poder mantener su consumo posterior al choque.

¹ La desviación estándar es de 37 ataques por cada 10.000 habitantes.

Hay dos canales por los cuales el acceso a servicios financieros permite a los hogares suavizar su consumo. Zeller (1999) describe el primero como ex-ante, puesto que responde al acceso a productos previo a un choque y se relaciona con la capacidad de los hogares para anticipar situaciones que puedan afectar su consumo. De este modo, un individuo puede aumentar su ahorro, adquirir un crédito o asegurarse con el fin de mantener su nivel de consumo ante el evento de un choque. El caso complementario se da cuando la respuesta es ex-post y deriva de un hogar que ya sufrió un choque y de manera reactiva acude al sector financiero para poder mitigar las secuelas derivadas de este hecho. Este estudio contribuye a esta literatura al mostrar que hogares que han sido expuestos al conflicto ven en el sector financiero una alternativa para poder suavizar un choque que afecta negativamente su consumo, explorando así el segundo mecanismo, donde se tiene un conjunto de hogares que fueron expuestos al conflicto durante los años previos a la adquisición de productos con el fin de mitigar el impacto del choque en su consumo.

En adición a los beneficios discutidos previamente, se ha argumentado que el acceso al sector financiero tiene un efecto positivo sobre la disminución de la pobreza y la productividad de los hogares, sin embargo, la eficacia de estos instrumentos se ha puesto en duda como consecuencia de las barreras de acceso existentes en el mercado como pueden ser problemas de asimetría de información, altos costos, baja educación financiera (Banerjee, Karlan y Zinman, 2015). No obstante, esta caracterización es propia de los productos de deuda, pues es sobre estos que la literatura ha abordado los efectos potenciales de la bancarización (Rodríguez-Raga y Riaño, 2016). Así pues, este estudio busca identificar otro potencial beneficio del acceso a productos financieros: la suavización del consumo ante choques de violencia.

Lo que resta de este artículo se encuentra compuesto por tres secciones tras la introducción. En la segunda se aborda la estrategia empírica, en la cual se incluyen los datos, estadísticos descriptivos y la especificación del modelo econométrico. La tercera, resume los resultados y presenta pruebas de robustez. Por último, la cuarta sección aborda las conclusiones del estudio.

2. Estrategia empírica

Este artículo explora la manera cómo el acceso a servicios financieros puede incidir en el consumo de los hogares que han sido expuestos a choques violentos en Colombia. La evidencia que presento sugiere que aquellos hogares que han sido víctimas de violencia o han tenido algún grado de exposición a la misma ajustan su senda de consumo. Bajo este nuevo escenario, los hogares que han tenido acceso a productos financieros puedan cubrirse de manera más efectiva y suavizar su consumo respecto a los que no se encuentran cubiertos por el sector financiero formal. No obstante, el ajuste que el hogar haga sobre su consumo puede variar según el producto financiero al cual tenga acceso, de ahí que se plantee un modelo que, además de considerar el choque de violencia, aplique una especificación capaz de capturar tal heterogeneidad.

2.1 Datos

La principal fuente de información para la caracterización de los hogares es la Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de Los Andes (ELCA). Esta encuesta fue aplicada por primera vez entre abril y julio de 2010 a un total de 10.800 hogares, de los cuales un 44 % habitan zonas rurales. Este artículo hace uso de una muestra representativa para los 4.800 hogares rurales ubicados en cuatro microrregiones (Atlántica Media, Cundiboyacense, Eje Cafetero y Centro-Oriente) del país, pues es en

estas donde el conflicto se ha vivido con mayor profundidad (Arias, Ibáñez y Zambrano, 2019).

Tomando datos adicionales para las rondas de seguimiento realizadas en los años 2013 y 2016, se construye una estructura de datos panel que cuenta con información de: gastos, ingresos, acceso al sector financiero, participación laboral y composición de un total de 4.424 hogares distribuidos, durante la tercera ronda de la ELCA, en 89 municipios del país. La auto exclusión (rechazar la participación en el seguimiento) y las dificultades al momento de ubicar los hogares explican el 70 % de las pérdidas de hogares en la encuesta (Arteaga et al., 2017) - se dejan de seguir 220 hogares entre 2010 y 2013 y 156 durante el periodo siguiente. Respecto al crecimiento en el número de municipios alcanzados, se tiene que la migración por parte de las familias es la principal razón que moviliza este incremento, teniendo un aumento de 52 municipios entre la segunda y tercera ronda de la encuesta.

Para poder realizar estimaciones sobre el efecto que tienen los ataques violentos en los hogares de la ELCA, se hace uso del Panel Municipal del Centro de Estudios sobre desarrollo Económico (CEDE). Este recopila información proveniente del DANE, DAS, Departamento Nacional de Planeación (DNP), Ministerio de Defensa, la Policía Nacional y el Registro Único de Víctimas (RUV) entre los años 1990 y 2020. Estos datos contienen registros sobre el total de ataques violentos a la población, el número de desplazados, secuestrados, asesinados, entre otros tipos de violencia resultantes del conflicto, así como el número de hectáreas cultivadas y erradicadas con hoja de coca.

Una vez construida nuestra base con información de características a nivel de hogar y choques sobre los municipios, realizamos la transformación de la que será nuestra medida de consumo. Así, para cada una de las olas se anualizan y agregan los 73 tipos de productos existentes, obteniendo el valor total de la canasta del consumo del hogar y un conjunto de subcategorías en valores nominales (Gerstberger & Yaneva, 2013). Este valor es winzorizado: los valores que estén por encima del percentil 99 de la distribución del gasto se recodifican al valor del percentil 99. Luego se lleva el valor a pesos constantes de 2010. La Tabla 1 muestra cómo se comportan el gasto total en consumo y sus tres categorías principales a lo largo del panel. Se observa que, en promedio, los hogares disponen el 67% de sus ingresos para el consumo de bienes durables, específicamente comida y bebida no alcohólica y un 6% adicional al pago de servicios públicos. Esto nos conduce a que el 73% del gasto de un hogar rural en promedio se destina a cubrir las necesidades básicas de sus miembros.

El tamaño del hogar puede tener una incidencia sobre el gasto en consumo que este realiza y la distribución entre las categorías identificadas. Con el fin de observar el gasto por miembro del hogar (per capita) se realiza un ajuste dividiendo el gasto total en consumo entre el número de miembros en el periodo. La Tabla 1 muestra que los 3.776 hogares presentes en la encuesta cuentan con un promedio de 5 miembros, de los cuales su gasto total en consumo por individuo es de 1.67 millones de pesos colombianos. En paralelo con lo observado en la variable por niveles, el 6 % del gasto se destina al pago de servicios públicos, mientras que la participación de las comidas y bebidas no alcohólicas bajó un punto porcentual (p.p), ocupando así el 66 % del total.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas

Variable	Obs	Media	Desv. Est.	Mín.	Max.	Unidades
Gasto total en consumo	11328	6329460	3475900	0	21220894	Pesos constantes de 2010
Gasto en comidas y bebidas	11328	4237292	2185765	0	12244805	Pesos constantes de 2010
Gasto en bebidas alcohólicas	11328	136963	320229	0	2056545	Pesos constantes de 2010
Gasto en servicios públicos	11328	367032	484339	0	5030027	Pesos constantes de 2010
Ataques directos contra la po-	11328	41.9	37.3	1.4	345.9	Casos por cada 10.000 habitantes
Acceso a servicios financieros	11328	0.5	0.5	0	1	1 si tiene acceso 0 d.l.c
Acceso a crédito	11328	0.3	0.5	0	1	1 si tiene acceso 0 d.l.c
Acceso a productos de ahorro	11328	0.1	0.2	0	1	1 si tiene acceso 0 d.l.c
Acceso a seguros	11328	0.3	0.4	0	1	1 si tiene acceso 0 d.l.c
Valor créditos del hogar	11328	2	4.1	0	31.7	Millones de pesos constantes de 2010
Número de miembros del ho-	11328	4.5	2.1	1	19	Personas

Nota. Elaboración propia datos ELCA (2022)

Ahora bien, para construir nuestra variable de violencia, agregamos los ataques directos contra la población para los tres años previos a la realización de la encuesta. De este modo, para la primera ola (2010) se toma el total de ataques realizados entre los años 2007 y 2009. Esta variable es construida al sumar hechos violentos: amenazas, homicidios, desplazamiento, lesiones personales y daños materiales perpetrados por grupos al margen de la ley contra la población, normalizado por cada 10.000 habitantes del municipio en el año 2008². Se debe considerar que los choques de violencia tienen una consecuencia diferente según la intensidad con la que el hogar los haya experimentado, sin embargo, dada la naturaleza de la ELCA existe un sesgo potencial de tomar las respuestas de los encuestados al ser datos autoreportados (Ibáñez y Moya, 2005), es por este motivo que se usa una medida externa y agregada a nivel municipal que mitigue este problema. En adición, se prefiere utilizar un rezago de 3 periodos de manera agregada que nos permita enfrentar un posible problema de temporalidad. El cual puede ser atribuible al hecho de que las encuestas son realizadas a lo largo del año de medición, razón por la cual tomar un valor contemporáneo a t puede resultar en una amenaza a la identificación de nuestra variable objetivo.

Para definir la participación en el sector financiero se hará uso del marco propuesto por la Alianza para la Inclusión Financiera (2010), del cual se tomará la definición para dos de las dimensiones de la integración financiera. Específicamente, se empleará el acceso, el cual es denominado como la capacidad que tienen los hogares de utilizar realmente el sistema si así lo quieren (Beck, Demirgüç-Kunt y Martínez Peria, 2007). Por otro lado, este estudio se basa en la perspectiva de Stifel et al. (1999) y Brük (2004), quienes definen el consumo de los hogares como un indicador de bienestar, puesto que

²La construcción de esta variable se define como: $ADP_{k,t} = \frac{\sum \text{Hechos Violentos}_{k,[t-1,t-3]}}{\text{Población Total Municipio}_k} \times 10.000$ $ADP_{k,t}$ representa el número de Ataques Directos contra la Población en el municipio k y la ola t .

esta medida permite aproximar la capacidad de los individuos para acceder a aquellos elementos y bienes esenciales para el disfrute de una vida digna.

Finalmente, para la medición de acceso a servicios financieros se tomará el reporte de los hogares en la ELCA, donde se pregunta por la tenencia de diferentes tipos de productos financieros. En primer lugar, el acceso a crédito indica si el hogar cuenta con productos de deuda, tales como créditos y tarjetas de crédito emitidos por entidades reguladas (ej. bancos, corporativas, supermercados). Segundo, el acceso a productos de ahorro e inversión captura información respecto a la tenencia de acciones, bonos de deuda, CDTs, cesantías, cuentas de ahorro o fondos de inversión. En tercera instancia se captura información referente al acceso al mercado asegurador, en el cual se señala si algún miembro del hogar cuenta con una póliza vehicular, de vivienda, maquinaria, exequiales o de salud. En todos los casos se etiquetaron las variables, tomando el valor de 1 si el hogar cuenta con el producto financiero y 0 de lo contrario. Para nuestra variable de acceso principal (Acceso a servicios financieros) se toma una combinación de las tres anteriores, es decir, se marcará el hogar con 1 si cuenta con uno o más tipos de productos financieros. Así, el indicador captura, en general, el nivel de acceso a servicios financieros del hogar.

La Tabla 1 muestra que para aquellas zonas con una baja incidencia de violencia el número de ataques puede ser hasta 30 veces menor que la media, hecho que contrasta con el municipio de mayor afectación, el cual sufrió 8 veces más ataques por cada 10.000 habitantes que el promedio de territorios en este estudio. Sumado a esto, en la Tabla 6 del Apéndice se reporta el comportamiento de las variables de interés haciendo una distinción entre hogares ubicados en municipios que se encuentran por encima de la mediana de ataques en t y aquellos por debajo para cada una de las olas. Se observa que el promedio de ataques contra la población para aquellos municipios con alta exposición al conflicto es al menos 3 veces mayor a la media de los que presentan una baja exposición. Por su parte, se evidencia que en las dos primeras mediciones el promedio de acceso al sector financiero era mayor para hogares con una afectación mayor de violencia, lo cual se revierte en 2016. Esta tendencia se mantiene para los productos de crédito y seguros, sin embargo, en el caso del ahorro no se observan diferencias significativas en ninguno de los tres periodos.

2.2. Especificación del Modelo

Para evaluar el efecto que tiene la violencia sobre el gasto en consumo de los hogares se estima un modelo de mínimos cuadros ordinarios (MCO) con la siguiente especificación:

$$C_{i,t} = \alpha + \beta ADP_{k,[t-1,t-3]} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

Donde $C_{i,t}$ representa el gasto total en consumo del hogar i durante el periodo $t \in (2010, 2013, 2016)$. La variable $ADP_{k,[t-1,t-3]}$ denota el número de ataques directos contra la población por cada 10.000 habitantes para el municipio k entre $t - 1$ y $t - 3$. Se incluyen efectos fijos de hogar (μ_i), puesto que cambios en la composición del gasto de los hogares pueden estar asociadas a fuentes de heterogeneidad entre hogares (ej. localización de la vivienda). Por su parte, se adicionan efectos fijos de tiempo (δ_t) los cuales buscan incorporar el componente temporal que puede derivar en cambios en el consumo de todos los hogares (ej. escenario político y económico del país). Todas las regresiones incluyen los errores estándar a nivel de hogar.

Ahora bien, para que β cuente con una interpretación causal se debe cumplir que los choques de violencia no se

encuentren correlacionados con otros factores no observados que afecten el gasto en consumo de los hogares. En otras palabras, se asume que:

$$E[\varepsilon_{it} | ADP_{k,(t-1,t-3)}, \mu_i, \delta_t] = 0$$

Se presenta entonces una amenaza a nuestro supuesto de identificación, puesto que existe evidencia de que hay características socioeconómicas que afectan el consumo y que pueden determinar la profundidad con la que un individuo experimenta el conflicto armado (Justino, 2009). Al incorporar efectos fijos a nivel de hogar y año es plausible considerar que la variación within hogar a lo largo del tiempo en la exposición a la violencia no está correlacionada con otros factores que afectan el consumo. Sin embargo, es posible que para un mismo municipio haya cambios en el tiempo (ej. un crecimiento económico mayor en un municipio determinado o políticas militares que afecten departamentos específicos). Este problema ha sido abordado en la literatura (Moya, 2018) donde se establece en datos de corte transversal que es loable el cumplimiento del supuesto de exogeneidad. Sumado a esto, Velásquez (2019) argumenta que en estructuras de datos panel bajo la inclusión de efectos fijos se puede suponer que el choque de violencias es exógeno. Más adelante se discute la inclusión de controles municipales que permitan capturar la variación municipal en el tiempo.

Como se expuso previamente, las dinámicas de conflicto armado en el país resultan en una amenaza a la identificación de nuestro modelo. Es por esto que a lo largo de la sección 3.2 se discuten los resultados obtenidos para diferentes ejercicios de robustez realizados con el fin de poder determinar el cumplimiento realizado en nuestras estimaciones principales y la interpretabilidad de estos. En particular, se realiza la construcción de un modelo adicional que toma los ataques directos contra la población para un periodo determinado (2010) y el acceso a servicios financieros como se definió originalmente. Lo anterior tiene como fin mitigar el sesgo de endogeneidad atribuible a los factores que varían a nivel de hogar en el periodo de estudio y que a su vez pueden tener incidencia en el acceso a servicios financieros de los hogares. La consistencia en los resultados obtenidos para las diferentes especificaciones de nuestro modelo permite establecer que el uso de efectos fijos a nivel de ola y hogar, aprovechando el potencial de datos panel con el que se cuenta, una solución potencial a la amenaza de la identificación que supone la naturaleza de nuestros datos.

En segundo lugar, se estima un modelo que incluye el acceso a servicios financieros. Ex- tendiendo la ecuación presentada previamente se llega a un modelo que sigue la intuición planteada por Islam y Maitra (2012):

$$C_{i,t} = \alpha + \beta ADP_{k,(t-1,t-3)} + \phi ASF_{i,t} + \gamma (ADP_{k,(t-1,t-3)} \times ASF_{i,t}) + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

La principal diferencia entre las Ecuaciones 1 y 3 es la inclusión de la variable dicótoma $ASF_{(i,t)}$ que toma el valor de 1 si el hogar i reporta tener alguno de los servicios financieros entre las categorías de crédito, ahorro e inversión o seguros en el tiempo t . Los coeficientes de interés para el estudio son β y γ de la Ecuación 3, ya que permiten capturar el cambio en el gasto en consumo para los hogares que han experimentado choques de violencia y cómo esto depende del acceso a servicios financieros. Note que:

$$E[c|x] = \alpha + \beta ADP + \gamma ADP \times ASF$$

Por lo tanto, el efecto marginal del choque de violencia en el consumo es:

$$\frac{\delta E[c|x]}{\delta ADP} = \beta + \gamma ASF$$

Dado que ASF es una variable dicótoma, la Ecuación 4 permite establecer que un hogar que no tiene acceso a servicios financieros enfrentará un cambio equivalente a β en su consumo ante aumentos unitarios en la cantidad de ataques por cada 10.000 habitantes en su municipio de residencia, mientras que el efecto pasa a ser $\beta + \gamma$ cuando el hogar se encuentra bancarizado. La literatura ha documentado que el conflicto lleva a una disminución sobre el nivel de bienestar de la población (Kalyvas, 2007; Abadie y Gardeazabal, 2003; Zilic, 2015), por lo cual se espera que β tenga un signo negativo. Por su parte, se espera que γ sea positivo, esto siguiendo lo expuesto por Gertler, Levine y Moretti (2009) y Yilma (2014) quienes argumentan que el acceso a servicios financieros es una herramienta que permite suavizar el consumo de los hogares antes choques adversos.

3. Resultados

En esta sección se presentan y discuten las estimaciones para el efecto de los choques de violencia sobre el gasto en consumo de los hogares en presencia de acceso a servicios financieros. Posteriormente se muestran los resultados para diferentes categorías de consumo y medidas de acceso a servicios financieros, así como el efecto marginal de la violencia según el nivel de deuda del hogar. Por último, se estudian algunas pruebas de robustez con la inclusión de controles a nivel de ingreso, hogar y municipio.

En la Tabla 2 se observan los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de las ecuaciones (1) y (3) tomando el gasto per capita del hogar para diferentes categorías de consumo como variable dependiente³. Para cada una de las medidas de consumo se evalúa el modelo haciendo uso de efectos fijos de hogar y año. Los resultados observados para el efecto del choque sobre el gasto total en consumo son consistentes con lo encontrado en la literatura (Fernández, Ibáñez y Peña, 2011; Justino, 2009), encontrando que la exposición al conflicto tiene un efecto negativo para todas las categorías y significativo en el caso del gasto en servicios públicos. En contraste, se evidencia que al incluir la dummy de acceso a servicios financieros los resultados para la variables de ataques directos a la población por parte de grupos armados es negativa, mientras que la interacción entre la bancarización del hogar y el choque de violencia tiene un signo positivo. En otras palabras, se encuentra que $\hat{\beta} < 0$ y $\hat{\gamma} > 0$. Este resultado implica que el acceso a servicios financieros permite suavizar el efecto de los choques en el consumo. En ambos casos se observan resultados significativos para todas las clases de consumo, excepto por el gasto en bebidas alcohólicas y narcóticos.

³ En la Tabla 16 del Apéndice se reportan categorías de consumo adicionales como lo son: transporte, vestuario y calzado; y restaurantes y hoteles

Tabla 2: Modelo de Efectos Fijo para el Consumo Per Capita del Hogar

	Gasto Total		Gasto en Comida y Bebida No Alcohólica		Gasto en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	-118.2 (393.2)	-1923.7** (506.9)	-44.2 (233.0)	-507.1 (319.4)	-20.0 (40.5)	-79.1 (56.1)	-89.9* (54.0)	-238.6*** (70.8)
ASF _i		-63509.1 (39317.0)		-8327.9 (22769.2)		-1955.0 (4492.6)		-5311.5 (5846.9)
ADP _k x ASF _i		3137.3*** (646.2)		806.7** (375.0)		102.6 (68.0)		258.4** (108.9)
EF Hogar EF Ola	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328
R-cuadrado	0.000	0.010	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.002
Media Var. Independiente	1654283	164283	1087248	1087248	37579	37579	101702	101702
p-value ¹		0.016		0.286		0.638		0.804

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01**p<0.05 *p<0.1. ¹El p-valor reportado corresponde a una prueba estadística de significancia conjunta la cual busca establecer si se cumple la hipótesis: $b + \gamma = 0$. Elaboración propia datos ELCA (2022).

Los resultados de la columna (2) de la Tabla 2 implican que un incremento de una desviación estándar en el número de ataques experimentados (37.7) lleva a una disminución en el consumo de 71754⁴ pesos colombianos, los cuales corresponden a una reducción de 4% respecto al promedio del gasto total en consumo por miembro del hogar. Este efecto desaparece para los hogares con acceso a servicios financieros, pues $\hat{\gamma} > 0$ y $\hat{\gamma} > \hat{\beta}$. Este comportamiento se mantiene para los diferentes tipos de consumo, particularmente, para el gasto en servicios públicos el efecto total de los hogares bancarizados es aproximadamente 0. Esto significa que los hogares con acceso al sector financiero son capaces de mantener su consumo en servicios públicos, tales como: acueducto; alcantarillado y aseo; energía eléctrica; telefonía fija; y gas aún en presencia de conflicto. Ahora bien, dado que el p-valor asociado al gasto en comidas y bebidas no alcohólicas es mayor a 0.1 (columna 4), no hay razones para pensar que el efecto marginal de la violencia es diferente de cero, por lo cual se podría plantear que hogares con acceso a servicios financieros que han sido víctimas de la violencia aumentan su consumo, lo cual puede ser consecuencia de su capacidad de tener una mayor disponibilidad de recursos en el corto plazo, aún cuando se espera que estos neutralicen el choque.

Por su parte, las estimaciones para la versión simplificada del modelo expresado en la ecuación (1) se reportan en las columnas 1, 3, 5 y 7⁵. Es notable mencionar que se encuentra un *point estimate* negativo pero no significativo. Así pues, se argumenta que en promedio no hay un efecto negativo, sin embargo,

⁴ Este valor resulta de reemplazar en la ecuación (3) ADP_k por su desviación estándar y ASF_i = 0, dejando así: $71754 = -1923.7 \times (37.7) + 3137.3 \times (37.7) \times (0)$, nos queda así $71754 = -1923.7 \times (37.7)$.

⁵ Para poder capturar un posible efecto no lineal del choque de violencia, en la Tabla 10 del Apéndice se incorpora un ejercicio agregado por cuartil de violencia

este resultado incorpora una heterogeneidad importante entre los hogares que cuentan con acceso a servicios financieros respecto a los que no.

Los resultados para la prueba de hipótesis de significancia conjunta según la cual el valor de la ecuación 4 es igual a 0 son presentados en las columnas 2, 4, 6 y 8 de la Tabla 2. La evidencia presentada es robusta para diferentes especificaciones, donde se concluye que no hay razones para pensar que estadísticamente el efecto marginal de los ataques contra la población es diferente de cero. Cabe mencionar que para el gasto total en consumo de los hogares, se encuentra una sobrecompensación por parte de estos, es decir, los hogares que han sido víctimas de la violencia y además se encuentran bancarizados pueden compensar el choque sobre el consumo e inclusive llegar a incrementar el gasto en el corto plazo.

De manera complementaria, la Tabla 3 presenta los resultados de las estimaciones para el efecto del conflicto sobre el consumo total del hogar. En esta encontramos que las columnas 2, 4, 6 y 8 incluyen la interacción entre la variable de acceso a servicios financieros y el choque de violencia - ecuación (3). En general, se observa que el estimador de β tiene un efecto negativo y significativo similar al encontrado a nivel de habitante del hogar. En este caso, un incremento en una desviación estándar en el número de ataques por cada 10000 habitantes durante los tres años previos a la medición de la encuesta genera una disminución de 3 p.p respecto a la media del gasto total en consumo de los hogares. De nuevo, este efecto desaparece para hogares con acceso a servicios financieros.

Tabla 3: : Modelo de Efectos Fijos para el Consumo Total del Hogar

	Gasto Total		Gasto en Comida y Bebida No Alcohólica		Gasto en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	281.0 (1181.0)	-4344.7*** (1387.3)	769.3 (757.3)	-313.2 (928.1)	-15.4 (124.1)	-119.1 (153.5)	-281.0* (170.8)	-824.6*** (224.5)
ASF _i		336370.4*** (102290.7)		284462.1*** (68514.0)		26641.7** (12046.7)		-1576.6 (18114.0)
ADP _k x ASF _i		8186.2*** (1781.8)		1977.1* (1153.4)		189.1 (188.4)		949.8** (333.1)
EF Hogar EF Ola	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328
R-cuadrado	0.000	0.020	0.000	0.010	0.000	0.003	0.000	0.003
Media Var. Independiente	6329460	6329460	4237292	4237292	136963	136963	367032	367032
p-value ¹		0.011		0.080		0.653		0.608

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01**p<0.05 *p<0.1. ¹El p-valor reportado corresponde a una prueba estadística de significancia conjunta la cual busca establecer si se cumple la hipótesis: $b + \gamma = 0$. Elaboración propia datos ELCA (2022).

La evidencia presentada en la Tabla 3, nos permite concluir que en general hay una correlación positiva entre el acceso a servicios financieros y gasto en consumo, ya que (ϕ) (el coeficiente que acompaña ASF_i) es por lo general positivo y significativo. Esto es consistente con evidencia similar (Banerjee, Karlan y Zinman, 2015; Adebawale y Lawson, 2018), la cual sugiere que la bancarización se correlaciona positivamente con el consumo de los hogares y su riqueza. Además, los resultados encontrados en la Tabla 3 son coherentes respecto a lo observado en la Tabla 2 y mantienen la consistencia respecto a lo expuesto en la literatura referente a acceso al sector financiero como mecanismo de suavización de choques (Zeller, 1999; Menon, 2003; Belayeth et al., 2018).

3.1. Medidas Alternativas de Acceso Financiero

Aún cuando la evidencia sugiere que el acceso a servicios financieros tiene la capacidad de suavizar el consumo, se observa que los hogares se encuentran distribuidos entre diferentes tipos de productos y el efecto que tienen para suavizar choques que afecten el bienestar de los hogares puede variar. De este modo, la Tabla 4 presenta los resultados de la estimación del modelo principal con cuatro medidas diferentes de acceso al sector financiero, se mantiene la métrica utilizada para el choque de violencia y se toma el gasto total en consumo por miembro del hogar como variable dependiente. Se observa que para todos los tipos de acceso el coeficiente obtenido es positivo, sin embargo, en el caso de los productos de ahorro e inversión el resultado no es significativo. Estos hallazgos son consistentes con la evidencia obtenida para la línea base que toma una medida generalizada de acceso al sector financiero (Tabla 2).

Ahora bien, se encuentra que aquellos hogares que cuentan con acceso a productos de crédito pueden cubrir completamente el efecto del choque. A pesar de ello, la alternativa con un mejor desempeño individual son los seguros. Una posible explicación a esta diferencia es que la naturaleza de los productos del sector asegurador permite al hogar cubrirse directamente frente a los efectos de la violencia, por ejemplo, un hogar que cuenta con un seguro de vida y pierde uno de sus miembros como consecuencia del ataque de grupos armados puede recibir una indemnización que permita cubrir este evento.

Respecto a los productos de ahorro y crédito, se encuentra que este tipo de acceso es más efectivo que el atribuible a tenencia de cuentas de ahorro y CDTs. Esta relación es consistente con lo expuesto por Deloach y Smith-Lin (2017), quienes argumentan que la bancarización como mecanismo de suavización de consumo del hogar depende del tipo de producto al cual accedan sus miembros. Así, una persona que es víctima de la violencia incrementa su nivel de deuda a cambio de mantener su consumo.

La Tabla 4 permite explorar un resultado adicional: cómo el efecto del choque de violencia en el consumo varía según el monto del crédito. A partir de la columna 8 se puede establecer que los efectos marginales calculados en la ecuación (4) son significativos y siguen los signos esperados. La Figura 1 del Apéndice muestra el valor estimado de $\beta + \gamma \times \text{Valor crédito}$ e intervalos de confianza del 95 %, se observa que entre mayor sea el monto del crédito, menor será el efecto del choque de violencia. En adición, el punto donde el hogar puede cubrir el choque de violencia por completo (efecto marginal igual a 0) resulta más alto para la categoría de servicios públicos donde se requiere un préstamo de por lo menos 7.9 millones de pesos. Lo sigue el gasto en bebidas alcohólicas y narcóticos para el cual se requiere una deuda de 3.3 millones. En tercer lugar, se encuentra el gasto en bienes no durables que requiere un crédito por 2.6 millones de pesos para hacer nulo el choque y el cual puede llegar a

incrementar hasta 7 p.p respecto a su media si se adquiere el valor de endeudamiento máximo observado (30 millones de pesos colombianos).

Tabla 4: Modelo de Efectos Fijos para el Gasto Total en Consumo por Tipo de Servicio Financiero

	Acceso a Crédito		Acceso a Productos de Ahorro e Inversión		Acceso a Seguros		Valor Total Créditos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	-118.2 (393.2)	-954.1** (456.7)	-118.2 (393.2)	-172.6 (408.6)	-118.2 (393.2)	-981.8** (430.1)	-281.0* (170.8)	-848.8*** (425.7)
ASF _i		-66834.4 (44542.8)		200810.0*** (66473.3)		-11908.4 (44669.8)		-7973.5 (6998.5)
ADP _k x ASF:		2259.4*** (756.3)		601.6 (1004.8)		2651.0*** (648.0)		331.6*** (100.5)
EF Hogar EF Ola	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328
R-cuadrado	0.000	0.010	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.002
Media Var. Independiente	1654283	1654283	1654283	1654283	1654283	1654283	1654283	1654283
p-value ¹		0.046		0.658		0.006		0.192

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01**p<0.05 *p<0.1. ¹El p-valor reportado corresponde a una prueba estadística de significancia conjunta la cual busca establecer si se cumple la hipótesis: $b + y = 0$. Elaboración propia datos ELCA (2022).

3.2. Pruebas de robutez

A medida que los grupos armados siguen un proceso de decisión que maximice su utilidad buscando expandir su territorio o incrementar su nivel de activos, la decisión de atacar una población no se da de manera aleatoria (Arias, Ibáñez y Zambrano, 2019). Cabe mencionar que en este artículo, los autores cuentan solo con datos de la ELCA del 2010 y por lo tanto su variación es exclusivamente de sección cruzada. En este estudio, en cambio, la estructura de datos panel y la inclusión de efectos fijos de hogares hace más factible que el supuesto de exogenidad del choque de violencia se cumpla. Ahora bien, aún cuando se están controlando las características no observadas de los hogares mediante la inclusión de efectos fijos, existe un sesgo potencial que surge como consecuencia de las condiciones del hogar en la línea base. Hay evidencia que argumenta que hogares que ex-ante son más vulnerables cuentan con menos acceso a servicios financieros y a su vez se encuentran más expuestos a ser víctimas del conflicto. La Ecuación 5 hace frente a esta preocupación, incluyendo efectos fijos de año específicos al cuartil del ingreso.

$$C_{i,t} = \alpha + \beta ADP_{k,(t-1,t-3)} + \phi ASF_{i,t} + \gamma (ADP_{k,(t-1,t-3)} \times ASF_{i,t}) + \theta_{q,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Donde la variable dummy $\Theta_{q,t}$ representa los efectos fijos de cuartil de ingreso interactuados con efectos fijos de año. El cuartil de ingreso se determina a partir de los ingresos de los hogares en el primer año de la encuesta (2010).

La Tabla 5 muestra que al controlar por las características iniciales del hogar los resultados se mantienen. En particular, se observa que los coeficientes β y γ son significativos y mantienen su signo negativo y positivo respectivamente. Sumado a esto, la Tabla 12 del Apéndice, transforma la ecuación (5) al definir $\Theta_{(q,t)}$ como una dummy que representa efectos fijos de cuartil de PIB municipal promedio para los años 2005 a 2009 interactuado con la ola. Se encuentra que aún controlando por características previas del municipio, los resultados mantienen su signo y significancia, lo que muestra que tan loable es el cumplimiento de nuestro supuesto de exogenidad.

Un ejercicio adicional, sigue la discusión presentada en la sección 2.2, donde se argumenta que al capturar la variación de los municipios a los cuales pertenecen los hogares en el tiempo, se puede pensar en un cumplimiento más estricto del supuesto de identificación. La Tabla 14 del apéndice muestra los resultados de la ecuación (3) con la inclusión de efectos fijos a nivel municipal en cambio del hogar. De estas estimaciones es posible identificar que la implementación de efectos fijos a nivel de hogar permite obtener mejores resultados, lo que sugiere una contribución metodológica que conecta con lo presentado por Velásquez (2019).

Tabla 5: Modelo de Efectos Fijos de Ingreso y Ola para el Consumo per Cápita del Hogar

	Gasto Total		Gasto en comida y Bebida No Alcohólica		Gastos en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	-4.0 (404.2)	-1744.4*** (514.7)	-67.6 (236.3)	-556.3* (325.9)	-18.7 (42.0)	-18.7 (57.1)	-77.4 (55.3)	-206.0*** (74.5)
ASF _i		-58039.8 (38784.5)		-9852.0 (22758.1)		-1828.6 (4484.9)		-4699.9 (5880.7)
ADP _k x ASF _i		2975.7*** (639.7)		836.9** (379.2)		100.4 (67.0)		231.1** (110.0)
EF Hogar EF Ola	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328
R-cuadrado	0.002	0.010	0.002	0.003	0.000	0.001	0.002	0.003
Media Var. Independiente	1654283	1654283	1087248	1087248	37579	37579	101702	101702
p-value ¹		0.016		0.320		0.649		0.751

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01**p<0.05 *p<0.1. ¹El p- valor reportado corresponde a una prueba estadística de significancia conjunta la cual busca establecer si se cumple la hipótesis: $b + \gamma = 0$. Elaboración propia datos ELCA (2022).

Existe una amenaza potencial a la robustez de los resultados observados y es que el acceso a servicios financieros sea endógeno respecto al choque de violencia, puesto que la variable que captura la heterogeneidad de los grupos que se encuentran o no bancarizados es medida en t, mientras que los ataques directos contra la población se encuentran agregados para los tres periodos previos al año de medición. Para enfrentar esta preocupación, se realizaron dos ejercicios de robustez. En primer lugar, se estimó un modelo econométrico que sigue la especificación presentada en la ecuación 1, utilizando como outcome el acceso a servicios financieros. Los resultados se presentan en la Tabla 7 del Apéndice donde la columna (1) muestra la especificación inicial y la (2) incluye controles de efectos fijos temporales interactuados con el cuartil de ingreso. En ambos casos se encontró que la variable utilizada para medir el choque de violencia no es significativa. Por lo tanto, no hay razones para pensar que el acceso a servicios financieros está determinado por los ataques contra la población. En segundo lugar, la Tabla 8 del Apéndice muestra los resultados de las ecuaciones 1 y 2, tomando el Acceso a Servicios Financieros predeterminado sólo para el periodo del 2010. La evidencia sugiere que tanto β como γ siguen el comportamiento observado en las Tablas 2 y 3, sumado al hecho de que sus resultados son significativos al 1 %. En particular, bajo esta especificación se encuentra que aumentos en una desviación estándar del número de ataques contra la población llevan a una disminución en el consumo equivalente a 6.9 % del promedio de consumo por miembro del hogar. Por su parte, aquellos hogares que contaban con productos financieros en 2010 pueden neutralizar el choque y mantener su consumo. No obstante, bajo esta especificación se encuentra que para el gasto total, en comidas y bebidas no alcohólicas; y en bebidas alcohólicas y narcóticos los coeficientes son mayores que para la especificación principal. Esto puede hablar de una mejor capacidad de los hogares para suavizar su consumo cuando cuentan con mecanismos de cobertura previos al choque de violencia.

Una amenaza adicional a la validez del modelo utilizado es la forma como se realiza la medición del choque de violencia, ya que al buscar capturar la mayor variación posible proveniente de los datos se agrega la variable de violencia, sin embargo, para evaluar un efecto contemporáneo sujeto a la restricción de la recolección de información de la ELCA, se plantea en la Tabla 9 del Apéndice la estimación del modelo principal utilizando exclusivamente los ataques directos contra la población en $t-1$. Se observa que aún cuando las magnitudes cambian respecto a lo observado en la Tabla 2, donde el coeficiente de γ es el doble del previamente observado, los signos y significancia se mantienen.

Por último, la literatura de violencia argumenta que el desplazamiento forzoso puede ser una respuesta para conservar la vida (Ibáñez y Vélez, 2007). De este modo, existe una posibilidad de que los hogares busquen migrar en respuesta a los choques de violencia, dejando así un problema de selección potencial en caso de que estos sean elegidos por condiciones como su nivel de gasto o acceso a servicios financieros. La naturaleza de los datos permite crear una marca que identifique a los hogares que migraron de su municipio, de este modo se encuentra que en 2013 el 2.5 % del total de hogares eran migrantes, mientras que en 2016 este valor llegó a 2.8 %. Ahora bien, la Tabla 11 reporta los resultados de la estimación para los años 2013 y 2016 excluyendo los hogares migrantes, se encuentra que los coeficientes para el choque de violencia y el acceso a servicios financieros son significativos y mantienen los signos esperados.

4. Conclusiones

Dentro de la literatura económica ha tomado relevancia el análisis de la violencia, sus causas y consecuencias. En este sentido, autores como Brück et al. (2010); Ibáñez y Moya (2006); y Justino (2009) enfatizan en los costos sociales y económicos que los conflictos armados tienen principalmente sobre las víctimas. En paralelo, se ha discutido el rol del sector financiero y la importancia que este toma para que las personas tengan una mayor cobertura ante choques que afecten su bienestar (Menon, 2003;

Sawada, 2007; Cramer, 2021; Banerjee, Karlan y Zinman, 2015). Esta investigación busca contribuir a la literatura en ambos sentidos: primero, estimando el efecto que tiene el conflicto sobre el consumo de los hogares y, segundo, abordando la capacidad que tiene el acceso a servicios para suavizar choques de violencia.

Este artículo hace uso de una especificación de efectos fijos a nivel de hogar y tiempo estimados mediante una metodología de mínimos cuadrados ordinarios sobre un panel de datos construido a partir de una encuesta realizada a 3.354 hogares rurales para los años 2010, 2013 y 2016 en Colombia. Los resultados son consistentes con lo esperado en términos de dirección y significancia. Se encuentra que un incremento en el número de ataques por cada 10.000 habitantes por parte de grupos armados conduce a una disminución en 4 % del promedio del gasto en consumo por miembro del hogar. En contraste, se encuentra que hogares que experimentan el mismo aumento en la violencia sufrida y que cuentan con acceso a servicios financieros no perciben dicha disminución.

Al realizar una distinción entre los tres tipos de productos considerados en este artículo: crédito, ahorro y seguros, se evidencia que el producto con mayor potencial para suavizar los choques de violencia son los seguros. Esto significa que una buena alternativa de política pública es mejorar la oferta de servicios de seguros existente en el país actualmente, puesto que su penetración en el mercado es de apenas 3 % del PIB nacional y apenas un 10% de este valor se da en el sector rural (Banca de las Oportunidades, 2021).

Este estudio abre la puerta a posibles investigaciones futuras. Por ejemplo, se podría estudiar cómo el acceso a servicios financieros permite suavizar otros tipos de choques violentos como el homicidio. En segundo lugar, el efecto de largo plazo sobre el consumo en un contexto de post-conflicto puede ser de interés y explorarse mediante futuras olas de la ELCA. Por último, la capacidad de los servicios financieros para suavizar el consumo de los hogares puede extrapolarse a choques de diferentes naturalezas en el caso colombiano como los choques climáticos o los choques a la salud.

5. Bibliografía

Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American economic review*, 93 (1), 113-132.

Adebowale, O. & Lawson, D. (2018). How does access to formal finance affect household welfare dynamics? Micro evidence from Nigeria. *Global Development Institute*, 24.

Alianza para la Inclusión Financiera. (2010). La medición de la inclusión financiera para entes reguladores: Diseño e implementación de encuestas.

Amin, S., Rai, A., & Topa, G. (2003). Does microcredit reach the poor and vulnerable?

Evidence from northern Bangladesh. *Journal of Development Economics* 70 (1), 59-82.

Arteaga, J. & Ibáñez, A. M. (2018). Migración en la ELCA: ¿Quiénes migran, por qué motivos y cuáles son los beneficios potenciales?. Documentos CEDE. Bogotá, Colombia: Universidad de los Andes.

Arteaga, J., Castaño, L. M., Flórez, C. E., Fuertes, N. D., Galeano, M. A., Moya, A., ... & Tibavisco, M. (2017). Colombia en movimiento-2010-2013-2016: los cambios en la vida de los hogares a través de la Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de los Andes (ELCA). Bogotá, Colombia: Ediciones Uniandes.

Arias, M., Camacho, A., Ibáñez, A., Mejía, D. & Rodríguez, C. (2014). Costos económicos y sociales del conflicto en Colombia: ¿Cómo construir un posconflicto sostenible?. Bogotá, Colombia: Ediciones Uniandes.

Arias, M., Ibáñez, A. & Zambrano, A. (2018). Agricultural production amid conflict: Separating the effects of conflict into shocks and uncertainty. *World Development*, 119 (1), 165-184.

Banerjee, A., Karlan, D. & Zinman, J. (2015). Six Randomized Evaluations of Micro-credit: Introduction and Further Steps. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7 (1), 1-21.

Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. & Martínez Peria, M. S. (2007). Reaching out. Access to and use of banking services across countries. *Journal of Financial Economics*, 85 (1), 234-266.

Beck, T., Levine, R. & Loayza, N. (1999). Finance and the source of growth. *Journal of Financial Economics*, 58 (2000), 261-300.

Bircan, C., Brück, T. & Vothknecht, M. (2010). Violent conflict and inequality. *Oxford Development Studies*, 45 (2), 125-144.

Brück, T., Justino, P., Verwimp, P. & Avdeenko, A. (2010). Identifying conflict and violence in micro-level surveys. Households in Conflict Network Working Paper (79).

Brück, T., Justino, P. & Verwimp, P. (2019). The microeconomics of violent conflict. *Journal of Development Economics* (141), 102297.

Brown, R., Montalva, V., Thomas, D. & Velásquez, A. (2019). Impact of violent crime on risk aversion: Evidence from the Mexican drug war. *Review of Economics and Statistics*, 101 (5), 892-904.

Carter, M. & Moya, A. (2019). Violence and the formation of hopelessness: Evidence from internally displaced persons in Colombia. *World Development*, 113 (1), 100-115.

Castro, J., Diaz, L., Gomez, J., Mora, T. & Rodriguez, D. (2018). Bancarization and violence in Colombia. Borradores de Economía. Bogotá, Colombia: Banco de la República.

Chetty, R. & Looney, A. (2006). Consumption smoothing and the welfare consequences of social insurance in developing economies. *Journal of Public Economics*, 90 (1), 2351- 2356.

Chehade, N., El-Zoghbi, M., McConaghy, P. & Soursourian. (2017). The Role of Financial Services in Humanitarian Crises. *Access to Finance Forum*, 12.

Chowdhury, M., Das, S., Hussain, A. & Sultana, S. (2018). Does financial inclusion increase financial resilience? Evidence from Bangladesh. Malaysia: Universiti Sains Malaysia.

Cramer, K. (2021). Bank presence and health. LSE Finance Department.

Crost, B., Felter, J. H. & Johnston, P. B. (2016). Conditional cash transfers, civil conflict and insurgent influence: Experimental evidence from the Philippines. *Journal of Development Economics*, 118, 171-182.

DeLoach, S. B. & Smith-Lin, M. (2017). The role of savings and credit in coping with idiosyncratic household shocks. *The Journal of Development Studies*.

Donadelli, M. & Gufler, I. (2021). Consumption smoothing, risk sharing and financial integration. *The World Economy*, 44 (1), 143-187.

Fernández, M., Ibáñez, A. M. & Peña, X. (2011). Adjusting the Labor Supply to Mitigate Violent Shocks: Evidence from Rural Colombia. Documentos CEDE - ELCA. Bogotá, Colombia: Universidad de los Andes.

Gertler, P., Levine, D. I. & Moretti, E. (2009). Do microfinance programs help families insure consumption against illness?. *Health economics*, 18 (3), 257-273.

Hoddinott, J. (2006). Shocks and their consequences across and within households in rural Zimbabwe. *Journal of Development Studies*, 42 (2), 301-321.

Ibáñez, A. & Kirchhoff, S. (2002). Displacement due to violence in Colombia: Determinants and consequences at the household level. ZEF Bonn, 41.

Ibáñez, A. & Moya, A. (2006). ¿Cómo el desplazamiento forzado deteriora el bienestar de los hogares desplazados?: Análisis y determinantes del bienestar en los municipios de recepción. Documentos CEDE. Bogotá, Colombia: Universidad de los Andes.

Ibáñez, A. & Vélez, C. E. (2007). Civil conflict and forced migration: The micro determinants and welfare losses of displacement in Colombia. *World Development*, 36 (4), 659-676.

Islam, A. & Maitra, P. (2012). Health shocks and consumption smoothing in rural households: Does microcredit have a role to play?. *Journal of Development Economics*, 97, 232-243.

Justino, P. (2009). Poverty and violent conflict: a micro-level perspective on the causes and duration of warfare. *J. Peace Res*, 46 (3), 315–333.

Justino, P., Brück, T. & Verwimp, P. (2019). A Micro-level Perspective on the Dynamics of Conflict, Violence and Development. Oxford University Press, Oxford.

Justino, P. & Verwimp, P. (2013). Poverty dynamics, violent conflict, and convergence in Rwanda. *Review of Income and Wealth*, 59 (1), 66-90.

Kalyvas, S. N. (2006). The logic of violence in civil war. Chicago, Estados Unidos: Cambridge University Press.

Lerner, J. & D. Keltner (2001). Fear, Anger and Risk. *Journal of Personality and Social Psychology* 81 (1): 146-59.

Macours, K. (2011). Increasing inequality and civil conflict in Nepal. *Oxford Economic Papers*, 63 (1), 1-26.

Martin-Shields, C. P. & Stojetz, W. (2019). Food security and conflict: Empirical challenges and future opportunities for research and policy making on food security and conflict. *World Development*, 119 (1), 150-164.

Menon, N. (2003). Consumption smoothing in micro-credit programs (No. 0403005). Munich, Germany: University Library of Munich.

Rodríguez-Raga, S. & Riaño, F.F. (2016). Determinantes del acceso a los productos financieros en los hogares colombianos. *Estudios Gerenciales*.

Rosenzweig, M. & Wolpin, K. (1993). Credit market constraints, consumption smoothing, and the accumulation of durable production assets in low-income countries: Investments in bullocks in India. *Journal of Political Economy*, 101 (2), 223-244.

Sawada, Y. (2007). The impact of natural and manmade disasters on household welfare. *Agricultural Economics*, 37 (1).

Stifel, D et. al. (1999) Inter-temporal Changes in Welfare: Preliminary Results from Nine African Countries. Nueva York, Estados Unidos: Cornell University.

Superintendencia Financiera de Colombia. (2021). Reporte de inclusión financiera 2020.

Vélez, P. (2004). Desplazamiento en Soacha ¿Se recuperan los desplazados del choque inicial?. Documentos CEDE. Bogotá, Colombia: Universidad de los Andes.

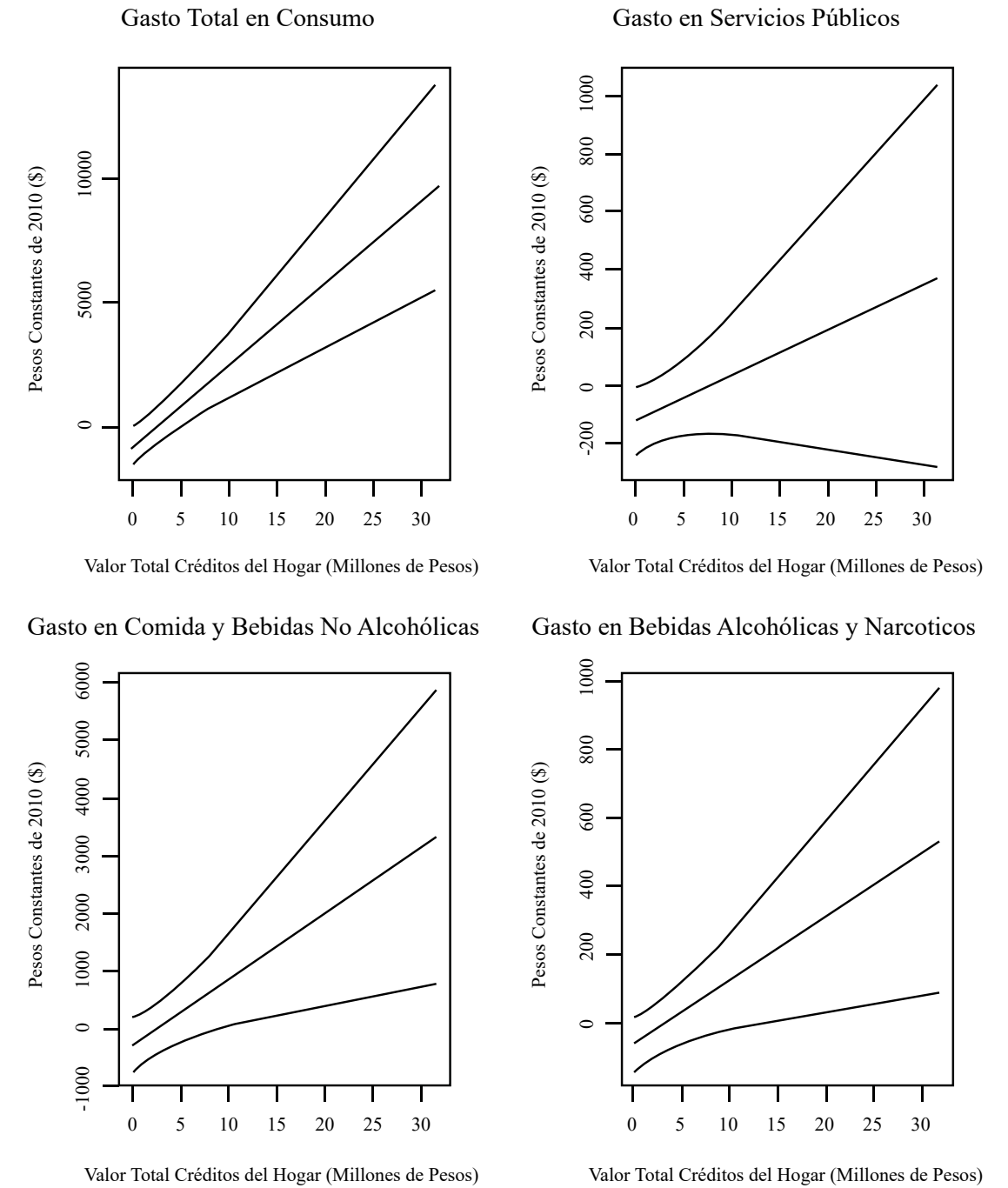
Yilma, Z., Mebratie, A., Sparrow, R., Abebaw, D., Dekker, M., Alemu, G. & Bedi, A. (2014). Coping with shocks in rural Ethiopia. *Journal of Development Studies*, 50 (7), 1009-1024.

Zeller, M. (1999). The role of micro-finance for income and consumption smoothing. International Food Policy Research Institute. Washington D.C., Estados Unidos: Inter- American Development Bank.

Zilic, I. (2018). Effect of forced displacement on health. *Journal of the Royal Statistical Society*, 181 (3), 889-906.

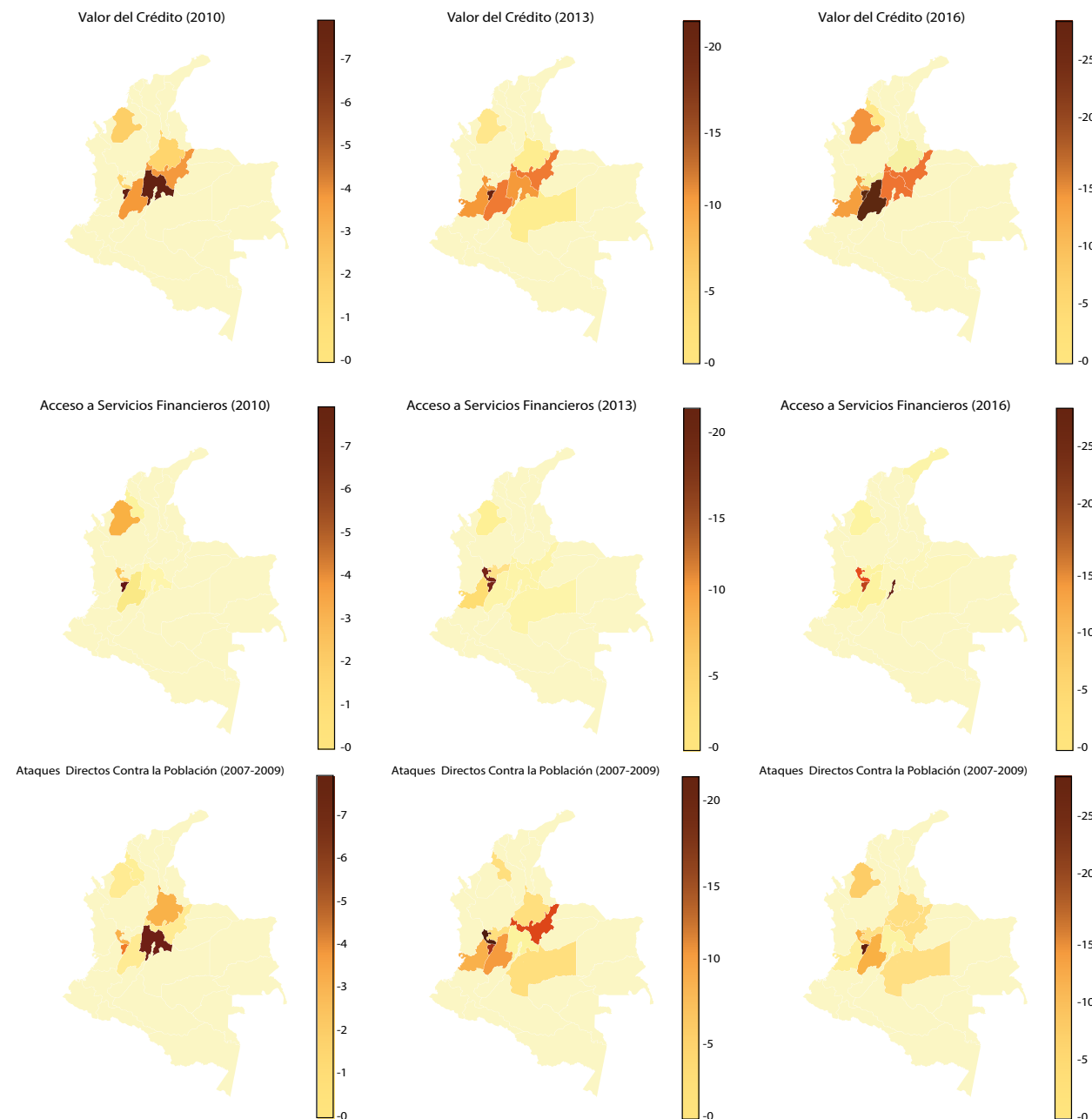
Apéndice

Figura 1: Efecto Marginal estimado del choque de violencia en el consumo para diferentes niveles del valor del crédito



Nota: Estos resultados se basan en la columna (8) de la Tabla 4. La línea sólida es el valor de $\hat{\beta} + \hat{\gamma} \times \text{Valor crédito}$. Las líneas punteadas representan los intervalos de confianza del 95 %.

Figura 2: Evolución Territorial de los Ataques Directos Contra la Población y el Acceso a Servicios Financieros entre 2010 y 2016



Nota: La métrica utilizada para nuestras variables de interés es el promedio agregado a nivel departamental en las diferentes olas analizadas en el estudio. Elaboración propia, ELCA (2022).

Tabla 6: Estadísticas descriptivas por Ola y Exposición a la Violencia

Ola = 2010							
Variable	ADP > mediana			ADP < mediana			p-valor
	Obs	Media	Desv.Est.	Obs	Media	Desv.Est.	
Gasto total en consumo	1797	5704184	2900582	1979	5226925	2734782	0.0000
Gasto en comidas y bebidas no alcohólicas	1797	4483076	2277681	1979	4055687	2099795	0.0000
Gasto en bebidas alcohólicas y narcóticos	1797	113570	279454	1979	131175	307322	0.0653
Gasto en servicios públicos	1797	241266	271414	1979	221505	234564	0.0172
Ataques directos contra la población	1797	51.1	28.9	1979	8.8	4.0	0.0000
Acceso a servicios financieros	1797	0.4	0.5	1979	0.2	0.4	0.0000
Acceso a crédito	1797	0.3	0.5	1979	0.2	0.4	0.0000
Acceso a productos de ahorro e inversión	1797	0.0	0.2	1979	0.1	0.2	0.0304
Acceso a seguros	1797	0.1	0.2	1979	0.0	0.1	0.0000
Valor créditos del hogar	1797	2.2	4.2	1979	1.0	2.8	0.0000
Número de miembros del hogar	1797	4.5	0.2	1979	5.1	2.3	0.0000

Ola = 2013							
Variable	ADP > mediana			ADP < mediana			p-valor
	Obs	Media	Desv.Est.	Obs	Media	Desv.Est.	
Gasto total en consumo	1880	6103307	3038182	1896	5825582	3199669	0.0063
Gasto en comidas y bebidas no alcohólicas	1880	4071283	1921912	1896	3876926	2004840	0.0024
Gasto en bebidas alcohólicas y narcóticos	1880	132036	310921	1896	141965	318236	0.3323
Gasto en servicios públicos	1880	505184	681167	1896	423379	726411	0.0004
Ataques directos contra la población	1880	59.2	37.3	1896	14.4	10.4	0.0000
Acceso a servicios financieros	1880	0.7	0.5	1896	0.5	0.4	0.0000
Acceso a crédito	1880	0.4	0.5	1896	0.3	0.4	0.0000
Acceso a productos de ahorro e inversión	1880	0.1	0.2	1896	0.1	0.2	0.1134
Acceso a seguros	1880	0.5	0.5	1896	0.2	0.1	0.0000
Valor créditos del hogar	1880	2.5	4.6	1896	1.5	2.8	0.0000
Número de miembros del hogar	1880	4.3	1.8	1896	4.9	2.3	0.0000

Ola = 2016							
	ADP>mediana			ADP<mediana			p-valor
	Obs	Media	Desv.Est.	Obs	Media	Desv.Est.	
Gasto total en consumo	1683	7750609	3979873	2093	7425619	4029111	0.0131
Gasto en comidas y bebidas no alcohólicas	1683	4523336	2294037	2093	4443531	2391960	0.2972
Gasto en bebidas alcohólicas y narcóticos	1683	149448	341905	2093	152376	354151	0.7968
Gasto en servicios públicos	1683	431003	344175	2093	386038	328031	0.0001
Ataques directos contra la población	1683	96.8	29.9	2093	30.4	11.1	0.0000
Acceso a servicios financieros	1683	0.6	0.5	2093	0.7	0.5	0.0000
Acceso a crédito	1683	0.4	0.5	2093	0.4	0.5	0.0059
Acceso a productos de ahorro e inversión	1683	0.1	0.3	2093	0.1	0.2	0.0041
Acceso a seguros	1683	0.4	0.5	2093	0.5	0.5	0.0000
Valor créditos del hogar	1683	1.9	4.0	2093	2.9	4.8	0.0000
Número de miembros del hogar	1683	4.2	1.9	2093	4.1	1.9	0.8346

Nota: ELab Elaboración propia datos ELCA (2022). Los p-valores reportados corresponden a una prueba estadística de diferencia de medias cuya hipótesis nula es que la Media del grupo de alta exposición a la violencia y la de baja son cero.

Tabla 7: Prueba de Endogeneidad Acceso a servicios Financiero

	Acceso a Servicios Financieros	
	(1)	(2)
ADP _i	-0.00017 (0.00016)	-0.00011 (0.00016)
EF Hogar	Si	Si
EF Ola	Si	Si
EF Ingreso x Ola	No	Si
Observaciones	11328	11328
R-cuadrado	0.00692	0.00173
Media Var. Independiente	0.5	0.3

Nota: Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1. Elaboración propia, datos ELCA(2022).

Tabla 8: Modelo de Efectos Fijos de Ingreso y Ola para el Consumo per cápita del Hogar (Acceso a Servicios Financieros en 2010)

	Gasto Total		Gasto en comida y Bebida No Alcohólica		Gastos en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	-706.0 (567.8)	-3084.5*** (740.2)	-255.2 (334.7)	-1305.3*** (437.0)	-29.0 (63.9)	-103.3 (83.6)	-41.1 (100.1)	-124.3 (131.0)
ASF _i		-146693.0** (57899.1)		-16233.9* (34180.2)		-7068.6 (6542.5)		-4606.6 (10245.0)
ADP _k x ASF _i		4253.2*** (854.4)		1877.3*** (504.4)		133.0 (96.5)		148.7 (151.2)
EF Hogar	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF Ola	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	7552	7552	7552	7552	7552	7552	7552	7552
R-cuadrado	0.000	0.010	0.000	0.004	0.000	0.001	0.000	0.000
Media Var. Independiente	1654283	1654283	1087248	1087248	37579	37579	101702	101702
p-valor ¹		0.218		0.649		0.552		0.617

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1. El p-valor reportado corresponde a una prueba estadística de significancia conjunta la cual busca establecer si se cumple la hipótesis: $b + y = 0$. Elaboración propia datos ELCA (2022).

Tabla 9: Modelo de Efectos Fijos para el Consumo per cápita del Hogar (Ataques Directos contra la Población en t-1)

	Gasto Total		Gasto en comida y Bebida No Alcohólica		Gastos en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	-1033.7 (1085.5)	-5073.8*** (1418.1)	-1145.5 (665.7)	-2084.4** (871.0)	-22.0 (117.0)	-54.0 (153.1)	-204.5 (172.6)	-540.6** (225.8)
ASF _i		-40953.0 (36542.9)		485.3 (22444.0)		1679.3 (3945.3)		-3469.5 (5817.6)
ADP _k x ASF _i		7267.5*** (854.4)		1685.7*** (504.4)		57.0 (96.5)		604.6** (151.2)
EF Hogar	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF Ola	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328
R-cuadrado	0.000	0.004	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.001
Media Var. Independiente	1654283	1654283	1087248	1087248	37579	37579	101702	101702

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1. El p-valor reportado corresponde a una prueba estadística de significancia conjunta la cual busca establecer si se cumple la hipótesis: $b + y = 0$. Elaboración propia datos ELCA (2022).

Tabla 10: Modelo de Efectos Fijos por Cuartil de Violencia

	Gasto Total		Gasto en comida y Bebida No Alcohólica		Gastos en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Quartil ADP _{2k}	-26703.2 (2722.9)	14748.7 (16708.5)	-295.1 (2935.3)	-7663.1* (4326.7)				
Quartil ADP _{3k}	-107307.8*** (29312.7)	-200097.9 (17991.8)	-5243.1* (4659.0)	-18846.2*** (871.0)				
Quartil ADP _{4k}	-34072.7*** (35048.0)	1203.1 (21,512.1)	-6681.2* (3779.2)	-17333.1*** (5570.6)				
EF Hogar	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF Ola	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328				
R-cuadrado	0.002	0.000	0.001	0.002				
Media Var. Independiente	1654283	1654283	37579	101702				

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1. El p- valor reportado corresponde a una prueba estadística de significancia conjunta la cual busca establecer si se cumple la hipótesis: $b + y = 0$. Elaboración propia datos ELCA (2022).

Tabla 12: Modelo de Efectos Fijos PIB Municipal y Ola para el Consumo Per Cáputa del Hogar

	Gasto Total		Gasto en comida y Bebida No Alcohólica		Gastos en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	535.9 (426.2)	-12774** (562.4)	383.5 (261.5)	-104.7 (345.6)	0.1 (46.0)	-72.1 (60.8)	-102.0 (67.9)	-264.9*** (89.7)
ASF _i		-48289.0 (36150.5)		-4077.7 (22217.2)		-2090.8 (3910.7)		-5127.2 (5764.2)
ADP _k x ASF:		2892.0*** (589.6)		777.2*** (362.4)		107.0* (63.8)		260.0** (94.0)
EF Hogar	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF Ola	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328
R-cuadrado	0.001	0.010	0.001	0.010	0.003	0.004	0.005	0.010
Media Var. Independiente	1654283	1654283	1087248	1087248	37579	37579	101702	101702

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1. Elaboración propia datos ELCA (2022).

Tabla 11: Modelo de Efectos Fijos para el Consumo per Cáputa del Hogar (Excluyendo Hogares Migrantes)

	Gasto Total		Gasto en comida y Bebida No Alcohólica		Gastos en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	-1203.8 (629.7)	-3622.0*** (797.1)	-558.2 (371.5)	-1569.6** (471.1)	0.1 (70.3)	-89.2 (89.3)	-1081.1 (112.7)	-161.8 (143.1)
ASF _i		-40953.0 (36542.9)		485.3 (22444.0)		1679.3 (3945.3)		-3469.5 (5817.6)
ADP _k x ASF:		7267.5*** (854.4)		1685.7*** (504.4)		57.0 (96.5)		604.6** (151.2)
EF Hogar	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF Ola	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	7353	7353	7353	7353	7353	7353	7353	7353
R-cuadrado	0.001	0.010	0.001	0.004	0.000	0.001	0.000	0.001
Media Var. Independiente	1603109	1603109	935578	935578	33616	33616	101891	101891

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1. Elaboración propia datos ELCA (2022) para las olas de 2013 y 2016.

Tabla 13: Modelo de Efectos Fijos de Crecimiento del PIB Municipal y Ola para el Consumo Per Cáputa del Hogar

	Gasto Total		Gasto en comida y Bebida No Alcohólica		Gastos en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	791.6* (457.7)	-613.1 (602.1)	322.8 (281.7)	23.9 (370.9)	37.0 (49.6)	-0.7 (65.3)	-27.5 (73.2)	-155.7 (96.3)
ASF _i		-38412.5 (36069.9)		2888.9 (22216.2)		-1449.0 (3912.2)		-4262.3 (5770.7)
ADP _k x ASF:		2119.2*** (594.2)		448.5*** (366.0)		56.9 (64.4)		193.5** (95.1)
EF Hogar	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
EF Ola	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328
R-cuadrado	0.010	0.020	0.010	0.010	0.0004	0.004	0.003	0.004
Media Var. Independiente	16054283	1654283	1087248	1087248	37579	37579	101702	101702

Nota. Errores estándar con cluster de hogar en paréntesis: ***p<0.01 **p<0.05 *p<0.1. Elaboración propia datos ELCA (2022) para las olas de 2013 y 2016.

Tabla 14: Modelo de Efectos Fijos Municipales para el Consumo Per Cápita de Hogar

	Gasto Total		Gasto en comida y Bebida No Alcohólica		Gastos en Bebidas Alcohólicas y Narcóticos		Gasto en Servicios Públicos	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ADP _k	-108.7 (488.1)	-617.8 (590.9)	-50.7 (294.3)	68.5 (357.7)	-16.8 (47.1)	0.2 (57.6)	-103.7 (65.4)	-189.7** (79.7)
ASF _i		316003.9*** (34675.1)		179571.6*** (20991.7)		11764.1*** (3379.2)		20,095.7*** (4,678.3)
ADP _k x ASF:		1072.5*** (602.1)		-127.6*** (364.5)		-25.0 (58.7)		165.0** (81.2)
EF Hogar EF Ola	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328	11328
R-cuadrado	0.000	0.020	0.000	0.010	0.0000	0.002	0.000	0.010
Media Var. Independiente	16054283	1654283	1087248	1087248	37579	37579	101702	101702

Nota. Errores estándar con *cluster* de hogar en paréntesis: *** $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ * $p < 0.1$. Elaboración propia datos ELCA (2022).

Tabla 15: Modelo de Efectos Fijos para el Consumo Per Cápita por Sexo del Jefe del Hogar

	Hombre		Mujer	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ADP _i	-392.2 (415.7)	-2060.8*** (578.8)	561.2 (889.0)	-226.4 (1146.7)
ASF _i		-86063.2** (41669.2)		129072.4 (86575.9)
ADP _k x ASF:		2811.9** (674.9)		1345.7 (1486.0)
EF Hogar EF Ola	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si
Observaciones	9092	9092	1420	1420
R-cuadrado	0.000	0.003	0.001	0.010
Media Var. Independiente	1654283	1654283	1654283	1654283

Nota: Errores estándar con *cluster* de hogar en paréntesis: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ Elaboración propia, datos ELCA(2022).

Tabla 16: Modelo de Efectos Fijos para Diferentes Categorias de Consumo

	Transporte		Vesturio y Calzado		Restaurantes y Hoteles	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ADP _i	47.2 (73.5)	-162.0 (101.0)	-0.4 (1.5)	-37.4 (2.1)	-37.4 (53.9)	-242.1*** (74.0)
ASF _i		5394.4 (7,447.1)		-10.3 (153.1)		-356.8*** (87.8)
ADP _k x ASF:		367.4** (119.8)		2.7 (2.5)		356.8** (87.8)
EF Hogar EF Ola	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si	Si Si
Observaciones	11328	11328	11328	11328	11328	11328
R-cuadrado	0.000	0.004	0.000	0.001	0.000	0.000
Media Var. Independiente	158697	158697	596	596	44151	44151

Nota. Errores estándar con *cluster* de hogar en paréntesis: *** $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ * $p < 0.1$. Elaboración propia datos ELCA (2022).

Choques migratorios y mercado de crédito formal: evidencia de Colombia

Angie Natalia Moreno-Ardila*

Resumen

En esta investigación exploro el efecto de un choque migratorio sobre el comportamiento del equilibrio del mercado de crédito formal en el país receptor. En particular, estudio el choque migratorio desde Venezuela sobre las dinámicas del crédito formal en los municipios de Colombia. Considero dos estrategias de identificación: aísló la variación exógena de los flujos migratorios utilizando un instrumento de tipo Bartik y un modelo de Diferencias-en-Diferencias. Encuentro que la llegada de venezolanos redujo el valor de la cartera de crédito en los municipios receptores. Por un lado, un aumento de una desviación estándar en los flujos predichos disminuye el valor total de los desembolsos en 3,2%. Por otro lado, en los municipios de alta migración, después de la intensificación del choque migratorio en 2015 la cartera de crédito disminuye en promedio 7,6%. Exploro dos mecanismos por los cuales la migración afecta el equilibrio del mercado de crédito: el efecto de la percepción de riesgo e incertidumbre en el nivel de riesgo efectivo de la cartera de crédito; y el efecto de un choque a la demanda de migrantes a causa de un programa de amnistía otorgado en 2018.

JEL: F22, O15, O16, G21.

Palabras Clave: Migración, Sistema financiero, Crédito.

* Economista, Maestría en Economía (PEG), Facultad de Economía, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: an.moreno@uniandes.edu.co. Agradezco a Nicolás de Roux por su apoyo y guía en mi proceso de crecimiento profesional. Gracias por toda la confianza depositada en mí. Agradezco a mis jurados de tesis Juliana Helo y Santiago Caicedo por sus valiosos comentarios para enriquecer mi investigación. Todos los errores son propios y únicamente mi responsabilidad

1. Introducción

Durante los últimos diez años, América Latina ha experimentado un flujo migratorio originado por la crisis política, social y económica que atraviesa Venezuela. Hasta el año 2020 salieron del país 5,2 millones de venezolanos, de los cuales 1,8 millones han sido acogidos en Colombia (UNHCR, 2020). La naturaleza de la migración en condiciones de vulnerabilidad hace que quienes migran enfrenten choques a su estabilidad económica y requieran una mayor demanda de productos financieros en el lugar de destino, en particular, una mayor demanda de productos de crédito (Laszlo y Santor, 2009).

El mayor flujo de migrantes venezolanos hacia Colombia ha representado una mayor presencia de este segmento de la población en el sistema financiero. A diciembre de 2021, las entidades financieras contaban con 366.380 clientes que eran migrantes venezolanos, que poseían 501.234 productos financieros. Esta cifra fue superior en 27,7 % a la alcanzada al cierre de 2020 (Superintendencia Financiera de Colombia, 2021c). En particular, los productos de crédito suman un 20 % del total, siendo las tarjetas de crédito las que mostraron la mayor representatividad. Estas cifras muestran las posibles presiones que el flujo de migrantes puede ejercer sobre el sistema financiero y los mercados de crédito del país de destino. De esta manera, los gobiernos y los reguladores financieros podrían considerar cómo la migración afecta la estabilidad financiera.

Si bien las cifras muestran que la presencia de migrantes venezolanos en el sistema financiero ha aumentado desde 2017, las barreras que enfrentan para incorporarse a los sistemas económicos y sociales de los países de acogida son amplias. Feierstein y Winfield (2019) encuentran que, para Colombia, solo el 15 % de los refugiados venezolanos tienen cuentas bancarias y en Perú, el 40 %. Además, entre enero de 2017 y diciembre de 2020 se han vinculado 242.601 ciudadanos venezolanos al sistema financiero colombiano, lo cual evidencia un indicador de acceso del 14 % de esta población (Superintendencia Financiera de Colombia, 2020). Esto se debe, entre otros factores, a la dificultad que pueden tener los inmigrantes para señalar su solvencia a los establecimientos financieros en los destinos. Los migrantes pueden tener diferentes necesidades y características crediticias en comparación con la población local, lo cual puede requerir adaptaciones por parte de las instituciones financieras. Comprender el impacto de la migración en los mercados de crédito del país de destino es esencial para diseñar políticas públicas más inclusivas y regulaciones más efectivas.

La literatura sobre los efectos de choques migratorios en economías receptoras es amplia, en particular, en el contexto de la crisis migratoria venezolana. Para el caso del choque migratorio venezolano y sus efectos en Colombia, Ibáñez et al. (2020) exploran el impacto de la migración en reportes de crimen y encuentran que la regularización de migrantes reduce los delitos domésticos y aumenta las denuncias por delitos sexuales. Roza y Vargas (2021) estiman el efecto de choques migratorios en comportamientos electorales y encuentran que los choques migratorios aumentan la participación de los votantes y cambian los votos de las ideologías políticas de izquierda a las de derecha. Por otro lado, Ibáñez et al. (2021) encuentran que un mayor flujo de refugiados está asociado a un aumento de la incidencia de enfermedades prevenibles por vacunación, como la varicela y la tuberculosis, así como de enfermedades de transmisión sexual. La literatura sobre efectos de la migración en variables mercado laboral (formalidad, salarios, desempleo, entre otros) también es amplia (Bahar et al., 2021; Tabellini, 2020). Por ejemplo, Bahar et al. (2021) no encuentran impactos significativos de un programa de amnistía sobre las horas trabajadas de los venezolanos, los salarios y la mano de obra a corto y medio plazo de migrantes, pero sí encuentran un

efecto del programa en el empleo formal para los trabajadores colombianos con niveles altos de educación.

Sin embargo, la literatura sobre los efectos de los choques migratorios en los mercados de crédito del país receptor es escasa y difiere en el tipo de migración estudiada. Esta literatura se centra en estudiar los dos componentes del mercado de crédito por separado: la demanda de crédito y la oferta de crédito. Esta investigación intenta llenar un vacío en el estudio del efecto del choque migratorio masivo proveniente de Venezuela sobre el equilibrio del mercado de crédito formal en los municipios receptores de Colombia y mostrar evidencia sugestiva de los mecanismos que lo explican.

En términos generales, la literatura sobre migración y equilibrio del mercado de crédito puede tomar dos caminos: efectos sobre la demanda y sobre la oferta de crédito. En primer lugar, el efecto de la migración sobre la demanda de crédito se puede dividir entre demanda de migrantes y de no-migrantes. La literatura identifica dos mecanismos por los cuales la migración afecta la demanda de créditos formales de población migrante: mayores demandas de liquidez y mayores asimetrías de información. Laszlo y Santor (2009) estudian el contexto de migración interna en Perú y encuentran que los migrantes tienen mayores demandas de liquidez que los no migrantes y que este efecto domina cualquier efecto de información asimétrica en la demanda de crédito formal, lo cual se da en contextos donde los mercados de crédito son débiles y la migración interna es común. Okten y Osili (2004) encuentran un efecto positivo de las redes migratorias en el acceso al crédito formal debido a que las redes mitigan los problemas de información asimétrica. El efecto de la migración en la demanda de crédito de migrantes no es claro en la literatura y depende del tipo de migración estudiada. Este trabajo se enfoca en la migración internacional en condiciones de vulnerabilidad, en la cual los migrantes enfrentan diferentes barreras legales que limitan el acceso a mercados de crédito.

El efecto de la inmigración sobre la demanda de crédito de nativos no ha sido estudiado en la literatura económica. Sin embargo, los efectos de la migración sobre el bienestar de población nativa ha sido ampliamente estudiado (Maystadt y Verwimp, 2014; Tumen, 2016). Por ejemplo, Chiswick (1987), Borjas (1999) y Müller (2003) utilizan modelos de producción con y sin desempleo para analizar el impacto de la inmigración en el mercado laboral. Se han encontrado efectos de la inmigración sobre nivel de empleo formal e informal y salarios (Altındağ, Bakis, y Roza, 2020; Bahar et al., 2021; Fallah, Krafft, y Wahba, 2019; Ruiz y Vargas-Silva, 2016; Tumen, 2016), sin embargo, el efecto neto depende del tipo de migración estudiada y el contexto migratorio. Estos efectos directos sobre el empleo y los salarios de la población nativa podrían generar un mecanismo indirecto que explique el efecto sobre el mercado de crédito. Las variaciones en el nivel de ingresos salariales podrían afectar la demanda de crédito (Archer, Ling, y McGill, 1996; Karlan y Zinman, 2005). En este sentido, este trabajo brinda la oportunidad de estudiar otros mecanismos diferentes a los que ha estudiado la literatura económica hasta el momento, para explicar el efecto de la inmigración en la demanda de crédito de nativos.

En segundo lugar, la literatura asociada a la oferta de crédito se enfoca en la teoría de riesgo moral y selección adversa. BenYishay (2012) estudia la migración forzada en Guatemala tras la guerra civil de 1996 y encuentra que los migrantes no tienen menos probabilidades de solicitar préstamos a fuentes formales, pero sí tienen menos probabilidades de recibirlos. Este mayor racionamiento de crédito a inmigrantes se debe a que los prestamistas “saben menos” sobre los rendimientos esperados de los inmigrantes que sobre los nativos, es decir, es un problema de información asimétrica (Stiglitz y Weiss, 1981).

Un modelo teórico que aborda el efecto de la migración en el equilibrio del mercado de crédito es el

modelo *Crowding Out* o “efecto desplazamiento” en la literatura económica. Este modelo sugiere que la migración puede tener un impacto en el acceso y las condiciones del crédito para los residentes locales en el país de destino. Según el modelo, cuando los migrantes llegan al país receptor y demandan crédito, puede haber un aumento en la competencia por los recursos financieros disponibles en el mercado crediticio. Existen algunos trabajos, aunque limitados sobre este tema. Laszlo y Santor (2009) explican que es posible que los inmigrantes reciban más crédito que los no inmigrantes por dos razones: podrían tener una mayor demanda de crédito y, por lo tanto, observaríamos que reciben más crédito que los no inmigrantes; si el proceso de emigración conlleva un coste fijo significativo, los inmigrantes pudieron ahorrar los fondos necesarios para migrar (y, por tanto, es más probable que dispongan de activos fijos como garantía) o, si tienen mayores exigencias de liquidez, pudieron acceder al crédito para superar esa limitación. Si bien los migrantes podrían presionar la demanda de crédito, esto no ocurre en el contexto migratorio venezolano, pues gran parte de esta migración ocurre de manera irregular, es decir, sin un estatus migratorio legal que permita acceder al sistema financiero en el país receptor, por lo cual este mecanismo que aborda la literatura podría no ser adecuado en este contexto. En este trabajo exploro nuevos mecanismos que podrían afectar la oferta y demanda de crédito.

Para llevar a cabo esta investigación, utilizo un conjunto de datos panel a nivel municipal y trimestral desde el año 2013 al año 2019. La principal fuente de información es la base de datos de Captaciones y Colocaciones a nivel municipal de la Superintendencia Financiera de Colombia. Utilizo dos metodologías empíricas: un modelo con instrumento tipo Bartik basado en Rozo y Vargas (2021) y un modelo de Diferencias-en-Diferencias.

El modelo con instrumento tipo Bartik aprovecha la variación exógena en migración al utilizar las redes migratorias en años iniciales. Sigo la metodología de Rozo y Vargas (2021) para construir un *shift-share instrument*¹ (Card, 2001; Tabellini, 2020) y así obtener una medida del choque un *shift-share instrument* (Card, 2001; Tabellini, 2020) y así obtener una medida del choque migratorio para cada municipio en cada momento del tiempo a partir de redes migratorias pre-existentes en 2005. Con este enfoque encuentro que un aumento de una desviación estándar en los flujos predichos de venezolanos disminuye el valor total de la cartera de créditos en 3,2 % y de microcréditos en 2,9 %. Para los demás rubros como crédito de consumo, crédito de vivienda y crédito comercial no encuentro efectos estadísticamente significativos y/o diferentes de cero.

El segundo enfoque, el modelo de Diferencias-en-Diferencias, aprovecha la variación temporal en la intensificación del choque migratorio desde el retorno y deportación de colombianos residentes en Venezuela a mediados del 2015 para comparar los municipios con diferente intensidad de tratamiento. Divido la muestra de municipios en percentiles de alta y baja migración predicha. En este enfoque, la validez del estimador depende del cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas. Utilizo un estudio de eventos que me permite verificar las diferencias pre-existentes al choque y estudiar la dinámica de los efectos. Bajo esta metodología, los resultados sugieren que, para los municipios de alta migración, cuando aumenta el flujo migratorio, la cartera total de crédito disminuye en 7,6 % y la cartera de microcrédito disminuye en 11,5 %. Para los demás rubros como crédito de consumo, crédito de vivienda y crédito comercial no encuentro efectos estadísticamente significativos y/o diferentes de cero. Es decir, el efecto sobre la cartera total de crédito está explicado por efectos en la cartera de microcrédito.

¹ El instrumento Bartik o *shift-share instrument* es una metodología para transformar las tasas de crecimiento nacionales (como los flujos migratorios nacionales) en tasas de crecimiento locales (por ejemplo, los flujos migratorios municipales). El instrumento está conformado por la interacción de las proporciones locales (i.e. shares) y las tasas de crecimiento nacionales (i.e. shift) (Goldsmith-Pinkham et al., 2020). Las proporciones locales miden la exposición diferencial a choques comunes, y la identificación se basa en la exogeneidad de dichas proporciones.

Para guiar el análisis de mecanismos, exploro las características de la demanda y oferta de crédito en el periodo analizado que plausiblemente impulsan los resultados en el equilibrio del mercado de crédito. En primer lugar, bajo el contexto analizado, donde la migración ocurre en condiciones de irregularidad, no es plausible que haya grandes presiones al sistema financiero debido a las limitaciones legales a las que se enfrentan los migrantes para acceder a un crédito. Sin embargo, durante el periodo analizado ocurrieron algunos eventos que pueden constituir un choque a la demanda de crédito por parte de la población migrante. En concreto, encuentro que un programa de regularización de migrantes implementado en 2018 no tiene ningún efecto en el equilibrio de mercado de crédito. Esto puede suceder por dos razones: la regularización no se tradujo en una mayor demanda de crédito, o que el sistema financiero presenta restricciones para prestar a migrantes, por ejemplo, por falta de historial crediticio.

En segundo lugar, la literatura en ciencia política y sociología ha evidenciado que la llegada masiva de inmigrantes suele avivar las tensiones sociales y políticas y aumentar la preocupación por la seguridad (Hainmueller y Hopkins, 2014). El aumento masivo de venezolanos en los municipios del país, junto con las estrategias de “desinformación electoral” empleadas en las elecciones políticas (Rozo y Vargas, 2021), pudo generar una mayor incertidumbre con respecto a los efectos futuros en la economía con la mayor presencia de inmigrantes. La percepción del riesgo y la incertidumbre son elementos claves en la decisión de inversión y de demanda de crédito (Cole, Giné, y Vickery, 2017; de Roux y Martínez, 2021). En este trabajo exploro el efecto del flujo migratorio sobre el riesgo efectivo de la cartera de crédito de las entidades financieras en los municipios del país. Encuentro que el riesgo normal (categoría más baja de riesgo) de la cartera total de crédito disminuye como consecuencia del aumento del flujo migratorio y las categorías de riesgo más altas aumentan. En este sentido, el menor equilibrio en la cartera de crédito como consecuencia de la inmigración puede asociarse con una mayor percepción de riesgo e incertidumbre en las economías receptoras. Este es un mecanismo que no ha sido estudiado en la literatura y un mecanismo del cual este trabajo muestra una evidencia sugestiva.

La estructura de este documento es la siguiente. La Sección 2 describe el contexto migratorio de venezolanos en Colombia; la Sección 2.1 describe el contexto del acceso al sistema financiero por parte de población migrante; la Sección 3 describe los datos que utilizaré en la investigación; la Sección 4 presenta la estrategia de identificación y el modelo econométrico; la Sección 5 muestra los principales resultados de la investigación; la Sección 5.2 muestra las pruebas de robustez; en la Sección 6 discuto los mecanismos que pueden estar conduciendo el efecto; y en la Sección 7 concluyo.

2. Contexto

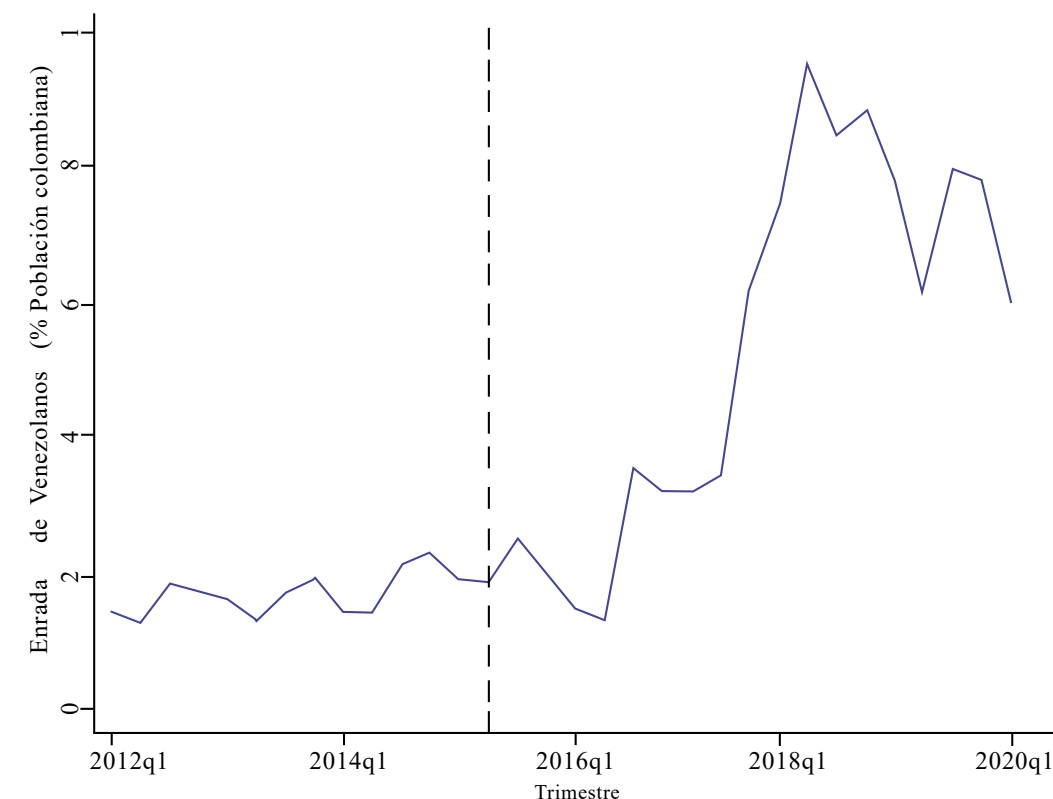
Históricamente, Colombia había sido considerada un país de emigrantes con altos flujos migratorios internos y Venezuela uno de los principales destinos migratorios de los colombianos (Banco Mundial, 2018). Sin embargo, desde 2015 Colombia enfrenta un movimiento migratorio motivado por la crisis económica, política y social que atraviesa Venezuela. El Censo de 2005 reporta que, hasta esa fecha, había aproximadamente 37.300 personas de origen venezolano viviendo en Colombia y para el Censo de 2018 se reportaron 837.900

Según el informe de la Fundación Ideas para la Paz (2019), el proceso migratorio de venezolanos hacia Colombia ha sido heterogéneo y se pueden distinguir tres oleadas migratorias definidas por las características de la población migrante: (1) empresarios y grandes capitales; (2) profesionales y académicos y (3) migrantes masivos. En la primera y segunda etapas de migración, entre 1994 y 2012, los migrantes llegaron con nuevas empresas y capitales para invertir, y hacia 2010 los migrantes fueron trabajadores altamente cualificados, con amplios conocimientos técnicos en el sector petrolero. La tercera ola tuvo lugar en 2015 con migrantes que buscaban nuevas oportunidades en Colombia tras la crisis humanitaria, política, social y económica que atravesaba Venezuela. Los migrantes venezolanos comenzaron a presentar un perfil diferente al de las primeras dos olas migratorias, con un menor nivel educativo y con mayor escasez económica. En años recientes, la Encuesta Pulso de la Migración (DANE, 2021) mostró que más del 80 % de la población migrante cuenta como máximo con educación secundaria, es decir, la población migrante no presenta niveles educativos particularmente elevados.

Entre enero y agosto de 2015, un poco más de 183.000 ciudadanos venezolanos ingresaron a Colombia (Migración Colombia, 2019a). El 19 agosto de 2015, por razones políticas, Venezuela cerró todos los pasos fronterizos con Colombia, deportando a más de 2 mil colombianos que vivían en la zona fronteriza y generando el retorno voluntario de cerca de 18 mil colombianos residentes en Venezuela (Migración Colombia, 2017). Al finalizar el 2015, cerca de 31.500 venezolanos se encontraban viviendo en Colombia, 34 % más que en el 2014. El cierre de frontera se extendió por un año más. La primera semana de agosto de 2016 se reabrió la frontera para que peatones pudieran cruzar hacia Colombia con el fin de abastecerse de diferentes productos de primera necesidad. Así, muchos venezolanos y colombianos que vivían en Venezuela comenzaron a migrar a Colombia en busca de mejores oportunidades y Colombia se convirtió en el país que ha acogido más venezolanos durante la crisis (UNHCR, 2020).

La Figura 1 muestra la evolución de los flujos migratorios de venezolanos hacia Colombia desde el primer trimestre de 2012 hasta finales de 2019. Desde agosto de 2016 reabrieron las fronteras) hubo un aumento en el flujo de migrantes venezolanos. Sin embargo, el cambio en los patrones migratorios empezó desde agosto del 2015 con el retorno de colombianos residentes en Venezuela. Los datos oficiales de Migración Colombia (2018a) muestran que el número de migrantes que cruzan la frontera, con o sin documentación legal adecuada, se triplicó entre 2016 y 2018. En el 2018, Migración Colombia estimó que había 1'174.743 migrantes venezolanos en Colombia de los cuales el 59 % tenían su documentación migratoria al día (695.496 migrantes) y el 41 % se encontraban en condición de irregularidad (479.247 migrantes). De los migrantes venezolanos que se encontraban en condición de irregularidad, el 61 % ingresaron sin autorización al país y el 39 % superaron el tiempo de permanencia en el país. Para 2019, el número de inmigrantes provenientes de Venezuela ascendía a 1.7 millones donde 56 % correspondía a migrantes en condición de irregularidad (Migración Colombia, 2019b).

Figura 1. Flujo de Venezolanos hacia Colombia



Nota: esta figura muestra la entrada de venezolanos como proporción de la población colombiana con frecuencia trimestral. La línea punteada en el segundo trimestre de 2015 marca el cierre de frontera temporal como consecuencia de las tensiones políticas entre Colombia y Venezuela. Fuente: cálculos propios con información de Migración Colombia.

La Figura 2a muestra la distribución municipal del número de migrantes venezolanos en el censo poblacional del 2018. En particular, se puede observar una fuerte variación geográfica de los ciudadanos venezolanos alrededor del territorio colombiano con una concentración particular en municipios con pasos fronterizos. Los venezolanos se distribuyen en más del 90 % de municipios de Colombia.

Debido a la crisis migratoria y el número creciente de venezolanos en condición de irregularidad, el gobierno colombiano llevó a cabo diferentes medidas de flexibilización para quienes permanecerían en el territorio colombiano. En particular, el gobierno colombiano implementó por primera vez en julio de 2017 el Permiso Especial de Permanencia (PEP) para venezolanos que entraron al país de manera regular mediante un puesto de control migratorio y después del vencimiento se quedaron en el país de manera irregular. El PEP permitía regularizar la situación migratoria en el país, acceder al sistema bancario, trabajar bajo contrato laboral, estudiar, cotizar en el sistema de salud y pensiones, entre otros (Migración Colombia, 2017). En su primera versión (de ahora en adelante PEP I), se beneficiaron 69 mil venezolanos, el 17 % de la población venezolana que se encontraban residiendo en Colombia. En su segunda versión (PEP II), en febrero de 2018, se regularizaron 113 mil venezolanos².

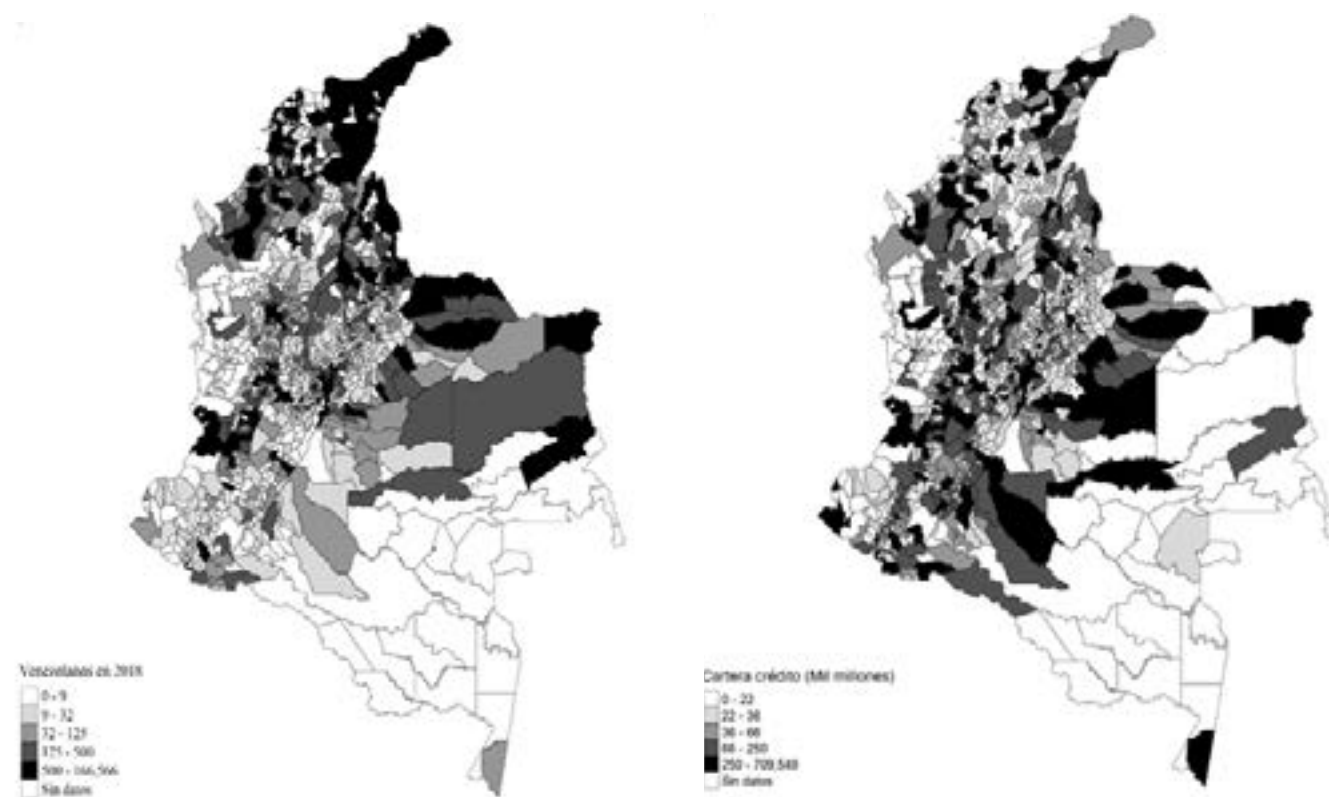
² A diferencia del PEP I, la segunda versión amplió cobertura para aplicaciones en línea en la página web de Migración Colombia, pero bajo las mismas condiciones del PEP I.

Entre abril 6 y junio 8 del 2018 se llevó a cabo el Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos (RAMV), el primer censo para migrantes no regulares que buscaba ampliar la información sobre la migración de venezolanos en el país (Migración Colombia, 2018b). Esta información recaudada sería utilizada para la formulación y diseño de políticas acordes a la realidad migratoria.³ En julio de 2018, el presidente colombiano Juan Manuel Santos anunció la entrada en vigencia del PEP III, el cual daba la elegibilidad a todos los venezolanos registrados en el RAMV. Esta versión fue la primera dirigida a migrantes que entraron al país de manera irregular. Bajo la flexibilización del PEP III se acogieron alrededor de 281 mil venezolanos, es decir, cuatro veces el número de venezolanos inscritos en la primera versión del programa.

Figura 2. Distribución geográfica de migración y crédito

(a) Venezolanos en 2018

(b) Venezolanos en 2018



Nota: la figura (a) muestra el número de venezolanos en cada municipio en el censo del 2018 y la figura (b) muestra el valor de la cartera total de crédito en el 2018. Fuente: Cálculos propios con datos de la Superfinanciera y el Censo Nacional de Población y Vivienda del 2018.

³ Este censo registró 442.462 migrantes y no implicaba multas ni sanciones para quienes se registraran.

2.1. Sistema financiero en Colombia y crisis migratoria

Las entidades financieras en Colombia ofrecen diferentes productos y servicios financieros para satisfacer las necesidades de financiación, ahorro o inversión (Banca de las Oportunidades, Superintendencia Financiera de Colombia, y Asobancaria, 2022). Entre los productos de financiación se encuentran las tarjetas de crédito, microcrédito, crédito de bajo monto, crédito de libre inversión, de vivienda, de vehículo y libranzas. Entre los productos de ahorro se encuentran las cuentas de ahorro tradicionales, de trámite simplificado, electrónicas, depósitos electrónicos y cuentas de ahorro para el fomento de la construcción. Finalmente, entre los productos para invertir se encuentran los certificados de depósito a término fijo (CDT). Los servicios financieros son actividades ligadas a los productos facilitando el desarrollo de las operaciones, por ejemplo, las transferencias, pagos, giros y remesas.

Como respuesta al choque migratorio de los últimos años, las entidades financieras en Colombia han abierto diferentes opciones en productos y servicios financieros, y han simplificado las condiciones para que la población venezolana en el país pueda acceder a productos como: cuentas de ahorro, créditos, seguros y billeteras electrónicas (Superintendencia Financiera de Colombia, 2021a). En general, los documentos válidos y establecidos por la Superintendencia Financiera de Colombia para acceder al sistema financiero colombiano son el Permiso Especial de Permanencia (PEP), pasaporte venezolano o cédula de extranjería

El PEP funciona como un documento de identificación expedido por Migración Colombia que les permite a los venezolanos presentes en territorio colombiano la posibilidad de residir temporalmente de forma legal y regulada.⁴ El pasaporte venezolano, según la Superfinanciera, funciona como documento de identificación cuando tiene sello de ingreso y permanencia otorgado por la Unidad Administrativa Especial Migración Colombia, con un vencimiento que no exceda los dos años. Finalmente, la cédula de extranjería es un documento de identificación expedido por Migración Colombia que se otorga a extranjeros titulares de una visa superior a tres meses (Superintendencia Financiera de Colombia, 2021a). Además de los anteriores, para otro tipo de productos como los créditos o las tarjetas de crédito, las entidades pueden requerir soportes de la vida crediticia, documentación financiera o referencias comerciales de quien solicita algún producto de crédito.

Según el reporte de la Superintendencia Financiera de Colombia (2021b), a finales del 2021, se encontraban vinculados al sistema financiero colombiano 421.088 ciudadanos venezolanos. Los cuales se concentran en ciudades como Bogotá, Medellín, Cúcuta, Cali, Bucaramanga, Arauca y Pereira. Los productos financieros más adquiridos por migrantes venezolanos son microcréditos⁵, créditos de consumo, cuentas de ahorro y depósitos electrónicos.

La Figura 2b muestra la distribución municipal del valor total de la cartera de crédito en 2018. En particular, se puede observar la fuerte variación geográfica de los desembolsos de crédito a lo largo del territorio colombiano. En este documento analizo si las presiones migratorias en los municipios tienen un efecto causal en las dinámicas de los mercados de créditos municipales.

⁴La Circular ⁸² de 2019, de la Superintendencia Financiera de Colombia, autoriza que “las entidades sometidas a su supervisión deben aceptar el PEP como documento de identificación válido, y ser admitido como documento autónomo y suficiente para que la población venezolana contrate o abra productos y servicios financieros en las entidades supervisadas en Colombia”.

⁵ En Colombia, el microcrédito es un producto para apalancar la microempresa. El préstamo lo hacen las entidades financieras para fortalecer el negocio, cultivo o microempresa y la cantidad a prestar va desde ¹ a ¹²⁰ salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV) (Banca de las Oportunidades et al., 2022).

3. Datos

Para el análisis del impacto de los choques migratorios sobre el mercado de crédito en los municipios de Colombia construyo un panel de datos desde 2013 a 2019 con frecuencia trimestral de acuerdo con la disponibilidad de información. A continuación, describo las fuentes de datos disponibles para el análisis.

3.1. Mercado de crédito

Para caracterizar el equilibrio del mercado de crédito en los municipios de Colombia utilizo la base de datos de Saldos de Captaciones y Colocaciones de la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC). Esta base de datos corresponde al Formato 322 de la Superintendencia Financiera de Colombia. Este formato es diligenciado con frecuencia trimestral por los establecimientos bancarios, corporaciones financieras, compañías de financiamiento comercial, organismos cooperativos de grado superior, instituciones oficiales especiales y cooperativas financieras. El objetivo de este formato es detallar las captaciones y colocaciones de las entidades financieras, discriminados por departamento y municipio. En concreto, esta base de datos incorpora información trimestral sobre el tamaño de la cartera de las entidades financieras en los municipios de Colombia entre los años 2013 y 2019. Esta información es pública y recopilada por la SFC con fines de supervisión. Dada la estructura del formato, las entidades financieras deben diligenciarlo para cada municipio donde tienen al menos una oficina abierta al público y no se tienen en cuenta los corresponsales propios de la entidad o corresponsales tercerizados. Por lo tanto, para los municipios donde hay uno o varios corresponsales de una o varias entidades financieras, pero no tienen oficinas abiertas al público, no tenemos información en la base de datos. De los 1.122 municipios, excluyo 297 que no aparecen en esta base de datos.

En el análisis utilizaré variables como el valor de la cartera de crédito desagregada para microcréditos, créditos de vivienda, créditos de consumo y créditos comerciales; valor de la cartera con riesgo de impago, normal, aceptable, apreciable y significativo para cada tipo de crédito. Todas las variables están expresadas a precios constantes de diciembre de 2019 utilizando el Índice de Precios al Consumidor proporcionado por el Banco de la República. Adicionalmente, todas las variables están expresadas en valores per cápita.

El panel A de la Tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de las principales variables financieras que utilizo en esta investigación. En promedio, el valor de la cartera municipal de crédito es de aproximadamente 17 mil millones de pesos colombianos (COPs) por 10 mil habitantes trimestralmente. El 50 % de la muestra tiene desembolsos de créditos de menos 10,6 mil millones de pesos por 10 mil habitantes. El rubro de cartera con mayor monto desembolsado son los microcréditos con un promedio de 5,8 mil millones de pesos por 10 mil habitantes. El rubro con menor monto desembolsado es el crédito de vivienda con un promedio de 1,9 mil millones de pesos por 10 mil habitantes. Finalmente, el rubro de cartera con mayor riesgo de default son los microcréditos con un 5,9 % de la cartera total de microcréditos.

3.2. Migración

Las variables de flujos y acumulados migratorios provienen de Migración Colombia que hace parte del Ministerio de Asuntos Exteriores de Colombia. En particular, la entidad registra el número total de venezolanos que entran al país mensualmente en los puntos de entrada oficiales desde 2013 a 2019. Estos datos son de carácter público⁶. Sin embargo, estos datos podrían tener un subregistro de información

dado que, como discutí en la Sección 2, una parte importante del éxodo venezolano se realizó de manera irregular. Adicionalmente, estos flujos migratorios mensuales no están desagregados a nivel municipal. Para lidiar con esto, utilizo los datos públicos del Censo Nacional de Población y Vivienda (CNPV) del año 2005 y 2018, los cuales están disponibles la página web del Departamento Nacional de Estadística (DANE) que es la entidad encargada del conjunto de datos. De los censos obtengo el número de venezolanos en cada uno de los municipios del país, así como el total de extranjeros en cada municipio.

Como los datos de flujos migratorios no están disponibles a nivel municipal, construyo una medida aproximada al flujo migratorio trimestral de personas provenientes de Venezuela en cada municipio utilizando un instrumento del tipo shift-share que ha usado la literatura reciente sobre migración venezolana en Colombia (Ibáñez et al., 2021; Rozo y Vargas, 2021) y que describiré detalladamente en la Sección 4.

Finalmente, Migración Colombia también proporciona información del municipio de residencia de cada una de las personas registradas en cada ola del PEP. Esta información es pública y puede ser consultada en la página web de Migración Colombia.

⁶ Estos datos pueden ser consultados en el siguiente enlace: <https://public.tableau.com/profile/migraci.n.colombia/>⁶⁴³

Tabla 1. Estadísticas Descriptivas

	Obs	Periodo	Media	Desv.Est.	Min	Pct.50	Pct.75	Máx
Panel A. Variantes del sistema financiero								
Total cartera de crédito (mill.)	23,072	2013q1-2019q4	16,952.37	23,690.59	0.00	10,637.10	18,342.77	327,933.93
Cartera de microcrédito (mill.)	23,072	2013q1-2019q4	5,856.22	5,327.54	0.00	4,438.45	8,253.40	49,987.20
Cartera de vivienda (mill.)	23,072	2013q1-2019q4	1,918.21	4,473.14	0.00	25.92	1,756.58	50,681.64
Cartera de consumo (mill.)	23,072	2013q1-2019q4	4,940.50	9,669.89	0.00	560.68	5,486.91	131,588.12
Cartera comercial (mill.)	23,072	2013q1-2019q4	5,282.82	13,796.50	0.00	1,805.15	5,136.41	257,576.50
Microcrédito: riesgo normal (%)	23,072	2013q1-2019q4	85.00	16.55	0.00	88.916	92.22	100
Microcrédito: riesgo aceptable (%)	23,072	2013q1-2019q4	3.44	2.11	0.00	3.193	4.47	50.61
Microcrédito: riesgo apreciable (%)	23,072	2013q1-2019q4	1.57	1.23	0.00	1.38	2.05	49.76
Microcrédito: riesgo significativo (%)	23,072	2013q1-2019q4	1.14	1.18	0.00	0.948	1.48	50.97
Microcrédito: riesgo default (%)	23,072	2013q1-2019q4	5.87	5.38	0.00	4.537	7.37	100
Vivienda: riesgo normal (%)	23,072	2013q1-2019q4	56.15	47.06	0.00	90.553	98.41	100
Vivienda: riesgo aceptable (%)	23,072	2013q1-2019q4	1.75	8.03	0.00	0	1.35	100
Vivienda: riesgo apreciable (%)	23,072	2013q1-2019q4	0.99	6.31	0.00	0	0.41	100
Vivienda: riesgo significativo (%)	23,072	2013q1-2019q4	1.01	7.61	0.00	0	0.00	100
Vivienda: riesgo default (%)	23,072	2013q1-2019q4	1.92	11.31	0.00	0	0.26	100
Consumo: riesgo normal (%)	23,072	2013q1-2019q4	92.42	8.33	0.00	93.769	97.63	100
Consumo: riesgo aceptable (%)	23,072	2013q1-2019q4	1.89	3.61	0.00	1.22	2.49	87.71
Consumo: riesgo apreciable (%)	23,072	2013q1-2019q4	1.12	2.03	0.00	0.58	1.61	71.71
Consumo: riesgo significativo (%)	23,072	2013q1-2019q4	1.93	3.28	0.00	1.238	2.47	100
Consumo: riesgo default (%)	23,072	2013q1-2019q4	2.57	5.23	0.00	1.096	2.46	82.28
Comercial: riesgo normal (%)	23,072	2013q1-2019q4	81.02	18.48	0.00	86.098	93.32	100
Comercial: riesgo aceptable (%)	23,072	2013q1-2019q4	6.13	9.53	0.00	3.595	7.65	100
Comercial: riesgo apreciable (%)	23,072	2013q1-2019q4	2.56	5.70	0.00	0.854	2.80	100
Comercial: riesgo significativo (%)	23,072	2013q1-2019q4	5.87	9.88	0.00	2.802	7.02	100
Comercial: riesgo default (%)	23,072	2013q1-2019q4	4.09	9.56	0.00	0.836	3.75	100
B. Variables de control (en línea de base)								
PIB per cápita (log)	824	2005	1.81	0.68	-0.63	1.85	2.19	4.80
NBI (%)	824	2005	41.63	19.59	5.43	39.11	53.87	100.00
IPM (%)	824	2005	66.67	16.26	14.27	68.27	78.54	100.00
Años de estudio promedio	824	2005	7.25	1.15	2.30	7.05	7.77	11.78
Población rural (%)	824	2011	0.53	0.24	0.00	0.58	0.73	0.98
Establ. Educativos (x10mil hab)	824	2011	27.02	15.93	2.04	23.80	36.22	90.44
Ataques violentos (x 10mil hab)	824	2005-2011	0.71	1.53	0.00	0.00	0.92	15.20
Informalidad (%)	824	2005	0.94	0.06	0.62	0.96	0.98	1.00
Índice de cobertura eléctrica (%)	824	2011	92.56	12.04	13.95	98.11	100.00	100.00
Densidad de luz nocturna	811	1995	4.49	8.21	0.00	1.44	4.80	62.67
C. Variables de migración								
Flujos predichos	23,072	2013q1-2019q4	49.83	132.68	0.00	4.51	38.69	2,640.77
Flujos predichos (estandarizada)	23,072	2013q1-2019q4	0.00	1.00	-0.38	0.34	-0.08	19.53
Registros PEP (x10mil hab)	23,072	2013q1-2019q4	29.52	78.49	0.00	6.23	25.25	1,068.46

Nota: Esta tabla muestra las estadísticas descriptivas de las principales variables que utilizo en la investigación. El panel A contiene las variables de cartera de crédito provenientes de la Superfinanciera y todas las variables de desembolsos de crédito (monto) están en millones de COP por 10 mil habitantes. Estos valores están a precios constantes de diciembre de 2019. En el panel B, el trabajo informal es una variable dicótoma igual a 1 si menos del 100 % de la población económicamente activa de un hogar no cotiza al sistema de pensiones. El número de ataques de violencia es el total de ataques cuyos autores fueron el ELN, las FARC y grupos paramilitares entre 2005 y 2011. IPM es el Índice de Pobreza Multidimensional. NBI es el porcentaje de hogares con Necesidades Básicas Insatisfechas. El panel C muestra estadísticas descriptivas de los flujos predichos de migración que se construye con un instrumento de tipo Bartik que explico en la sección 4 y el número de registros en el PEP III por cada 10 mil habitantes en cada municipio.

3.3 características municipales

La principal fuente de información que utilizo para caracterizar los municipios en Colombia es el panel municipal del Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE) de la Universidad de los Andes. Con esta fuente de datos puedo identificar las características de los municipios que son pre-existentes al choque migratorio y que utilizo como variables de control. Finalmente, los datos de densidad de luz nocturna provienen de la base de datos de Rozo y Vargas (2021).

El panel B de la Tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de las principales variables que utilizo en esta investigación para caracterizar a los municipios. Antes del inicio del periodo muestral, los municipios de la muestra tenían en promedio aproximadamente 27 establecimientos educativos por 10 mil habitantes, el 94,2 % de los hogares tenían un miembro trabajando en la informalidad, el 92,6 % del municipio estaba cubierto con energía eléctrica, el 53,4 % de la población vivía en zona rural y en promedio la población del municipio tenía 7,3 años de estudio.

4. Estrategia empírica

Para estimar el efecto causal del choque migratorio proveniente de Venezuela sobre el equilibrio del mercado de crédito formal, una comparación de medias entre municipios que reciben mayor y menor flujo de migrantes no es apropiada. Esto pasa porque los migrantes no escogen el municipio de destino aleatoriamente. En particular, la decisión de los migrantes de dónde llegar puede estar relacionada con características municipales asociadas a las dinámicas de los mercados de crédito. De acuerdo con Altonji y Card (2018), los inmigrantes seleccionan la ciudad de destino basados en diferentes factores: oportunidades laborales, precios de vivienda, redes sociales migratorias, entre otros. Con respecto a las redes migratorias, los nuevos inmigrantes tienden a concentrarse en zonas donde ya residen personas del mismo lugar de origen (Chiswick y Miller, 2015). En esta sección utilizo dos estrategias de identificación para estimar el efecto causal del choque migratorio proveniente de Venezuela sobre el equilibrio del mercado de crédito formal: utilizando un instrumento tipo Bartik y la metodología de diferencias-en-diferencias. En lo que resta de sección explico cada una de ellas.

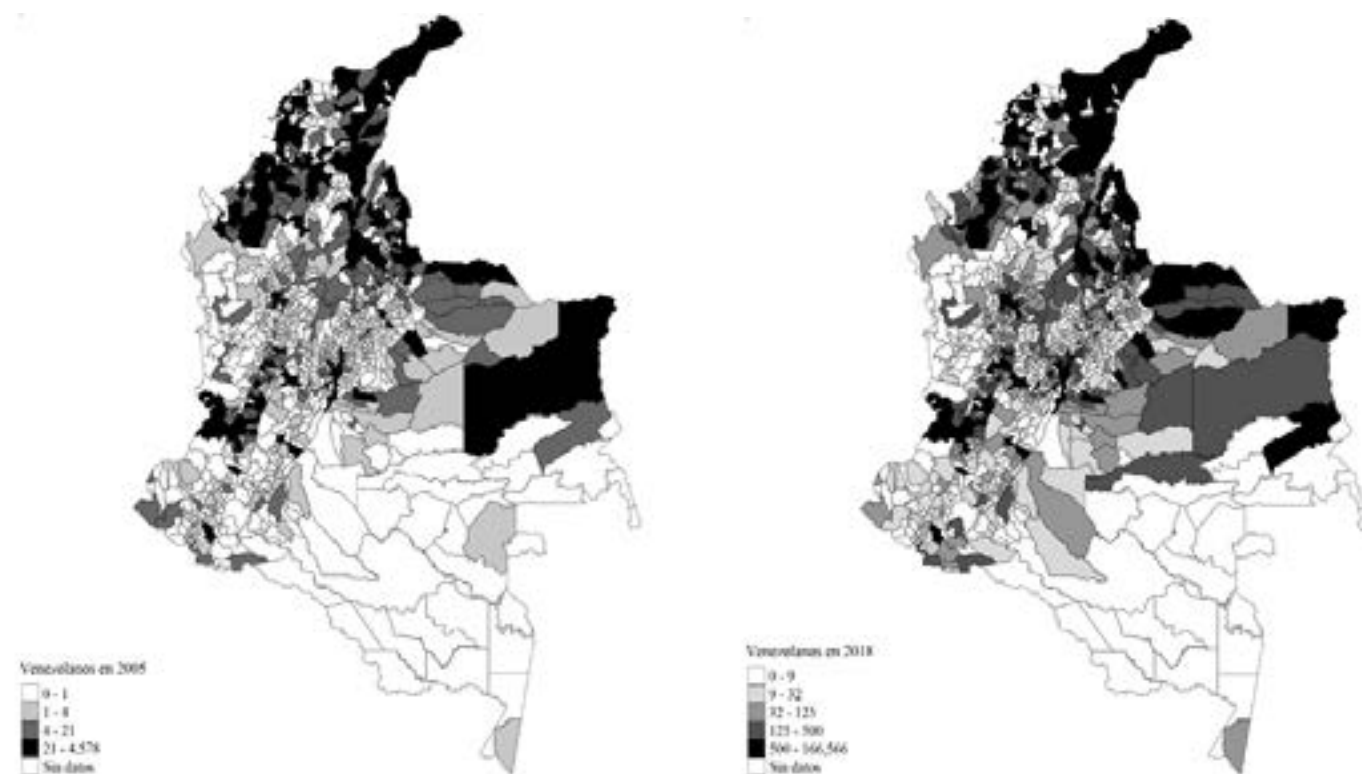
Con el fin de aislar la variación exógena en migración, utilizo medidas de redes migratorias en años iniciales para construir un instrumento tipo Bartik de los flujos migratorios actuales. Los instrumentos Bartik se construyen a partir de proporciones regionales iniciales con tasas de crecimiento nacionales (Cunningham, 2021). Siguiendo la metodología de Rozo y Vargas (2021) construyo una versión modificada de un shift-share instrument (Card, 2001; Tabellini, 2020) para obtener una medida del choque migratorio para cada municipio en cada momento del tiempo a partir de redes migratorias pre-existentes en 2005, es decir, antes del inicio de la crisis migratoria. La ecuación 1 muestra la predicción de los flujos migratorios utilizando el enfoque de Rozo y Vargas (2021).

$$FlujosPred_{mt} = [FlujoAcumVen_t \times PropVen_m^{2005}] \times \frac{1}{Pobl_m^{2005}} \quad (1)$$

donde $PropVen_m^{2005}$ es la proporción de venezolanos con respecto al total de extranjeros en el municipio m en el censo poblacional del año 2005;⁷ $FlujoAcumVen_t$ son los flujos acumulados de inmigrantes venezolanos en el trimestre t ;⁸ $Pobl_m^{2005}$ es el número de habitantes del municipio m en 2005.

Esta medida aproxima la cantidad de venezolanos que ingresan a Colombia, ajustada por la población de cada municipio y considerando la importancia proporcional de los migrantes venezolanos en comparación con otros grupos de migrantes. Roza y Vargas (2021) e Ibáñez et al. (2020) muestran la alta correlación geográfica entre esta medida de migración predicha y la ubicación actual de los migrantes en Colombia. La Figura 3 muestra la correlación geográfica que hay entre asentamientos tempranos de migrantes venezolanos en 2005 y la ubicación actual de los migrantes venezolanos en el censo del 2018 para los municipios de la muestra. Esta figura evidencia que la migración desde Venezuela sigue un patrón geográfico en el tiempo, en particular, la migración venezolana está concentrada en municipios del norte y oriente del país.

Figura 3. Distribución geográfica de migrantes 2005-2018



Nota: el mapa de la izquierda muestra el número de venezolanos por municipio en el censo del 2005 y el mapa de la derecha muestra el número de venezolanos por municipio en el censo 2018 en Colombia. La correlación entre el número de venezolanos en 2005 y 2018 en los municipios es de 0.87***. Fuente: Cálculos propios con datos del CNPV 2005 y 2018

⁷ Esto Los tres últimos censos poblacionales se realizaron en 1993, 2005 y 2018. De esta manera, el censo anterior a la crisis de Venezuela corresponde al del 2005.

⁸ El “flujo acumulado” implica que en el trimestre t cuentan las entradas de venezolanos en t y en $t-1$, es decir, es una medida creciente

4.1. Modelo con instrumento tipo Bartik

De acuerdo con lo discutido en la sección anterior, existen características tanto observables como no observables que pueden determinar la decisión de migrar y hacia dónde hacerlo. Estas características pueden estar correlacionadas con la presencia de entidades financieras en los municipios y las dinámicas del mercado de crédito a nivel municipal. Por esta razón, una comparación de medias de municipios con mayor y menor presencia de migrantes podría resultar en un sesgo de selección.

Para evaluar el impacto de la migración en el mercado crediticio, utilizo un enfoque inicial que implica un modelo de datos panel a nivel de municipio y trimestre desde el primer trimestre de 2013 hasta el cuarto trimestre de 2019. Utilizo la variación exógena proporcionada por los flujos migratorios predichos, construidos en la ecuación 1, como un instrumento tipo Bartik. Esta variación se basa en los shares de asentamientos de venezolanos en 2005, antes de la intensificación de la crisis migratoria (Goldsmith-Pinkham, Sorkin, y Swift, 2020). La decisión de migrar se atribuye a las redes migratorias pasadas. Sin embargo, es importante controlar por las características municipales que están relacionadas con la ubicación de los migrantes para evitar una selección en asentamientos pasados y asegurar la validez de la estrategia, ya que la exogeneidad de los flujos predichos es crucial para el modelo. La ecuación 2 representa el modelo que a estimar.

$$y_{mt} = \beta \text{FlujosPred}_{mt} + X_{mt} + \gamma_m + \gamma_t + \gamma_{dy} + \varepsilon_{mdt} \quad (2)$$

donde y_{mt} representa la variable dependiente asociada al mercado de crédito del municipio m y en el trimestre t . X_{mt} son controles que varían en el tiempo que se construyen como una interacción de características predeterminadas (i.e., medida antes del inicio de la muestra) y variables dicótomas de trimestre. Estos controles hacen que la variación que identifica el parámetro de interés provenga de comparar municipios que siguen tendencias similares en el tiempo, según la similitud de sus características predeterminadas. Estos controles por características pre-existentes al choque migratorio permiten capturar las tendencias municipales. Estas variables están medidas antes de la intensificación de la crisis venezolana y del inicio del periodo muestral. Entre las características pre-existentes se incluyen variables sobre las condiciones sociales, demográficas y económicas que están correlacionadas con servicios financieros y asentamientos pasados de venezolanos: PIB per cápita en el 2005; Índice de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI) del 2005; índice de pobreza multidimensional del 2005; años de educación promedio en 2005; índice de ruralidad en 2011; total de establecimientos educativos por cada 10 mil habitantes en 2011; informalidad laboral en 2005 medida como la proporción de hogares con al menos un miembro en informalidad; índice de cobertura eléctrica en 2011; ataques violentos de grupos paramilitares y guerrilleros entre 2005 y 2011 por cada 10 mil habitantes⁹.

γ_m , γ_t y γ_{dy} son efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año, respectivamente. Además, los errores estándar agrupados a nivel municipal permiten patrones de correlación serial dentro de los municipios. β es el coeficiente de interés que indica el cambio marginal en la variable de resultado causada por un cambio en el flujo migratorio predicho.

La inclusión de los efectos fijos de municipio permite tener en cuenta las diferencias no observables y que permanecen constantes con el tiempo entre los municipios. Los efectos fijos de trimestre-en

⁹ Este grupo de controles se seleccionó de acuerdo con la literatura previa que utiliza esta metodología (Bahar et al., 2021; Ibáñez et al., 2021; Roza y Vargas, 2021; Traettino, 2022).

cuenta los factores variables en el tiempo que afectan a todos los municipios del país y que varían de un departamento a otro. La validez de la identificación del modelo depende de que no se omitan características municipales que cambien con el tiempo y estén relacionadas con los flujos migratorios, lo que podría afectar las variables del mercado de crédito en los municipios. No obstante, el conjunto de variables de control interactuado con los efectos fijos temporales permite hacer frente a esta amenaza.

Para que el instrumento sea válido, solo debe afectar la variable de interés a través del flujo migratorio actual. Una posible amenaza a la validez del instrumento, que es común en el uso de los primeros asentamientos de migrantes para identificar los efectos de la migración en las regiones de destino, es que la migración previa puede estar potencialmente correlacionada con *outcomes* actuales (Jaeger, Ruist, y Stuhler, 2018). Sin embargo, Delgado-Prieto (2021) y Bonilla-Mejía, Morales, Hermida-Giraldo, y Flórez (2020) muestran que los asentamientos migratorios pasados provenientes de Venezuela medidos a través de los censos de 1964, 1973, 1993 y 2005, son persistentes en el tiempo y no responden a la crisis actual de Venezuela. En particular, los flujos de migración venezolana actuales fueron repentinos y de gran magnitud tras la intensificación de la crisis humanitaria mientras que los asentamientos de 2005 se miden mucho tiempo antes de dicho evento.

Otra amenaza a la estrategia de identificación es el error de medición proveniente de las variables dependientes expresadas en valores de cartera de crédito, las cuales podrían sesgar los resultados encontrados. Por esta razón, utilizo transformaciones logarítmicas en los valores per cápita. Finalmente, los efectos encontrados son límites inferiores porque los flujos reportados trimestralmente no incluyen a la población que ingresa de manera irregular, es decir, que no pasa por los puntos de control migratorio, por lo tanto, hay un subreporte de los flujos migratorios.

4.2. Modelo de Diferencias-en-Diferencias

Si bien los flujos migratorios han estado aumentando desde inicios del 2012, la Figura 1 muestra que hubo un aumento pronunciado de la entrada de migrantes venezolanos a Colombia desde mediados de 2015. Este evento se dio principalmente por la intensificación de la crisis política, económica y social de Venezuela. A mediados de 2015 se cerró la frontera con Colombia debido a las tensiones políticas y se habilitó el paso humanitario en zona de frontera para colombianos residentes en Venezuela. Esto generó el retorno de colombianos que residían en Venezuela. La apertura total de la frontera solo se dio hasta agosto de 2016. Si bien es difícil marcar un comienzo al choque migratorio, la apertura del corredor humanitario podría marcar un inicio del ingreso masivo de migrantes en zonas fronterizas. En esta sección explico cómo utilizo esto en un diseño empírico de Diferencias-en-Diferencias (DD).

Esta variación temporal en la intensificación del choque permite probar una estrategia de identificación adicional de manera que se puedan comparar los municipios con diferente intensidad de tratamiento. Utilizo la medida de flujos migratorios predichos en la ecuación 1 para identificar los municipios con alta migración en el último período de la muestra. Esto es intuitivo en la medida en que los flujos predichos (representados en la ecuación 1) capturan los flujos acumulados en periodos anteriores. Así, utilizar el último trimestre de la muestra tiene en cuenta los flujos migratorios de todos los trimestres anteriores. Finalmente, divido la muestra de municipios en percentiles de alta y baja migración predicha. En particular, los municipios con migración predicha por encima de cuartil más alto (o percentil 75) serán el grupo de municipios tratados (206 municipios) y por debajo del percentil 75 serán municipios control (618 municipios). La Figura 4 muestra la distribución geográfica de los municipios definidos como tratados (i.e., con altos flujos migratorios) y controles (i.e., municipios con

bajo flujo migratorio). Cabe destacar que los municipios tratados están distribuidos en diferentes zonas del país. Como mencioné anteriormente, hay una fuerte variación geográfica en los flujos migratorios, sin embargo, solo algunos municipios como Cúcuta, Bucaramanga, Medellín y Bogotá reciben una fuerte carga demográfica. En la sección 5.2 realizo pruebas de robustez al umbral seleccionado.

Finalmente, la ecuación a estimar es un modelo de Diferencias-en-Diferencias que tiene la siguiente estructura:

$$y_{mt} = \beta^{DD} MigAlta_m Post2015q2_t + X_{mt} + \gamma_m + \gamma_t + \gamma_{dy} + \varepsilon_{mtdt} \quad (3)$$

donde $MigAlta_m$ es una variable igual a 1 si el municipio está por encima del percentil 75 de la distribución del flujo migratorio predicho de la ecuación 1 y $Post2015q2_t$ es una variable igual a 1 para trimestres posteriores al segundo trimestre del 2015 (periodo marcado como inicio del choque migratorio). La intuición es que la intensidad de tratamiento (posterior a 2015q2) se activa en municipios identificados con alta migración. De esta manera, el coeficiente de interés β^{DD} captura el efecto de recibir migrantes (posterior al inicio del choque) en municipios de alta migración en comparación con los municipios de baja migración sobre las variables de cartera y_{mt} . X_{mt} son controles que varían en el tiempo que se construyen como una interacción de características predeterminadas y variables dicótomas de trimestre. En particular, esta especificación incluye los mismos controles de la ecuación 2.

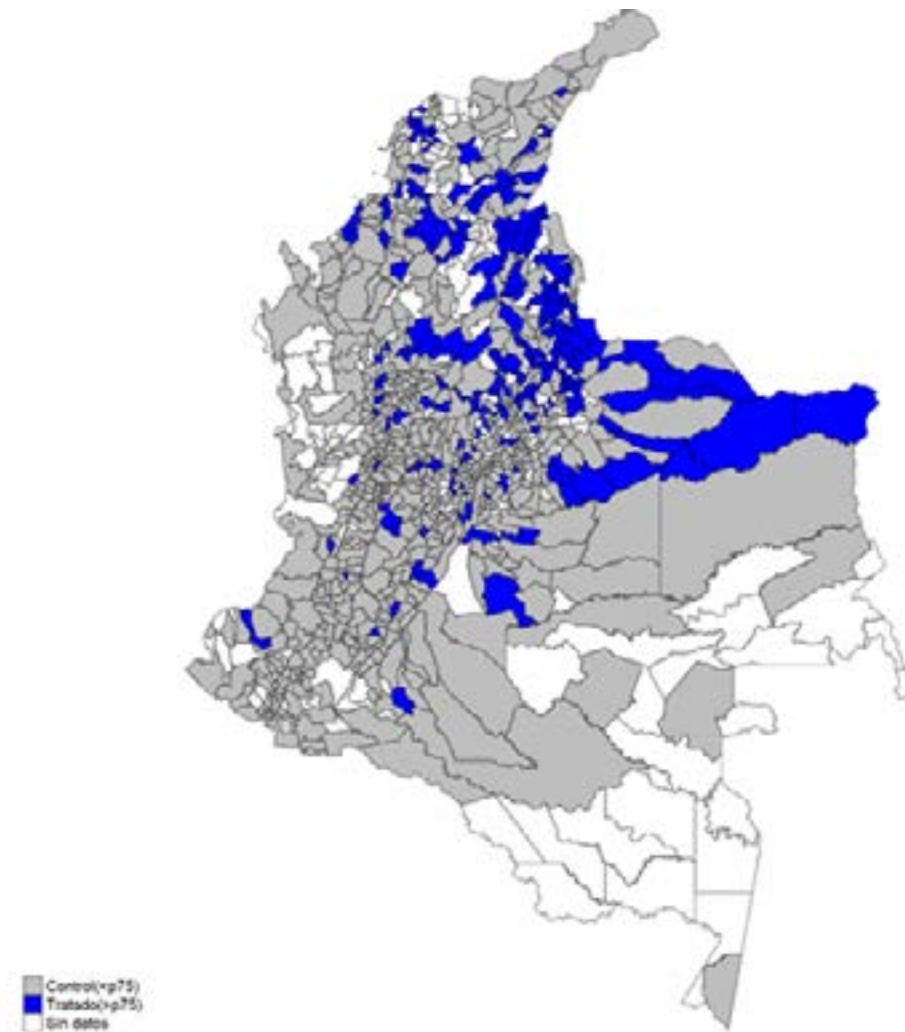
En el contexto de un modelo de Diferencias-en-Diferencias, la validez del estimador depende de que se cumpla el supuesto de tendencias paralelas. A pesar de que en la práctica este supuesto no lo puedo verificar estrictamente, empleo un estudio de eventos con el fin de verificar la presencia de tendencias previas en los resultados. El estudio de eventos me permite verificar diferencias pre-existentes al choque y estudiar la dinámica de los efectos. En particular, al generalizar la ecuación 3 puedo construir la ecuación 4 de efectos dinámicos:

$$y_{mt} = \sum_{j \in T-1} \beta_j^{DD} MigAlta_m \gamma_t + X_{mt} + \gamma_m + \gamma_t + \gamma_{dy} + \varepsilon_{mtdt} \quad (4)$$

donde β_j^{DD} captura el cambio en la variable de resultado en los municipios de alta migración en el trimestre j relativo al periodo omitido. Esta especificación incluye los mismos efectos fijos y variables de control de la ecuación 2. La evidencia del cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas es que el coeficiente asociado a los trimestres previos al inicio del choque (i.e., segundo trimestre de 2015) no deberían ser estadísticamente significativos, es decir, no hay un efecto estadísticamente significativo de ser un municipio de migración alta sobre la cartera de crédito antes del segundo trimestre de 2015. En la Sección 5 mostraré los resultados de estimar la ecuación 4.

Por último, puede suceder que la mayor parte de la variación del choque migratorio predicho esté impulsada por los municipios situados junto a la frontera entre Colombia y Venezuela, donde efectivamente los flujos migratorios suelen ser mayores. Si estos municipios se ven afectados de forma diferencial por la crisis venezolana por razones distintas a los grandes flujos migratorios (v.g., cambios en las dinámicas del comercio) a los que se enfrentaron, entonces las dinámicas del sistema financiero pueden responder a estos factores y no necesariamente al choque migratorio. Para probar esto es necesario aislar del análisis los municipios fronterizos y estudiar el efecto en los municipios fuera de la frontera entre Colombia y Venezuela. En la Sección 5 estimo las ecuaciones 2 y 3 para la muestra completa (i.e., todos los municipios y trimestres) y para la muestra sin municipios de frontera.

Figura 4. Distribución geográfica de municipios de alta migración



Nota: esta figura muestra la distribución geográfica de los municipios definidos como de “alta migración” (tratados) y “baja migración” (controles) de acuerdo con la medida de flujos predichos de la ecuación 1. Los municipios arriba del percentil 75 son municipios tratados y los municipios por debajo del percentil 75 son controles.

5. Resultados

5.1. Equilibrio del mercado de crédito

Los resultados principales para el total de los desembolsos de crédito en los municipios de Colombia se presentan en la Tabla 2. Esta tabla muestra los resultados de estimar la ecuación 2 en el panel A (i.e., el ejercicio con instrumento tipo Bartik) y la ecuación 3 en el panel B (i.e., el ejercicio de Diferencias-en-Diferencias) para el total de la cartera de crédito (columnas 1 y 2), el valor de la cartera de microcrédito (columnas 3 y 4), el valor de la cartera de vivienda (columnas 5 y 6), el valor de la cartera de créditos de consumo (columnas 7 y 8) y el valor de la cartera comercial (columnas 9 y 10) en los establecimientos de créditos de los municipios. Todas las columnas incluyen efectos fijos de trimestre, efectos fijos de municipio, efectos fijos de departamento-año y errores estándar agrupados a nivel de municipio. Además, todas las columnas incluyen la interacción entre características municipales predeterminadas y efectos fijos de año. Las columnas (2), (4), (6), (8) y (10) excluyen de la estimación a los municipios ubicados en la frontera con Venezuela.

Tabla 2. Efectos de la migración en el equilibrio del mercado de crédito

	Total crédito		Microcrédito		Vivienda		Consumo		Comercial	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Panel A. Modelo con instrumento tipo Bartik (ecuación 2)									
Flujo predicho	-0.0319*** (-0.00714)	-0.0314*** (0.00725)	-0.0291*** (0.00821)	-0.0283*** (0.00821)	-0.0738 (0.0626)	-0.075 (0.0664)	-0.0330** (0.0141)	-0.0299** (0.0140)	-0.0338* (0.0180)	-0.0400** (0.0189)
Media Var. Dep.	16,911.7	16,952.8	6,042.4	6,103.4	3,103.2	3,113.6	4,915.2	4,873.8	5,276.2	5,304.3
Desv. Est. Var. Dep	23,670.7	23,788.0	5,307.7	5,337.3	5,361.6	5,388.4	9,641.9	9,626.5	13,806.9	13,922.8
Obs.	23,038	22,590	22,357	21,909	14,235	13,893	23,030	22,582	22,967	22,519
	Panel B. Modelo de diferencias-en-diferencias (ecuación 3)									
[(Mig.Alt) x I(Post2015q2)]	-0.0763** (0.0316)	-0.0794** (0.0324)	-0.115*** (0.0298)	-0.116*** (0.0308)	-0.0989 (0.133)	-0.0998 (0.135)	-0.0664 (0.0526)	-0.07 (0.0525)	-0.0239 (0.0608)	-0.0384 (0.0611)
Media Var. Dep.	16,911.7	16,952.8	6,042.4	6,103.4	3,103.2	3,113.6	4,915.2	4,873.8	5,276.2	5,304.3
Desv. Est. Var. Dep	23,670.7	23,788.0	5,307.7	5,337.3	5,361.6	5,388.4	9,641.9	9,626.5	13,806.9	13,922.8
Obs.	23,038	22,590	22,357	21,909	14,235	13,893	23,030	22,582	22,967	22,519
EF municipio	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF trimestre-año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento-año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles x EF trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Excluye fronteras	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí

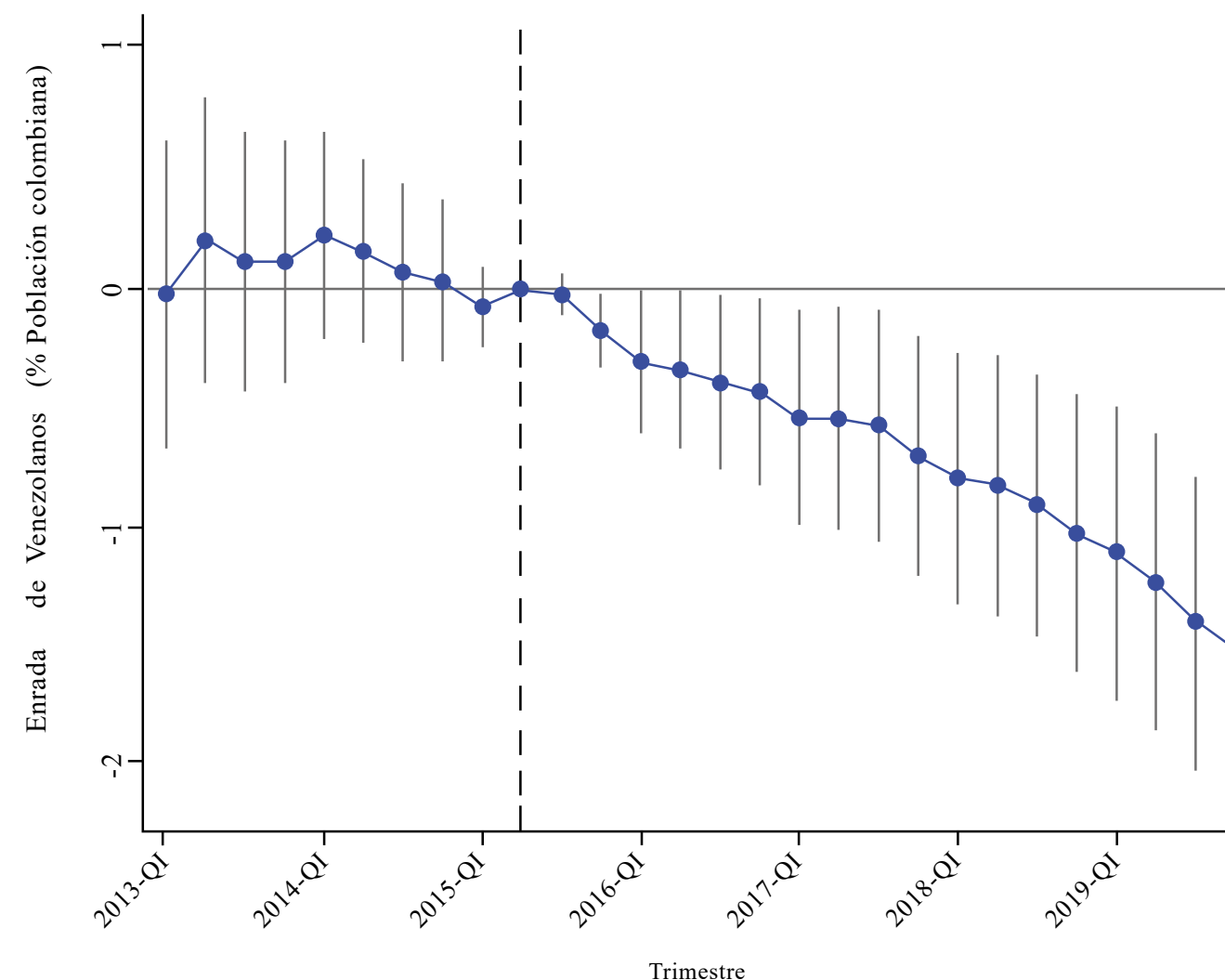
Nota: La variable dependiente está expresada como el logaritmo de valores expresados en millones de COP por cada 10 mil habitantes. Para la columna (1) y (2) la variable dependiente corresponde a el valor total de la cartera de crédito, la columna (3) y (4) corresponde al valor de la cartera de microcrédito, la columna (5) y (6) corresponde al valor de la cartera de créditos de vivienda, la columna (7) y (8) corresponde al valor de la cartera de créditos de consumo, y la columna (9) y (10) para créditos comerciales. En el panel A, la variable de interés “flujo predicho” está estandarizada. Las columnas (2), (4), (6), (8) y (10) excluyen los municipios ubicados en la frontera con Venezuela. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Errores estándar robustos en paréntesis. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

El panel A de la Tabla 2, es decir, los resultados del ejercicio con el instrumento tipo Bartik muestra que el flujo migratorio tiene un efecto negativo en el valor total de la cartera de crédito. La columna (1) del panel A muestra que un aumento de una desviación estándar en la medida de flujos predichos de migración está asociado con una disminución del 3,2% del total de la cartera de crédito. De manera desagregada por tipo de crédito, un aumento de una desviación estándar en los flujos predichos de migrantes resulta en una disminución de la cartera de microcrédito en 2,9% (columna 3) y de la cartera de créditos de consumo en 3,3% (columna 7).¹⁰ La magnitud de los efectos estimados del choque migratorio sobre la cartera de crédito de las entidades financieras en los municipios es significativa al 5 % para la cartera de crédito de consumo y al 1 % para el total de crédito y microcrédito¹¹. Adicionalmente, estos resultados son robustos a la exclusión de los municipios de frontera.

El panel B de la Tabla 2, es decir, los resultados del ejercicio de diferencias-en-diferencias muestran el efecto del aumento de la migración en los municipios ubicados por encima del percentil 75 de flujos predichos (i.e., municipios con alta migración) comparados con el resto de los municipios (i.e., municipios con baja migración). Tanto en el panel A como en el panel B, los efectos encontrados coinciden en dirección del efecto para el total de la cartera de crédito y la cartera de microcrédito. En particular, los resultados del panel B muestran que, para los municipios de alta migración, cuando aumenta el flujo migratorio, la cartera de crédito disminuye en 7,6% y la cartera de microcrédito disminuye en 11,5%. Los resultados de esta estimación son significativos al 5% para el total de cartera de crédito y al 1% para la cartera de microcrédito. Tanto las estimaciones del panel A como las del panel B no muestran efectos positivos o negativos que sean significativos sobre la cartera de crédito de vivienda ni comercial. Es decir, se reportan efectos nulos para estos rubros de cartera.

Estimo el estudio de eventos representado en la ecuación 4 para cada una de las variables de la cartera de crédito. La Figura 5 muestra los coeficientes asociados a cada periodo de tiempo para el valor total de colocaciones y la Figura 6 para cada desagregación de crédito. Las estimaciones muestran que para el total de la cartera de crédito y todas las desagregaciones de crédito (microcrédito, créditos de vivienda, créditos de consumo y créditos comerciales) no hay tendencias diferenciales que interfieran en el efecto del choque migratorio en municipios de alta migración. Es decir, hay evidencia del cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas para las variables anteriores. En la siguiente sección (Sección 5.2) estimo algunos ejercicios de robustez para estos resultados.

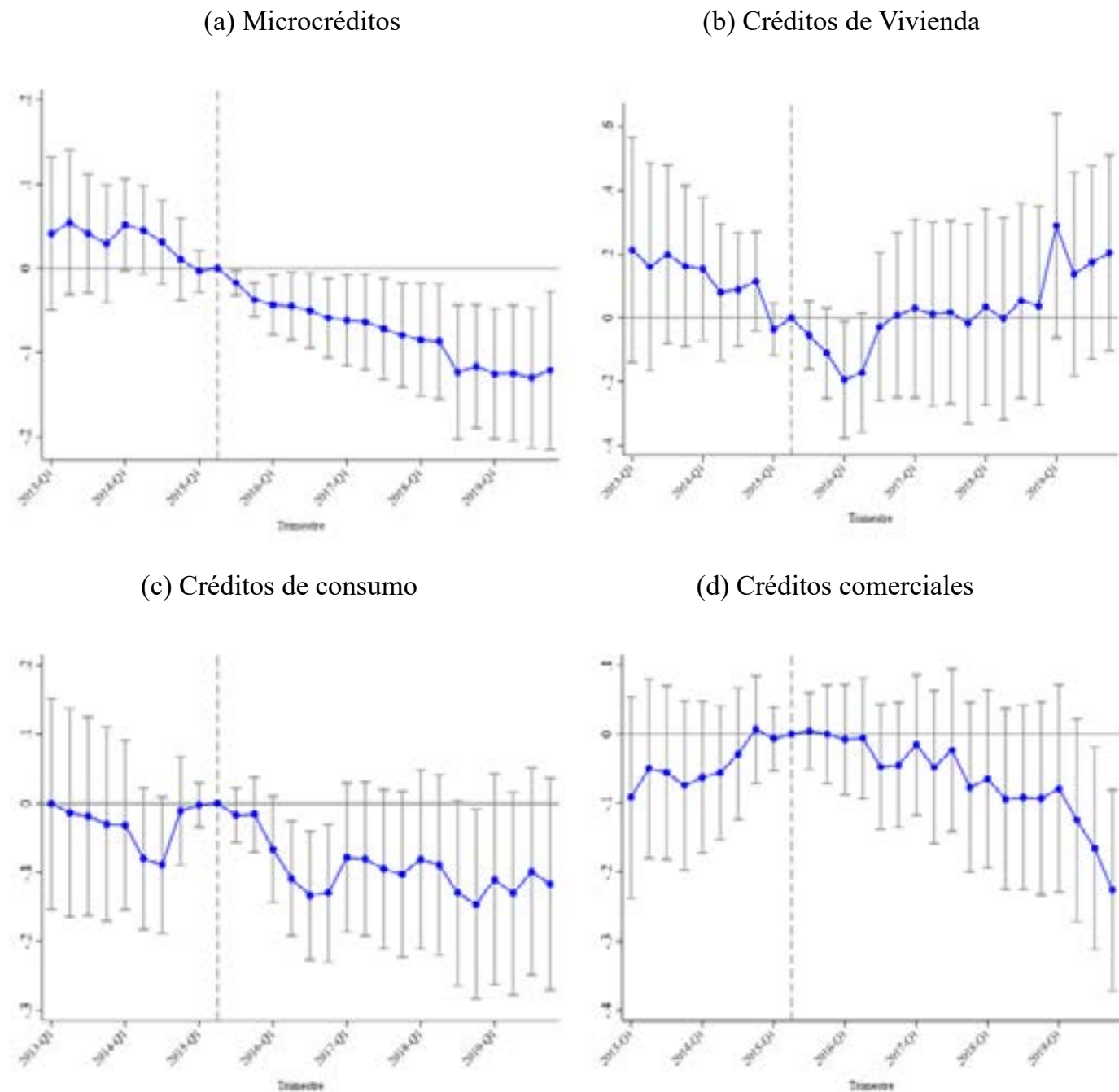
Figura 5. Efectos dinámicos del total de cartera de crédito



Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el logaritmo del valor de cartera de crédito total per cápita por municipio. Los valores están expresados a precios constantes de diciembre de 2019. La regresión incluye clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95%.

¹⁰ El valor de la cartera de crédito [microcrédito] promedio es de 16,911 [6,042] millones de COP por cada 10 mil habitantes para un municipio en un trimestre determinado. Entonces un aumento de una desviación estándar en el flujo predicho de migrantes está asociado con una disminución de aproximadamente 541 [175] millones de COP en la cartera de crédito [microcrédito] por cada 10 mil habitantes en relación con la media.

¹¹ Un aumento de una desviación estándar en el choque migratorio predicho es equivalente a 2,7 veces mayor que su media. Una forma alternativa de presentar el tamaño del efecto sería comparar un municipio que experimenta el choque migratorio predicho promedio con otro que experimenta su valor máximo (que equivale a 20 desviaciones estándar). En ese caso, el valor total en la cartera de crédito en el municipio altamente expuesto sería 64 puntos porcentuales menor que la cartera de crédito en el municipio expuesto al choque migratorio promedio. De manera similar, el valor en la cartera de microcrédito en el municipio altamente expuesto sería 58 puntos porcentuales menor que la cartera de microcrédito en el municipio expuesto al choque migratorio promedio. Así, un flujo muy grande de migrantes venezolanos podría haber alterado las dinámicas del mercado de crédito en los municipios.

Figura 6. Efectos dinámicos desagregados por tipo de crédito

Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el logaritmo del valor de cartera per cápita por municipio para cada desagregación de crédito (microcrédito, crédito de consumo, créditos de vivienda y créditos comerciales). Los valores están expresados a precios constantes de diciembre de 2019. Todas las regresiones incluyen errores agrupados a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95 %.

5.2 Robustez

5.2.1. Diferencias municipales previas al choque

Una amenaza para la estrategia de identificación de instrumentos tipo Bartik puede estar causada por las diferencias en las características municipales anteriores al choque que pueden estar correlacionadas con los primeros asentamientos de inmigrantes (Goldsmith-Pinkham et al., 2020). La amenaza ocurre si la evolución posterior a la crisis de dichas características afecta a las dinámicas de los mercados de crédito. Por ejemplo, las zonas con una mayor proporción de migrantes en 2005 pueden haber tenido también menores niveles de conflicto o violencia, mejores instituciones, más crecimiento económico, más inversión pública, menos pobreza o desigualdad, o menores niveles de informalidad en relación con el resto del país. Si estas características afectaron la oferta de crédito, por ejemplo, al impactar el rendimiento económico de los municipios, entonces los resultados estarían sesgados. Para tener en cuenta de forma flexible estas posibles amenazas, controlo por características municipales previas al choque y efectos fijos del año. Estos controles incluyen el crecimiento económico, la pobreza y la desigualdad, y variables de mercado laboral. Estas características municipales que no varían en el tiempo se muestran en el panel B de la Tabla 1.

5.2.2. Umbral de selección de tratamiento

Si bien la selección del umbral para establecer cuáles municipios conforman el grupo de tratamiento y de control en el ejercicio de Diferencias-en-Diferencias puede resultar arbitraria, en esta sección pruebo que los efectos encontrados son robustos al umbral seleccionado. Utilizo los percentiles 60 y 90 para volver a estimar la especificación principal. El panel A de la Tabla 3 muestra los resultados de estimar los municipios tratados por encima del percentil 60. Estos resultados evidencian que para el total de cartera de crédito y la cartera de microcrédito los resultados siguen siendo negativos y significativos al 1% y 5%, respectivamente.

La Figura A1 muestra el estudio de evento de la ecuación 4 para la cartera total de crédito con un umbral de alta migración del percentil 60 y evidencia la validez de la especificación en el cumplimiento de las tendencias paralelas. Asimismo, la Figura A2a muestra el estudio de eventos para la cartera microcrédito y evidencia la validez de la especificación con un umbral en el percentil 60.

Tabla 3. Robustez al umbral de percentil de tratamiento, ejercicio DD

	Total Crédito		Microcrédito		Vivienda		Consumo		Comercial	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Panel A. Modelo de diferencias-en-diferencias con percentil 60 (ecuación 3)										
I(Mig.>60) x I(Post2015q2)	-0.0314*** (-0.0714)	-0.0314*** (0.00725)	-0.0291*** (0.00821)	-0.0738 (0.00821)	-0.0783 (0.0626)	0.075 (0.0664)	-0.0330** (0.0141)	-0.0299** (0.0140)	-0.0338* (0.0180)	-0.0400** (0.0189)
Media Var. Dep	16,911.7	16,952.8	6,042.4	6,103.4	3,103.4	3,113.6	4,915.2	4,873.8	5,276.2	5,304.3
Mesv Est Var Dep	23,670.7	23,788.0	5,307.7	5,337.3	5,361.6	5,388.4	9,641.9	9,641.9	13,806.9	13,992.8
Obs	23,038	22,590	21,909	21,909	14,235	13,893	23,030	23,582	22,967	22,519
Panel B. Modelo de diferencias-en-diferencias con percentil 90 (ecuación 3)										
I(Mig.Alta)x I(Post2015q2)	-0.0811** (0.0299)	-0.0822** (0.0308)	-0.0897** (0.0364)	-0.0914** (0.0383)	-0.534*** (0.193)	-0.522*** (0.200)	-0.028 (0.0742)	-0.011 (0.0766)	0.0853 (0.0957)	0.0423 (0.0894)
Media Var. Dep	16,911.7	16,952.8	6,042.4	6,103.4	3,103.4	3,113.6	4,915.2	4,873.8	5,276.2	5,304.3
Mesv Est Var Dep	23,670.7	23,788.0	5,307.7	5,337.3	5,361.6	5,388.4	9,641.9	9,641.9	13,806.9	13,992.8
Obs	23,038	22,590	21,909	21,909	14,235	13,893	23,030	23,582	22,967	22,519
EF municipio	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF trimestre-año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento-año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles x EF trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Excluye fronteras	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No

Nota. : La variable dependiente está expresada como el logaritmo de valores expresados en millones de COP por cada 10 mil habitantes. Para la columna (1) y (2) la variable dependiente corresponde a el valor total de la cartera de crédito, la columna (3) y (4) corresponde al valor de la cartera de microcrédito, la columna (5) y (6) corresponde al valor de la cartera de créditos de vivienda, la columna (7) y (8) corresponde al valor de la cartera de créditos de consumo, y la columna (9) y (10) para créditos comerciales. En el panel A, la variable de interés “flujo predicho” está estandarizada. Las columnas (2), (4), (6), (8) y (10) excluyen los municipios ubicados en la frontera con Venezuela. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Errores estándar robustos en paréntesis. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

El panel B muestra los resultados para el percentil 90 y se evidencia que los efectos se mantienen negativos y significativos al 1 % y 5 % para la cartera total y la cartera de microcrédito, respectivamente. La Figura A3 muestra el estudio de evento de la ecuación 4 para la cartera total de crédito con un umbral de alta migración en el percentil 90 y evidencia la validez de la especificación en el cumplimiento de las tendencias paralelas. La Figura A4a muestra el estudio de evento para la cartera de microcrédito y evidencia la validez de la especificación con un umbral en el percentil 60. Entonces, se evidencia un efecto negativo y significativo del choque migratorio sobre la cartera de crédito total y la cartera de microcrédito para los municipios con altos flujos migratorios. Estos resultados son robustos al umbral seleccionado.

6. Mecanismos

Hasta ahora los resultados sugieren que el flujo migratorio venezolano genera una reducción en el volumen de colocaciones en los municipios de Colombia. En esta sección, estudio los mecanismos que plausiblemente impulsan estos efectos sobre los mercados de crédito en los municipios de Colombia. El equilibrio de mercado de crédito tiene dos componentes: la demanda de crédito y la oferta de crédito. Teóricamente, para que el total de la cartera de créditos en el equilibrio disminuya debería dominar una disminución en la oferta de crédito, una disminución en la demanda de crédito o la interacción de las dos anteriores. En esta sección discuto cómo el choque migratorio puede afectar tanto la demanda como la oferta de crédito.

6.1 Efectos en la demanda de crédito: Migrantes

El aumento de los flujos migratorios puede conducir a cambios en la composición demográfica de los municipios que a la vez generan presiones sobre el mercado financiero. Si bien las redes migratorias mitigan la información asimétrica para acceder a créditos formales (Okten y Osili, 2004), Laszlo y Santor (2009) muestran que los migrantes tienen mayores demandas de liquidez y este efecto domina sobre cualquier efecto de información asimétrica en la demanda de crédito formal. La naturaleza migratoria venezolana se ha dado en condiciones de vulnerabilidad. Como mencioné en la Sección 2, una gran parte de la migración venezolana ocurrió en condiciones de irregularidad donde los migrantes no ingresaron con los documentos necesarios para acceder al sistema financiero, al mercado laboral o sistema de salud. En este contexto, si bien los migrantes tienen mayores demandas de liquidez, es poco probable que ocurra un aumento importante de la demanda efectiva de crédito.

Una posible explicación a la reducción del equilibrio de mercado de crédito a causa de una reducción de la demanda es la teoría de selección adversa e información asimétrica (Stiglitz y Weiss, 1981). Cuando se produce un aumento de la migración, la población de prestatarios de una región puede cambiar. En concreto, los migrantes pueden ser prestatarios más riesgosos porque carecen de historial crediticio y pueden tener ingresos más bajos. Esto puede dar lugar a una selección adversa en la que las entidades financieras no prestan a estos clientes de mayor riesgo porque tienen más probabilidades de impago. Sin embargo, en el contexto analizado, donde la migración ocurre en condiciones de vulnerabilidad e irregularidad, no es plausible que haya grandes presiones al sistema financiero debido a las limitaciones legales que enfrentan los venezolanos para acceder a un crédito (ver contexto en Sección 2).

Analizar empíricamente el comportamiento de la demanda de crédito, en particular, de personas provenientes de Venezuela se sale del alcance de este documento debido a la escasez y restricción de información con respecto a la caracterización de quiénes son las personas que solicitan préstamos en Colombia. Para esto se requiere información de los aplicantes de créditos en las entidades financieras. Sin embargo, en el periodo analizado ocurrieron algunos eventos que pueden constituir un choque a la demanda de crédito por parte de población migrante, lo cual discutiré a continuación.

Como menciono en la Sección 2 de este documento, en el año 2017 el gobierno colombiano inició la primera versión del PEP que tenía como finalidad otorgar un documento temporal que brindaba la condición de regularidad a algunos migrantes venezolanos en el territorio colombiano. Con este documento los migrantes podían acceder al sistema financiero, a trabajar bajo contrato laboral, estudiar, cotizar en el sistema de salud y pensiones, entre otros (Migración Colombia, 2017). Las primeras dos versiones del PEP se focalizaron en venezolanos que entraron al país por los puntos de control fronterizo autorizados, es decir, de manera regular, mientras que el PEP III se enfocó en población migrante que ingresó al país de manera irregular y, por tanto, se encontraba en condición de vulnerabilidad.

En particular, en las dos primeras olas del PEP se concedieron casi 182 mil permisos, mientras que el PEP III fue la ola que ha involucrado más inmigrantes con cerca de 282 mil beneficiarios del programa. Debido a que el PEP I y II se focalizó en inmigrantes con un estatus migratorio definido legalmente, la asignación a estas olas puede resultar endógena a las características de los migrantes y municipios de residencia (Bahar et al., 2021). La naturaleza inesperada del anuncio del PEP III es relevante para el análisis aquí presentado, en particular porque esta ola del programa se asignó independientemente de las características de los migrantes. De esta manera, aprovecho la naturaleza inesperada del choque para analizar el posible efecto del PEP en el

equilibrio del mercado de crédito al entenderlo como un choque a la demanda de los migrantes venezolanos. Sigo la estrategia utilizada por Bahar et al. (2021), donde analizan el efecto del PEP sobre variables del mercado laboral. En particular, estimo un modelo de Diferencias-en-Diferencias el cual explota la intensidad de tratamiento del PEP antes y después de la implementación del programa en agosto de 2018 (tercer trimestre del año) para comparar el volumen de las colocaciones en municipios con diferente intensidad de tratamiento. Estimo la siguiente ecuación:

$$y_{mt} = \beta[PEP_m \times Post.2018q2_t] + X_{mt} + \gamma_m + \gamma_t + \gamma_{dy} + \varepsilon_{mdt}$$

donde PEP_m es el logaritmo del número de migrantes registrados en el PEP que reportaron vivir en el municipio m (está medida está expresada en valores por cada 10 mil habitantes) y $Post.2018q2_t$ es una variable igual a 1 para las observaciones cuyo trimestre-año sucede después del segundo trimestre del 2018. β representa el efecto promedio para todos los trimestres posteriores al segundo trimestre de 2018 comparado con los meses anteriores. La validez de esta identificación depende del cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas. La Figura A5 muestra el estudio de eventos que refleja evidencia del cumplimiento de tendencias paralelas para el total de la cartera de crédito.¹²

La Tabla 4 muestra los resultados de estimar la ecuación 5 sobre las diferentes variables de volumen de créditos en los municipios. No hay un efecto promedio estadísticamente significativo sobre el valor de la cartera de crédito de los municipios con alta intensidad de tratamiento PEP posterior a 2018. Lo cual indica que la implementación del PEP por sí sola no tiene efecto en los volúmenes de colocaciones en los municipios de Colombia, es decir, este posible choque de demanda de crédito en el agregado municipal tiene un efecto nulo. Esto podría deberse a dos razones: que la regularización no se tradujo en mayor demanda de crédito de los migrantes o que, a pesar del aumento en la demanda, el sistema financiero no presta a los migrantes.

Tabla 4. Cartera de crédito y PEP

	Valor de cartera en logaritmo per cápita				
	Total crédito (1)	Microcrédito (2)	Vivienda (3)	Consumo (4)	Comercial (5)
PEP x I(Post2018q2)	-0.00436 (0.00781)	-0.0126 (0.00947)	0.00974 (0.0336)	0.0201 (0.015)	-0.00285 (0.0151)
Media Var. Dep.	17,140.50	5,922.20	3,158.10	5,079.70	5,413.30
Desv. Est. Var. Dep	24,089.0	5,241.3	5,406.7	9,795.8	14,064.7
Obs.	22,126	21,474	13,871	22,118	22,061
EF municipio	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

¹² La Figura A⁶ muestra el estudio de eventos para cada una de las desagregaciones de crédito. En particular, se puede observar que se cumple la validez del supuesto de tendencias paralelas para la cartera de créditos de vivienda y créditos comerciales. Sin embargo, en estas figuras no se observa un efecto promedio estadísticamente diferente de cero después del segundo trimestre de 2018 para todas las desagregaciones de crédito.

EF trimestre-año	Si	Si	Si	Si	Si
EF departamento-año	Si	Si	Si	Si	Si
Controles x EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si

*Nota: La variable dependiente está expresada como el logaritmo de valores expresados en millones de COP por cada 10 mil habitantes. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Errores estándar robustos en paréntesis. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.*

Un análisis similar fue hecho por Bahar et al. (2021), donde estudian el efecto del PEP sobre el mercado laboral y concluyen que, hasta 2018, las visas de trabajo no tuvieron ningún efecto en el mercado laboral formal, salvo efectos negativos muy pequeños en las mujeres con alto nivel educativo y efectos positivos, pero no significativos en población migrante. Cuando se produce un aumento de la migración, pueden producirse perturbaciones en el mercado laboral, en el que aumenta la oferta de mano de obra y disminuyen los salarios (Delgado Prieto, 2021; Peñaloza-Pacheco, 2022). Delgado-Prieto (2021) estudia el impacto causal de la inmigración venezolana en el mercado laboral colombiano y encuentra un efecto negativo a corto plazo sobre los salarios de los nativos desde 2017, y una respuesta negativa en el empleo de los nativos. En general, el choque de oferta laboral es absorbido por el mercado laboral informal, reduciendo los salarios informales, pero también reduciendo el empleo formal.

La disminución de salario puede dar lugar a niveles de ingresos más bajos para los prestatarios. Esta reducción de los ingresos puede dar lugar a una disminución de la demanda de crédito entre los hogares locales, provocando una contracción del mercado crediticio (Karlan y Zinman, 2005). La disminución de ingresos también dificulta el repago de las deudas (de Roux, 2021). Esto podría conducir a un aumento de las tasas de impago, lo que puede hacer que las entidades financieras reduzcan la disponibilidad de crédito y/o aumenten las tasas de interés. Sin embargo, si la reducción de salarios e ingresos estuviera afectando la disponibilidad de crédito se observaría una disminución en todas o la mayoría de las modalidades de crédito, pero este no es el caso. El efecto negativo del choque migratorio en el equilibrio del mercado de crédito está concentrado en el efecto negativo sobre la cartera de microcrédito que, como mostré en esta sección, no está explicado por choques a la demanda de población migrante. En la siguiente sección exploro algunos mecanismos provenientes de la demanda y oferta de crédito de población nativa.

6.2 Efectos en la demanda y oferta de crédito: Nativos

Las perturbaciones migratorias pueden provocar cambios en el nivel de incertidumbre y riesgo en las regiones afectadas, lo que puede tener un efecto negativo en el funcionamiento del mercado de crédito. La literatura en sociología y ciencia política ha estudiado las actitudes hacia la migración y muestra que la llegada masiva de inmigrantes suele avivar las tensiones sociales y políticas y aumentar la preocupación por la seguridad (Bove, Elia, y Ferraresi, 2023; Hainmueller y Hopkins, 2014). El aumento masivo de venezolanos en los municipios del país, junto con las estrategias de “desinformación electoral” empleadas en las elecciones políticas (Roza y Vargas, 2021), pudo generar una mayor incertidumbre con respecto a los efectos futuros en la economía con la mayor presencia de inmigrantes. La percepción del riesgo y la incertidumbre son elementos claves en la decisión de inversión y de demanda de crédito (Cole et al., 2017; de Roux y Martínez, 2021).

El aumento masivo de inmigrantes venezolanos en el territorio colombiano, las consecuentes políticas de regularización de migrantes y la desinformación con fines políticos sobre la crisis migratoria podrían conducir a

un aumento de incertidumbre y percepción de riesgo sobre los efectos económicos de dicho choque demográfico. En el mercado de crédito, esta incertidumbre y posible aumento de percepción del riesgo podría verse reflejado de dos maneras desde la demanda de crédito: aumento de las tasas de impago o disminución de la inversión por aversión al riesgo. Debido a la disponibilidad de información, en este documento me enfoco en la primera, es decir, el aumento del riesgo de cartera. Como mencioné en la sección anterior, analizar empíricamente el comportamiento de la demanda de crédito, en particular, con información desagregada por destino del crédito (o inversión del crédito) se sale del alcance de esta investigación.

Para probar la hipótesis del aumento en el riesgo de cartera de crédito, estimo la especificación principal, es decir, la ecuación 2 y la ecuación 3 en el volumen de la cartera de crédito que, según los datos de la Superfinanciera, se categoriza en cinco rangos crecientes de riesgo: (1) Normal, (2) Aceptable, (3) Apreciable, (4) Significativo y (5) Default. Dicho esto, la variable dependiente es el logaritmo de la proporción de crédito con determinado riesgo sobre el total de la cartera.

La Tabla 5 muestra los resultados para todos los niveles de riesgo del total de desembolsos en los municipios utilizando las dos estrategias principales de este documento: un modelo con instrumento tipo Bartik y un modelo de Diferencias-en-Diferencias. Los resultados muestran que un mayor flujo migratorio está asociado con un menor riesgo normal (la categoría más baja de riesgo) y un mayor valor de la cartera de crédito en riesgo apreciable (una categoría más alta de riesgo). Estos efectos son significativos al 5% y 1%, respectivamente, y son robustos a la especificación.¹³ Los resultados muestran una primera evidencia del aumento del riesgo de cartera causado por un aumento de los flujos migratorios. Este canal podría explicar la reducción del equilibrio de cartera de crédito causada por el aumento en los flujos migratorios.

Los resultados para el total de la cartera de crédito parecen estar impulsados por los efectos en la cartera de microcrédito. La Tabla 6 muestra los resultados para todos los niveles de riesgo en la cartera de microcréditos. La proporción de la cartera de microcrédito en riesgo normal disminuye debido a los flujos migratorios en los dos modelos presentados y este resultado es significativo al 5%. Además, se muestra evidencia del aumento de la proporción de la cartera de microcrédito en riesgo significativo (una categoría de riesgo más alta) en los dos modelos, lo cual es significativo al 1%.¹⁴ En concreto, mayores flujos migratorios generan una disminución en el volumen de cartera de microcrédito categorizada en riesgo normal y un aumento en el volumen de cartera de microcrédito en categorías de riesgo más altas.

Tabla 5. Migración y nivel de riesgo: Total crédito

	Cartera de crédito (Prop. en riesgo)				
	Riesgo Normal (1)	Riesgo Aceptable (2)	Riesgo Apreciable (3)	Riesgo significativo (4)	Riesgo Default (5)
	Panel A. Modelo con instrumentos tipo Bartik (ecuación 2)				
Flujo predicho	-0.00364**	-0.0313***	-0.0848***	-0.0530***	-0.00462

¹³ La validez de la especificación del modelo de diferencias-en-diferencias depende del cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas. La Figura A7 muestra el estudio de eventos asociado a cada nivel de riesgo y sugiere que existe evidencia del cumplimiento de tendencias paralelas para la cartera de crédito con riesgo apreciable y significativo. En particular, muestra un aumento de la cartera de crédito con riesgo apreciable después del inicio del choque migratorio en el segundo trimestre del 2015.

¹⁴ La validez de la segunda estrategia de identificación (modelo de diferencias-en-diferencias) depende del cumplimiento de tendencias paralelas. La Figura A8 muestra evidencia del cumplimiento de tendencias paralelas solo para la categoría de riesgo significativo, la cual es una categoría de riesgo alta.

Media Var. Dep	87.54	3.90	1.82	2.33	4.44
Mesv Est Var Dep	7.65	2.87	1.69	2.58	4.54
Obs	23,038	23,002	22,912	22,884	22,975
	Panel B. Modelo de diferencias en diferencias (ecuación 3)				
I(Post2015q2)	-0.0159** (0.00700)	0.0774* (0.0442)	0.167*** (0.0507)	0.105 (0.0680)	-0.00211 (0.0526)
Media Var. Dep	87.54	3.90	1.82	2.33	4.44
Mesv Est Var Dep	7.65	2.87	1.69	2.58	4.54
Obs	23,038	23,002	22,912	22,884	22,975
EF municipio	sí	sí	sí	sí	sí
EF trimestre-año	sí	sí	sí	sí	sí
EF departamento-año	sí	sí	sí	sí	sí
Controles x EF trimestre	sí	sí	sí	sí	sí
Excluye fronteras	No	No	No	No	No

Nota. : La variable dependiente está expresada como el logaritmo de valores expresados en millones de COP por cada 10 mil habitantes. Para la columna (1) y (2) la variable dependiente corresponde a el valor total de la cartera de crédito, la columna (3) y (4) corresponde al valor de la cartera de microcrédito, la columna (5) y (6) corresponde al valor de la cartera de créditos de vivienda, la columna (7) y (8) corresponde al valor de la cartera de créditos de consumo, y la columna (9) y (10) para créditos comerciales. En el panel A, la variable de interés “flujo predicho” está estandarizada. Las columnas (2), (4), (6), (8) y (10) excluyen los municipios ubicados en la frontera con Venezuela. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Errores estándar robustos en paréntesis. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

Las Tablas A1, A2 y A3 muestran las estimaciones de riesgo de cartera para los componentes de crédito de vivienda, crédito de consumo y crédito comercial, respectivamente, pero no hay un efecto significativo y robusto en estos rubros de cartera.¹⁵

Estos resultados muestran evidencia sugestiva de que la percepción de riesgo en la economía de destino está aumentando con el choque migratorio. Sin embargo, no hay evidencia suficiente, por la naturaleza de los datos, de que sea una mayor percepción de riesgo solo de la demanda. Si bien las clasificaciones de riesgo dependen del comportamiento de la cartera en mora, también puede ocurrir que las clasificaciones sean discrecionales a las entidades financieras y potencialmente podrían afectar la oferta de crédito. Mostrar evidencia de esto se sale del alcance del documento, pero se proporciona una oportunidad para investigaciones posteriores.

¹⁵ Las Figuras A9, A10 y A11 muestran el estudio de eventos para cada una de las categorías de riesgo de cartera para los créditos de vivienda, créditos de consumo y créditos comerciales, respectivamente. En general, las figuras muestran que no hay evidencia de que existan tendencias previas al choque ni efectos promedio significativos.

Tabla 6. Migración y nivel de riesgo: Microcrédito

Panel A. Modelo con instrumento tipo Bartik (ecuación 2)					
Flujo predicho	-0.0029** (0.001)	0.0143 (0.0124)	0.0756*** (0.0185)	0.0455*** (0.0149)	0.0107 (0.0150)
Media Var. Dep.	87.62	3.63	1.69	1.23	6.14
Desv. Est. Var. Dep	7.24	2.00	1.20	1.18	5.35
Obs.	22,353	21,818	21,506	21,326	22,051
Panel B. Modelo diferencias-en-diferencias (ecuación 3)					
I(Mig. Alta) x I(Post2015q2)	-0.0163** (0.00653)	0.0777** (0.0376)	0.161*** (0.0469)	0.163*** (0.0530)	0.113** (0.0495)
Media Var. Dep.	87.62	3.63	1.69	1.23	6.14
Desv. Est. Var. Dep	7.24	2.00	1.20	1.18	5.35
Obs.	22,353	21,818	21,506	21,326	22,051
EF municipio	Si	Si	Si	Si	Si
EF trimestre-año	Si	Si	Si	Si	Si
EF departamento-año	Si	Si	Si	Si	Si
Controles x EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si

Nota: La variable dependiente es el valor de la cartera de microcrédito en determinado nivel de riesgo como proporción del total de la cartera de microcrédito. La variable dependiente está expresada en logaritmo. En el panel A la variable de interés "flujo predicho" está estandarizada. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Errores estándar robustos en paréntesis. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

Por el lado de la oferta de crédito no es intuitivo pensar en una reducción de la oferta como producto de mayores flujos migratorios. No hay evidencia documental del ente encargado de la vigilancia de las entidades financieras, la Superintendencia Financiera de Colombia, de algún programa dirigido a aumentar la oferta de crédito tanto para población migrante como población nativa en el periodo analizado. Sin embargo, con los ejercicios desarrollados en la Sección 6.1 es posible concluir que, si existiera un potencial aumento de la demanda de crédito por parte de la población migrante dado por el PEP, la oferta de crédito parece no reaccionar a este posible choque a la demanda dado que se evidencian efectos nulos del aumento de flujos migratorios en el equilibrio del mercado de crédito.

7. Conclusiones

Este documento estudia los efectos causales de los choques migratorios en las dinámicas del mercado de crédito formal en economías receptoras. En particular, utilizo el caso de la crisis migratoria venezolana para estudiar efectos del choque migratorio venezolano en mercados de crédito formal de los municipios en Colombia. Cuento con un panel municipal a nivel trimestral desde 2013 a 2019. Utilizo un instrumento de tipo Bartik y una metodología de Diferencias-en-Diferencias para explotar la variación exógena de los flujos migratorios usando las redes migratorias antes de la crisis para instrumentar los flujos migratorios actuales.

Los resultados que encuentro sugieren que el equilibrio del mercado de crédito disminuye como consecuencia del choque migratorio. Este resultado es robusto a la especificación, a la exclusión de municipios de frontera, a las diferencias municipales previas al choque y a la selección de umbrales de tratamiento. En particular, desde el enfoque de instrumento tipo Bartik, un aumento de una desviación estándar en los flujos predichos de venezolanos se refleja en una disminución en el valor de los desembolsos de créditos en 3,2%. Este efecto está explicado por la cartera de microcrédito con una reducción de 2,9%.

Para los municipios de alta migración, es decir, los municipios que se encuentran por encima del percentil 75 de flujos predichos migratorios, después de la intensificación de los flujos migratorios en 2015, la cartera de crédito disminuye en promedio 7,6% y la cartera de microcrédito disminuye en 11,5%. Sin embargo, no hay evidencia que demuestre que el choque migratorio afecta la cartera de crédito de consumo, la cartera de crédito de vivienda y la cartera de crédito comercial. De esta manera, concluyo que el efecto en la cartera total de crédito está impulsado por el rubro de microcrédito.

El equilibrio de mercado de crédito tiene dos componentes: la demanda de crédito y la oferta de crédito. No hay evidencia documental de un cambio en la oferta de crédito producto de mayor flujo de venezolanos en el país. Sin embargo, exploro dos mecanismos que explican el comportamiento en el equilibrio. El primer canal es la implementación de un programa de regularización de migrantes que, en principio, podría aumentar la demanda de crédito. Sin embargo, no encuentro evidencia del efecto del programa en el equilibrio de mercado de crédito. Esto último puede suceder por dos razones: la regularización no se tradujo en mayor demanda o que las restricciones del sistema financiero impiden el otorgamiento de crédito a migrantes.

El segundo mecanismo es el aumento del riesgo de cartera de crédito en los municipios como consecuencia de un aumento en los flujos migratorios. Este aumento de riesgo de cartera estaría explicado por el aumento de la incertidumbre, percepción de riesgo y las preocupaciones de los nativos sobre los efectos futuros de la inmigración sobre la economía. En concreto, presento evidencia de que un mayor flujo predicho de migrantes en los municipios reduce el tamaño de la cartera de crédito en riesgo normal (nivel de riesgo de cartera más bajo) y aumenta el tamaño de la cartera de crédito en categorías de riesgo alto. Estos resultados en la cartera total de crédito son explicados por la cartera de microcrédito.

Los microcréditos en Colombia son créditos dirigidos a las microempresas, es decir, son créditos de inversión. El choque migratorio afecta las decisiones de inversión de las microempresas debido a la incertidumbre económica que genera los flujos migratorios, en particular, los flujos migratorios generados por la crisis política, económica y social de Venezuela. Sin embargo, la categorización de riesgo puede ser discrecional a las entidades financieras, entonces no se descartan los efectos de una mayor percepción de riesgo por parte de la oferta de crédito (i.e., entidades financieras) sobre el equilibrio de mercado de crédito. Este trabajo muestra evidencia sugestiva sobre un aumento de la percepción de riesgo en Colombia como consecuencia del choque migratorio venezolano, sin embargo, no muestro evidencia de si el efecto es explicado por la demanda de crédito de nativos o la oferta de crédito. De esta manera, futuros trabajos podrían acercarse a estudiar en detalle los efectos sobre cada componente del equilibrio con información más desagregada.

La evidencia presentada sugiere que las políticas implementadas para regularización de migrantes deberían ir acompañadas de programas que mitiguen las restricciones que tienen los migrantes para acceder al mercado de crédito (por ejemplo, programas de garantías para migrantes). Adicionalmente, se hace necesario mediar las actitudes hacia la inmigración para evitar los efectos adversos de la migración masiva en la percepción de riesgo e incertidumbre por parte de la población receptora ya que dicha incertidumbre podría traducirse en una mayor cartera de crédito en categorías de riesgo alto en los municipios con alto flujo de migrantes.

Referencias

- Altindag, O., Bakis, O., y Rozo, S. V. (2020). Blessing or burden? impacts of refugees on businesses and the informal economy. *Journal of Development Economics*, 146, 102490.
- Altonji, J. G., y Card, D. (2018). *The effects of immigration on the labor market outcomes of less-skilled natives*. Routledge.
- Archer, W. R., Ling, D. C., y McGill, G. A. (1996). The effect of income and collateral constraints on residential mortgage terminations. *Regional Science and Urban Economics*, 26 (3-4), 235-261.
- Bahar, D., Ibáñez, A. M., y Rozo, S. V. (2021). Give me your tired and your poor: Impact of a large-scale amnesty program for undocumented refugees. *Journal of Development Economics*, 151, 102652.
- Banca de las Oportunidades, Superintendencia Financiera de Colombia, y Asobancaria. (2022). *Construir, avanzar y prosperar: Recomendaciones para un buen manejo de las finanzas*.
- Banco Mundial. (2018). *Migración desde Venezuela a Colombia: impactos y estrategia de respuesta en el corto y mediano plazo*.
- BenYishay, A. (2012). Informational barriers to credit for migrants: Evidence from Guatemala. *Economic Development and Cultural Change*, 60 (3), 535-570.
- Bonilla-Mejía, L., Morales, L. F., Hermida-Giraldo, D., y Flórez, L. A. (2020). The labor market of immigrants and non-immigrants evidence from the Venezuelan refugee crisis. *Borradores de Economía*; No. 1119.
- Borjas, G. J. (1999). The economic analysis of immigration. *Handbook of labor economics*, 3, 1697-1760.
- Bove, V., Elia, L., y Ferraresi, M. (2023). Immigration, fear of crime, and public spending on security. *The Journal of Law, Economics, and Organization*, 39 (1), 235-280.
- Card, D. (2001). Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration. *Journal of Labor Economics*, 19 (1), 22-64.
- Chiswick, B. R., y Miller, P. W. (2015). International migration and the economics of language. En *Handbook of the economics of international migration* (Vol. 1, pp. 211-269). Elsevier.
- Chiswick, B. R. (1987). *The employment of immigrants in the United States*. Books.
- Chiswick, B. R., y Miller, P. W. (2015). International migration and the economics of language. En *Handbook of the economics of international migration* (Vol. 1, pp. 211-269). Elsevier.
- Cole, S., Giné, X., y Vickery, J. (2017). How does risk management influence production decisions? evidence from a field experiment. *The Review of Financial Studies*, 30 (6), 1935-1970.
- Cunningham, S. (2021). *Causal inference*. En *Causal inference*. Yale University Press.

DANE. (2021). *Presentación extendida Encuesta Pulso de la Migración: Resultados Ronda 1*.

Delgado-Prieto, L. (2021). *Dynamics of local wages and employment: Evidence from the Venezuelan immigration in Colombia*. Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Economía, working paper , 31183 .

de Roux, N. (2021). *Exogenous shocks, credit reports and access to credit: Evidence from Colombian coffee producers*. Documento CEDE (57).

de Roux, N., y Martínez, L. R. (2021). *Forgone investment: Civil conflict and agricultural credit in Colombia*. University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper (2021-36).

Fallah, B., Krafft, C., y Wahba, J. (2019). The impact of refugees on employment and wages in Jordan. *Journal of Development Economics*, 139, 203-216.

Feierstein, M., y Winfield, K. (2019). *The experience of Venezuelan refugees in Colombia and Perú*.

Fundación Ideas para la Paz. (2019). *Seguridad ciudadana y migración venezolana: análisis exploratorio*. Descargado de <http://ideaspaz.org/media/website/migracion-final.pdf> .

Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., y Swift, H. (2020). Bartik instruments: What, when, why, and how. *American Economic Review*, 110 (8), 2586-2624.

Hainmueller, J., y Hopkins, D. J. (2014). Public attitudes toward immigration. *Annual Review of Political Science*, 17 , 225 - 249.

Ibáñez, A. M., Rozo, S. V., y Bahar, D. (2020). *Empowering migrants: Impacts of a migrants amnesty on crime reports*.

Ibáñez, A. M., Rozo, S. V., y Urbina, M. J. (2021). Forced migration and the spread of infectious diseases. *Journal of Health Economics*, 79 , 102491.

Jaeger, D. A., Ruist, J., y Stuhler, J. (2018). Shift-share instruments and the impact of immigration. *National Bureau of Economic Research*.

Karlan, D. S., y Zinman, J. (2005). Elasticities of demand for consumer credit. *Yale University Economic Growth Center Discussion Paper* (926).

Cole, S., Giné, X., y Vickery, J. (2017). How does risk management influence production decisions? evidence from a field experiment. *The Review of Financial Studies*, 30 (6), 1935-1970.

Cole, S., Giné, X., y Vickery, J. (2017). How does risk management influence production decisions? evidence from a field experiment. *The Review of Financial Studies*, 30 (6), 1935-1970.

Cunningham, S. (2021). *Causal inference*. En *Causal inference*. Yale University Press.

DANE. (2021). Presentación extendida Encuesta Pulso de la Migración: Resultados Ronda 1.

Delgado-Prieto, L. (2021). Dynamics of local wages and employment: Evidence from the venezuelan immigration in Colombia. Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Economía, working paper , 31183 .

de Roux, N. (2021). Exogenous shocks, credit reports and access to credit: Evidence from colombian coffee producers. Documento CEDE (57).

de Roux, N., y Martinez, L. R. (2021). Forgone investment: Civil conflict and agricultural credit in Colombia. University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper (2021-36).

Fallah, B., Krafft, C., y Wahba, J. (2019). The impact of refugees on employment and wages in Jordan. Journal of Development Economics, 139, 203-216.

Feierstein, M., y Winfield, K. (2019). The experience of Venezuelan refugees in Colombia and Perú.

Fundación Ideas para la Paz. (2019). Seguridad ciudadana y migración venezolana: análisis exploratorio. Descargado de <http://ideaspaz.org/media/website/migracion-final.pdf> .

Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., y Swift, H. (2020). Bartik instruments: What, when, why, and how. American Economic Review, 110 (8), 2586-2624.

Hainmueller, J., y Hopkins, D. J. (2014). Public attitudes toward immigration. Annual Review of Political Science, 17 , 225 - 249.

Ibáñez, A. M., Rozo, S. V., y Bahar, D. (2020). Empowering migrants: Impacts of a migrants amnesty on crime reports.

Ibáñez, A. M., Rozo, S. V., y Urbina, M. J. (2021). Forced migration and the spread of infectious diseases. Journal of Health Economics, 79 , 102491.

Jaeger, D. A., Ruist, J., y Stuhler, J. (2018). Shift-share instruments and the impact of immigration. National Bureau of Economic Research.

Karlan, D. S., y Zinman, J. (2005). Elasticities of demand for consumer credit. Yale University Economic Growth Center Discussion Paper (926).

Cole, S., Giné, X., y Vickery, J. (2017). How does risk management influence production decisions? evidence from a field experiment. The Review of Financial Studies, 30 (6), 1935-1970.

Cunningham, S. (2021). Causal inference. En Causal inference. Yale University Press.

ole, S., Giné, X., y Vickery, J. (2017). How does risk management influence production decisions? evidence from a field experiment. The Review of Financial Studies, 30 (6), 1935-1970.

Cunningham, S. (2021). Causal inference. En Causal inference. Yale University Press.

DANE. (2021). Presentación extendida Encuesta Pulso de la Migración: Resultados Ronda 1.

Delgado-Prieto, L. (2021). Dynamics of local wages and employment: Evidence from the venezuelan immigration in Colombia. Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Economía, working paper , 31183 .

de Roux, N. (2021). Exogenous shocks, credit reports and access to credit: Evidence from colombian coffee producers. Documento CEDE (57).

de Roux, N., y Martinez, L. R. (2021). Forgone investment: Civil conflict and agricultural credit in Colombia. University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper (2021-36).

Fallah, B., Krafft, C., y Wahba, J. (2019). The impact of refugees on employment and wages in Jordan. Journal of Development Economics, 139, 203-216.

Feierstein, M., y Winfield, K. (2019). The experience of Venezuelan refugees in Colombia and Perú.

Fundación Ideas para la Paz. (2019). Seguridad ciudadana y migración venezolana: análisis exploratorio. Descargado de <http://ideaspaz.org/media/website/migracion-final.pdf> .

Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., y Swift, H. (2020). Bartik instruments: What, when, why, and how. American Economic Review, 110 (8), 2586-2624.

Hainmueller, J., y Hopkins, D. J. (2014). Public attitudes toward immigration. Annual Review of Political Science, 17 , 225 - 249.

Ibáñez, A. M., Rozo, S. V., y Bahar, D. (2020). Empowering migrants: Impacts of a migrants amnesty on crime reports.

Ibáñez, A. M., Rozo, S. V., y Urbina, M. J. (2021). Forced migration and the spread of infectious diseases. Journal of Health Economics, 79 , 102491.

Jaeger, D. A., Ruist, J., y Stuhler, J. (2018). Shift-share instruments and the impact of immigration. National Bureau of Economic Research.

Karlan, D. S., y Zinman, J. (2005). Elasticities of demand for consumer credit. Yale University Economic Growth Center Discussion Paper (926).

Cole, S., Giné, X., y Vickery, J. (2017). How does risk management influence production decisions? evidence from a field experiment. The Review of Financial Studies, 30 (6), 1935-1970.

Cunningham, S. (2021). Causal inference. En Causal inference. Yale University Press.

DANE. (2021). Presentación extendida Encuesta Pulso de la Migración: Resultados Ronda 1.

Delgado-Prieto, L. (2021). Dynamics of local wages and employment: Evidence from the venezuelan

immigration in Colombia. Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Economía, working paper , 31183 .

de Roux, N. (2021). Exogenous shocks, credit reports and access to credit: Evidence from colombian coffee producers. Documento CEDE (57).

de Roux, N., y Martinez, L. R. (2021). Forgone investment: Civil conflict and agricultural credit in Colombia. University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper (2021-36).

Fallah, B., Krafft, C., y Wahba, J. (2019). The impact of refugees on employment and wages in Jordan. *Journal of Development Economics*, 139, 203-216.

Feierstein, M., y Winfield, K. (2019). The experience of Venezuelan refugees in Colombia and Perú.

Fundación Ideas para la Paz. (2019). Seguridad ciudadana y migración venezolana: análisis exploratorio. Descargado de <http://ideaspaz.org/media/website/migracion-final.pdf> .

Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., y Swift, H. (2020). Bartik instruments: What, when, why, and how. *American Economic Review*, 110 (8), 2586-2624.

Hainmueller, J., y Hopkins, D. J. (2014). Public attitudes toward immigration. *Annual Review of Political Science*, 17 , 225 - 249.

Ibáñez, A. M., Rozo, S. V., y Bahar, D. (2020). Empowering migrants: Impacts of a migrants amnesty on crime reports.

Ibáñez, A. M., Rozo, S. V., y Urbina, M. J. (2021). Forced migration and the spread of infectious diseases. *Journal of Health Economics*, 79 , 102491.

Jaeger, D. A., Ruist, J., y Stuhler, J. (2018). Shift-share instruments and the impact of immigration. National Bureau of Economic Research.

Karlan, D. S., y Zinman, J. (2005). Elasticities of demand for consumer credit. Yale University Economic Growth Center Discussion Paper (926).

Laszlo, S., y Santor, E. (2009). Migration, social networks, and credit: empirical evidence from Perú. *The Developing Economies*, 47 (4), 383-409.

Maystadt, J.-F., y Verwimp, P. (2014). Winners and losers among a refugee-hosting population. *Economic Development and Cultural Change*, 62 (4), 769-809.

Migración Colombia. (2017). Radiografía de venezolanos en Colombia.

Migración Colombia. (2018a). Radiografía de venezolanos en Colombia al 31 de diciembre de 2018.

Migración Colombia. (2018b). Todo lo que quiere saber sobre la migración venezolana y no se lo han contado.

Migración Colombia. (2019a). Así ha sido la evolución de la crisis migratoria venezolana.

Migración Colombia. (2019b). Radiografía de venezolanos en Colombia al 31 de diciembre de 2019.

Müller, T. (2003). Migration, unemployment, and discrimination. *European Economic Review*, 47 (3), 409-427.

Okten, C., y Osili, U. O. (2004). Social networks and credit access in Indonesia. *World Development*, 32 (7), 1225-1246.

Peñaloza-Pacheco, L. (2022). Living with the neighbors: The effect of Venezuelan forced migration on the labor market in Colombia. *Journal for Labour Market Research*, 56 (1), 1-32.

Rozo, S. V., y Vargas, J. F. (2021). Brothers or invaders? how crisis-driven migrants shape voting behavior. *Journal of Development Economics*, 150 , 102636.

Ruiz, I., y Vargas-Silva, C. (2016). The labour market consequences of hosting refugees. *Journal of Economic Geography*, 16 (3), 667-694.

Stiglitz, J. E., y Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71 (3), 393-410.

Superintendencia Financiera de Colombia. (2020). Reporte de Inclusión Financiera 2020.

Superintendencia Financiera de Colombia. (2021a). Guía de orientación sobre inclusión financiera para refugiados y migrantes provenientes de Venezuela.

Superintendencia Financiera de Colombia. (2021b). Inclusión financiera de los ciudadanos venezolanos presentes en el territorio colombiano - Tercer trimestre de 2021.

Superintendencia Financiera de Colombia. (2021c). Reporte de inclusión financiera 2021.

Tabellini, M. (2020). Gifts of the immigrants, woes of the natives: Lessons from the age of mass migration. *The Review of Economic Studies*, 87 (1), 454-486.

Traettino, S. (2022). Migración forzada y finanzas públicas locales: Evidencia de los municipios en Colombia. Documento CEDE (29).

Tumen, S. (2016). The economic impact of Syrian refugees on host countries: Quasi-experimental evidence from Turkey. *American Economic Review*, 106 (5), 456-460.

UNHCR. (2020). Global trends: Forced displacement in 2020.

Ápndice

Tabla A1. Migración y nivel de riesgo: Crédito de vivienda

	Cred. Vivienda (Prop. en riesgo)				
	Riesgo Normal	Riesgo Aceptable	Riesgo Apreciable	Riesgo Significativo	Riesgo Default
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Panel A. Modelo con instrumento tipo Bartik (ecuación 2)				
Flujo predicho	-0.0112 (0.0103)	-0.147 (0.112)	-0.165 (0.128)	-0.347** (0.165)	0.105 (0.145)
Media Var. Dep.	94.60	5.33	3.49	4.04	6.92
Desv. Est. Var. Dep	9.68	13.33	11.44	14.84	20.64
Obs.	13,665	7,562	6,575	5,745	6,411
	Panel B. Modelo diferencias-en-diferencias (ecuación 3)				
I(Mig.Alta) x I(Post2015q2)	-0.0131 (0.0205)	-0.283 (0.229)	-0.760*** (0.261)	-0.912*** (0.287)	-0.123 (0.239)
Media Var. Dep.	94.60	5.33	3.49	4.04	6.92
Desv. Est. Var. Dep	9.68	13.33	11.44	14.84	20.64
Obs.	13,665	7,562	6,575	5,745	6,411
EF municipio	Si	Si	Si	Si	Si
EF trimestre-año	Si	Si	Si	Si	Si
EF departamento-año	Si	Si	Si	Si	Si
Controles x EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si

Nota: La variable dependiente es el valor de la cartera de vivienda en determinado nivel de riesgo como proporción del total de la cartera de vivienda. La variable dependiente está expresada en logaritmo. En el panel A, la variable de interés "flujo predicho" está estandarizada. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Errores estándar robustos en paréntesis. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

Tabla A2. Migración y nivel de riesgo: Crédito de consumo

	Cred. Consumo (Prop. en riesgo)				
	Riesgo Normal	Riesgo Aceptable	Riesgo Apreciable	Riesgo Significativo	Riesgo Default
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Panel A. Modelo con instrumento tipo Bartik (ecuación 2)				
Flujo predicho	0.0004 (0.00271)	0.0237 (0.0273)	0.0426 (0.0428)	-0.0447 (0.0343)	-0.0113 (0.0386)
Media Var. Dep.	92.48	3.02	1.96	2.94	3.67
Desv. Est. Var. Dep	8.00	4.17	2.35	3.66	5.92
Obs.	23,029	14,437	13,223	15,172	16,126
	Panel B. Modelo diferencias-en-diferencias (ecuación 3)				
I(Mig.Alta) x I(Post2015q2)	-0.000514 (0.00823)	-0.00673 (0.0708)	0.0358 (0.0870)	-0.125 (0.0830)	-0.132 (0.104)
Media Var. Dep.	92.48	3.02	1.96	2.94	3.67
Desv. Est. Var. Dep	8.00	4.17	2.35	3.66	5.92
Obs.	23,029	14,437	13,223	15,172	16,126
EF municipio	Si	Si	Si	Si	Si
EF trimestre-año	Si	Si	Si	Si	Si
EF departamento-año	Si	Si	Si	Si	Si
Controles x EF trimestre	Si	Si	Si	Si	Si

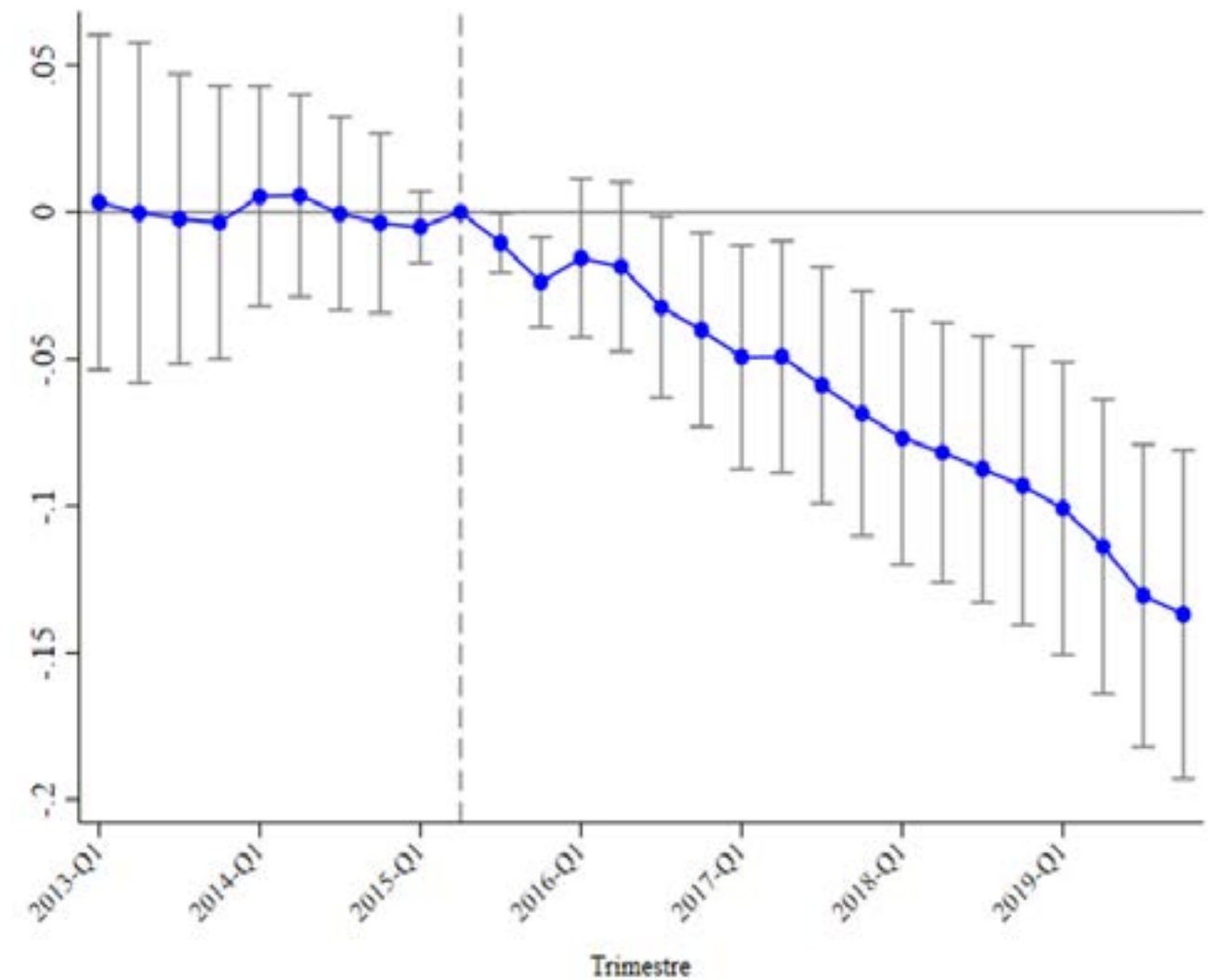
Nota: La variable dependiente es el valor de la cartera de consumo en determinado nivel de riesgo como proporción del total de la cartera de crédito de consumo. La variable dependiente está expresada en logaritmo. En el panel A, la variable de interés "flujo predicho" está estandarizada. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Errores estándar robustos en paréntesis. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

Tabla A3. Migración y nivel de riesgo: Crédito comercial

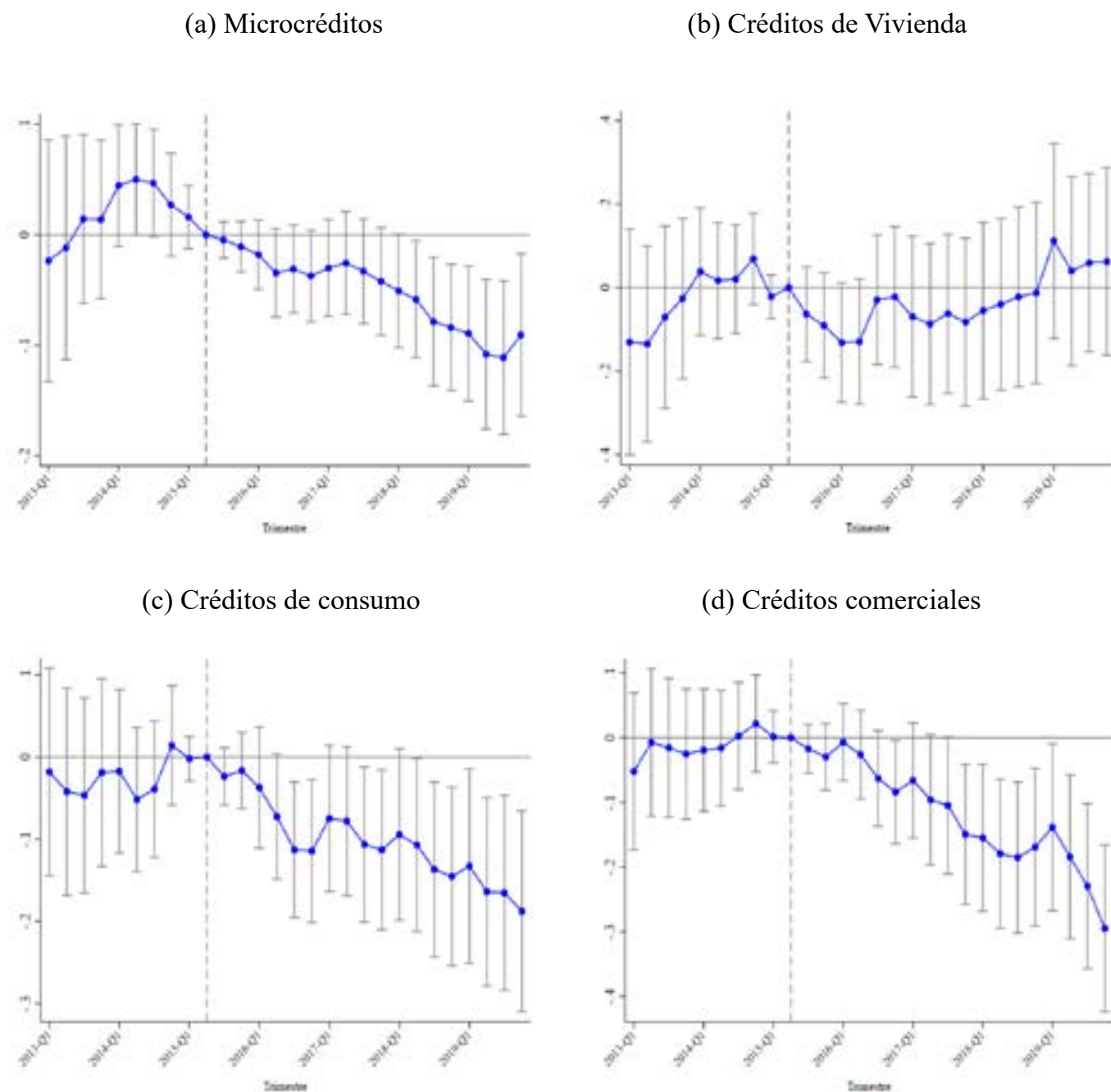
	Cred. Comercial (Prop. en riesgo)				
	Riesgo Normal (1)	Riesgo Aceptable (2)	Riesgo Apreciable (3)	Riesgo Significativo (4)	Riesgo Default (5)
	Panel A. Modelo con instrumento tipo Bartik (ecuación 2)				
Flujo predicho	-0.0146** (0.00692)	0.0457 (0.0385)	0.0724* (0.0431)	0.0109 (0.0517)	-0.015 (0.0568)
Media Var. Dep.	81.49	7.84	3.99	7.62	6.04
Desv. Est. Var. Dep	17.43	10.14	6.71	10.65	11.10
Obs.	22,906	18,025	14,787	17,773	15,629
	Panel B. Modelo diferencias-en-diferencias (ecuación 3)				
I(Mig.Alta) x I(Post2015q2)	-0.0331 (0.0310)	0.0418 (0.0858)	0.107 (0.110)	-0.13 (0.123)	-0.115 (0.152)
Media Var. Dep.	81.49	7.84	3.99	7.62	6.04
Desv. Est. Var. Dep	17.43	10.14	6.71	10.65	11.10
Obs.	22,906	18,025	14,787	17,773	15,629
EF municipio	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF trimestre-año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF departamento-año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles x EF trimestre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota: La variable dependiente es el valor de la cartera de crédito comercial en determinado nivel de riesgo como proporción del total de la cartera comercial. La variable dependiente está expresada en logaritmo. En el panel A, la variable de interés "flujo predicho" está estandarizada. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Errores estándar robustos en paréntesis. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

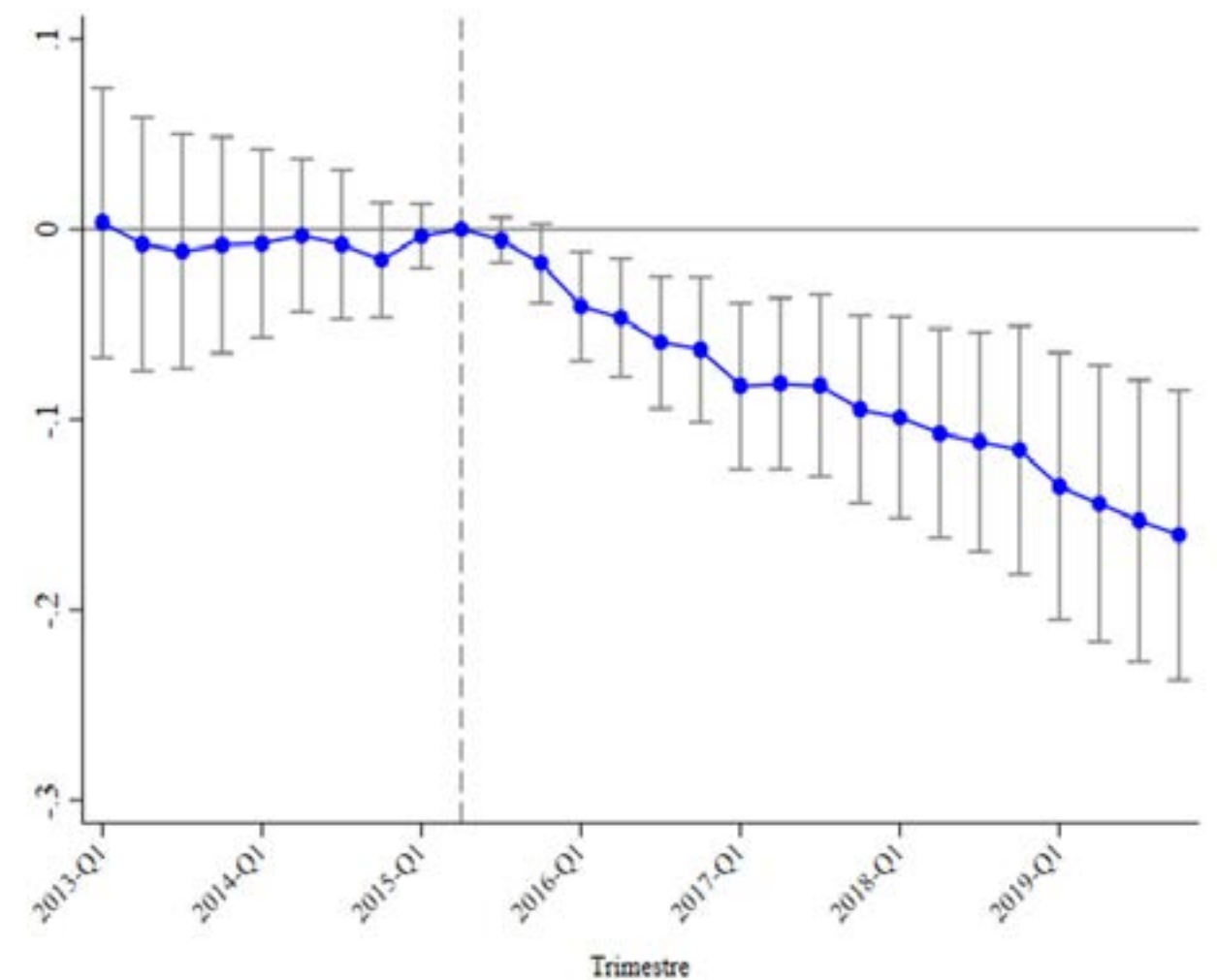
Figura A1. Efectos dinámicos del total de cartera de crédito: Percentil 60



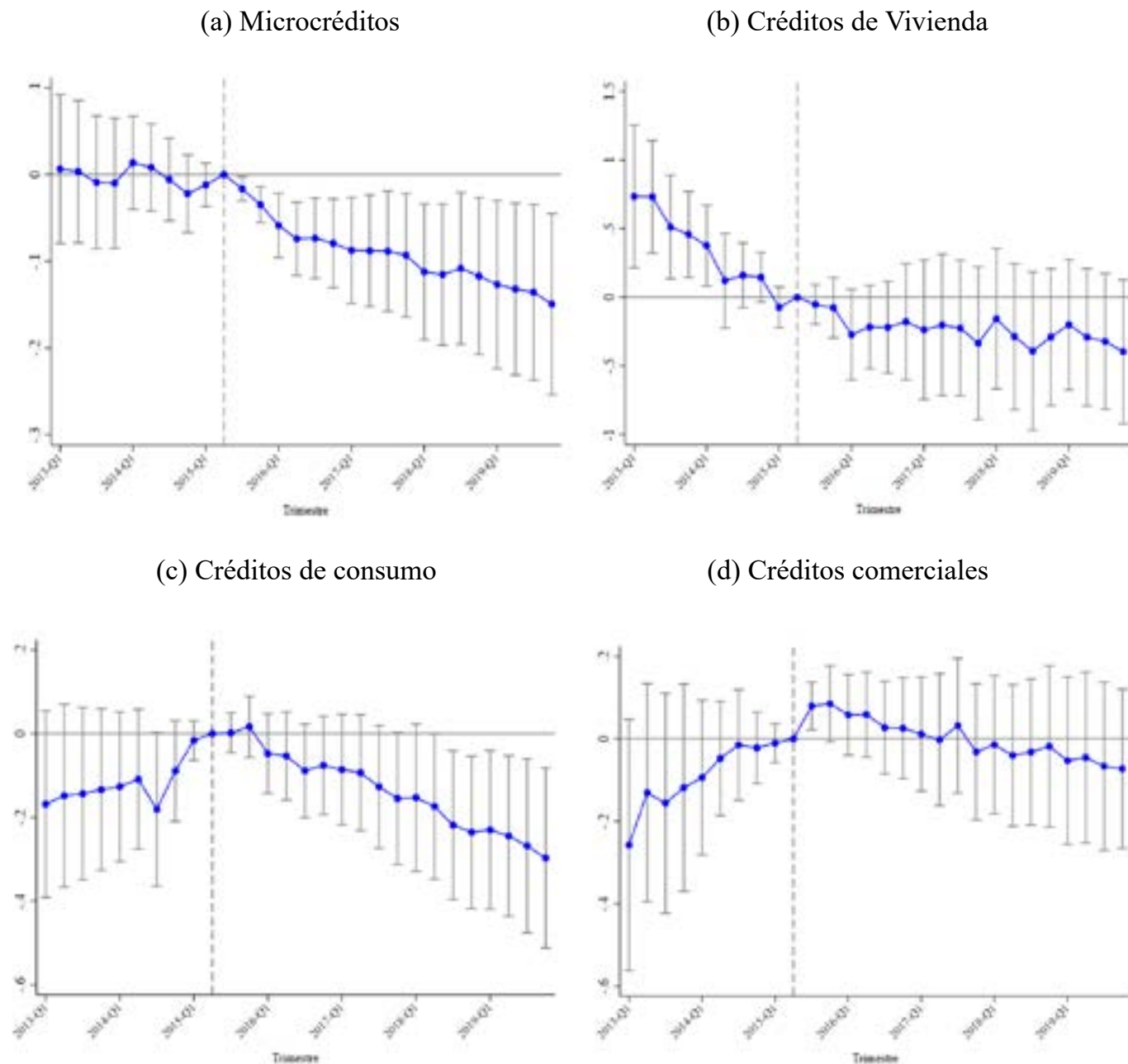
Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el logaritmo del valor de cartera de crédito total per cápita por municipio. El umbral de migración alta es el percentil 60 de la medida predicha de flujos migratorios. Los valores están expresados a precios constantes de diciembre de 2019. La regresión incluye clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95%.

Figura A2. Efectos dinámicos desagregados por tipo de crédito: Percentil 60

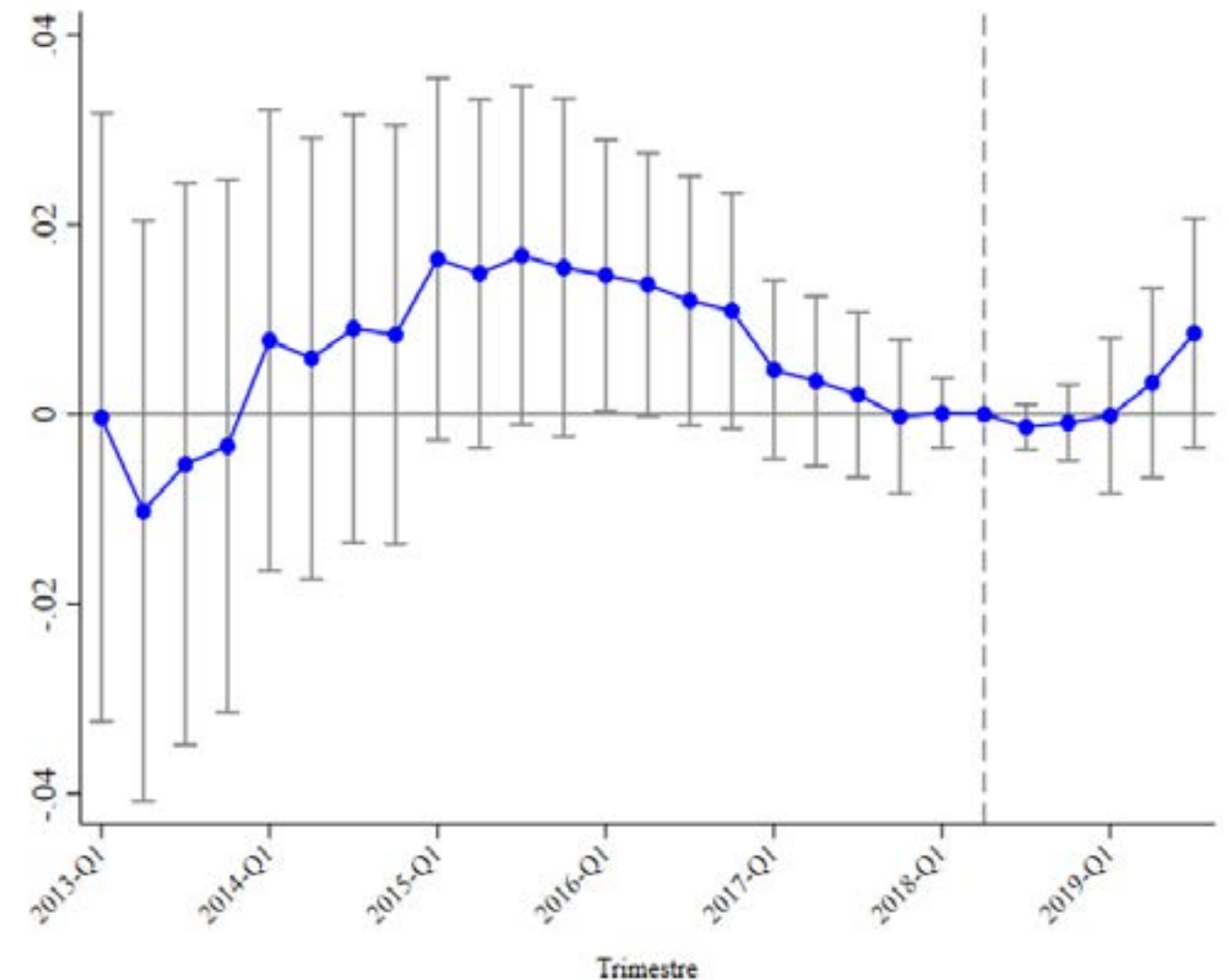
Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el logaritmo del valor de cartera para cada desagregación de crédito (microcrédito, crédito de consumo, créditos de vivienda y créditos comerciales) per cápita por municipio. El umbral de migración alta es el percentil 60 de la medida predicha de flujos migratorios. Los valores están expresados a precios constantes de diciembre de 2019. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95%.

Figura A3. Efectos dinámicos del total de cartera de crédito: Percentil 90

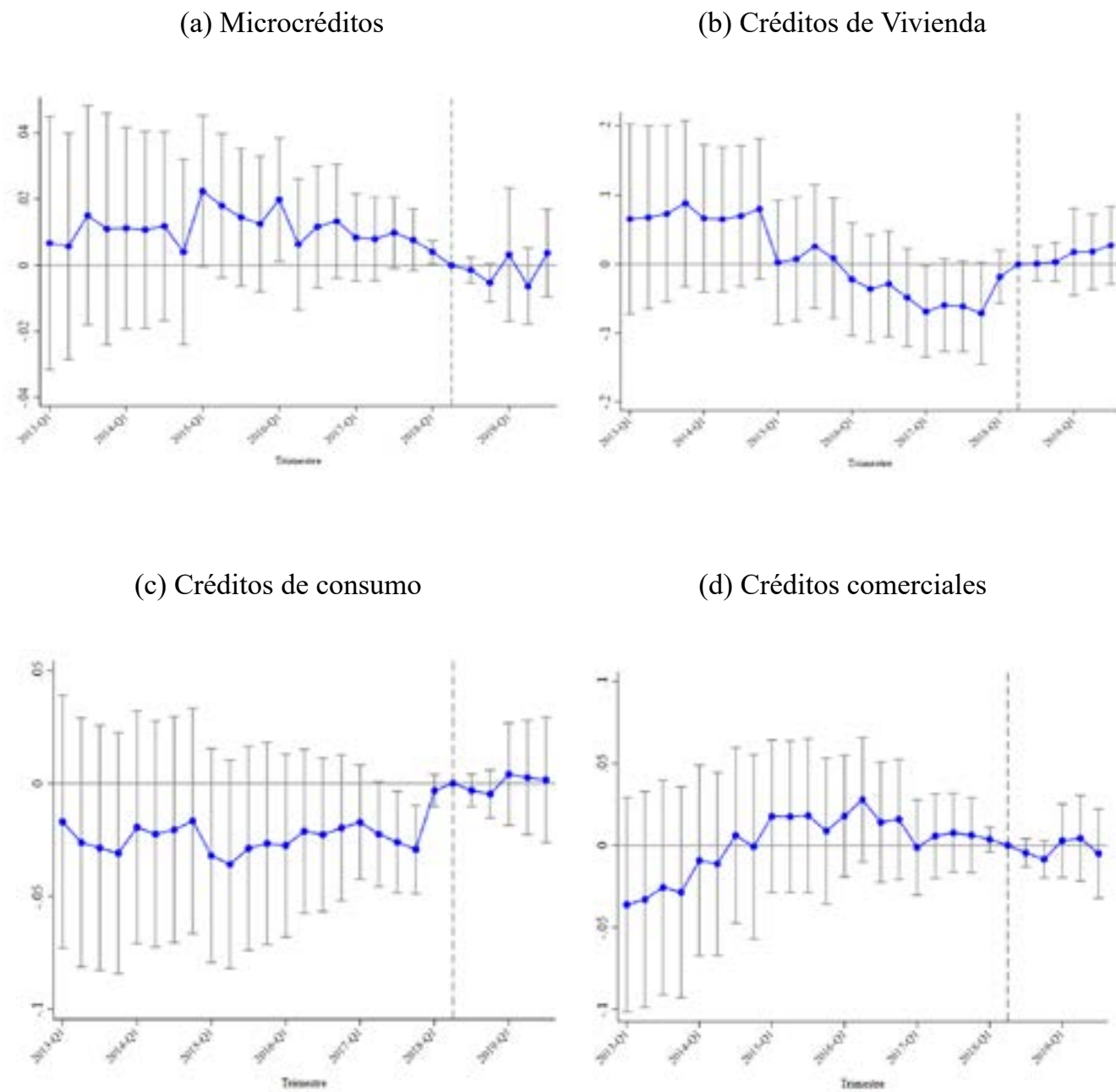
Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el logaritmo del valor de cartera de crédito total per cápita por municipio. El umbral de migración alta es el percentil 90 de la medida predicha de flujos migratorios. Los valores están expresados a precios constantes de diciembre de 2019. La regresión incluye clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95%.

Figura A4. Efectos dinámicos desagregados por tipo de crédito: Percentil 90

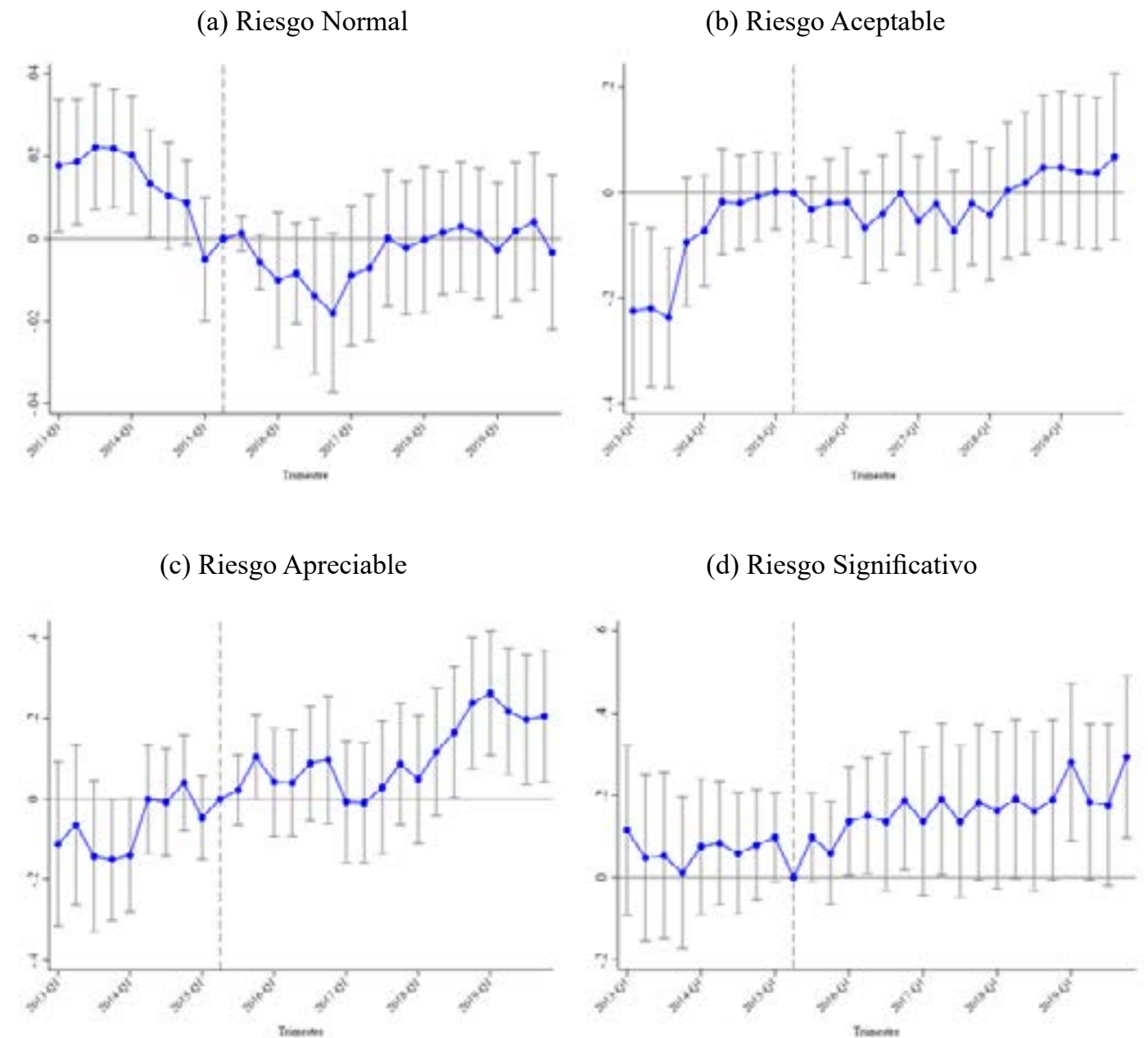
Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el logaritmo del valor de cartera para cada desagregación de crédito (microcrédito, crédito de consumo, créditos de vivienda y créditos comerciales) per cápita por municipio. El umbral de migración alta es el percentil 60 de la medida predicha de flujos migratorios. Los valores están expresados a precios constantes de diciembre de 2019. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95%.

Figura A5. Efectos dinámicos: PEP y cartera de crédito

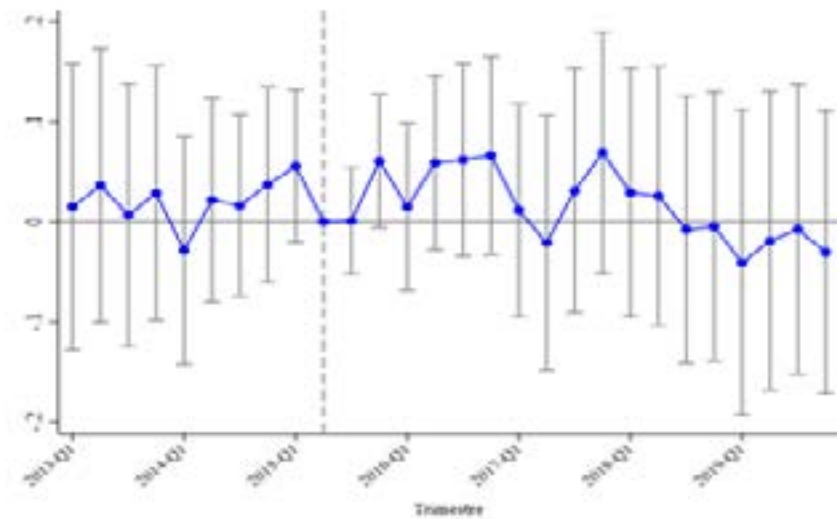
Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 5 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el logaritmo del valor de cartera total de crédito per cápita por municipio. Los valores están expresados a precios constantes de diciembre de 2019. La regresión incluye clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95%.

Figura A6. Efectos dinámicos: PEP y desagregación por tipo de crédito

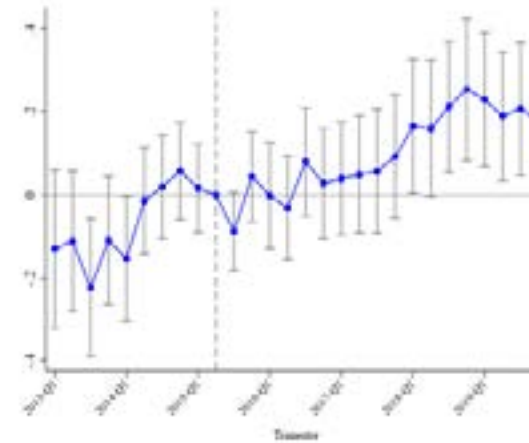
Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 5 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el logaritmo del valor de cartera para cada desagregación de crédito (microcrédito, crédito de consumo, créditos de vivienda y créditos comerciales) per cápita por municipio.

Figura A7. Efectos dinámicos: Nivel de riesgo en Cartera de crédito

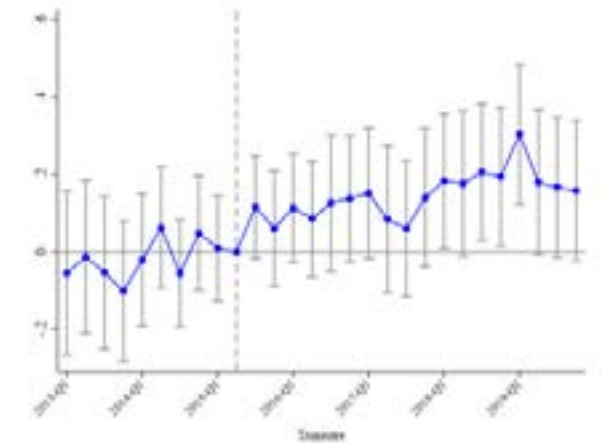
(e) Riesgo Default



(c) Riesgo Apreciable



(d) Riesgo Significativo



Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el valor de la cartera total en determinado nivel de riesgo como proporción de la cartera total y está expresada en logaritmo. Cada figura corresponde a un nivel de riesgo de la cartera total. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95%.

(e) Riesgo Default

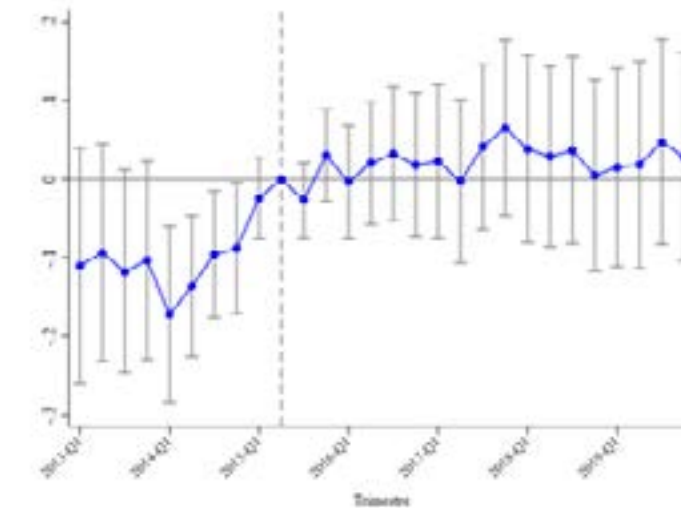
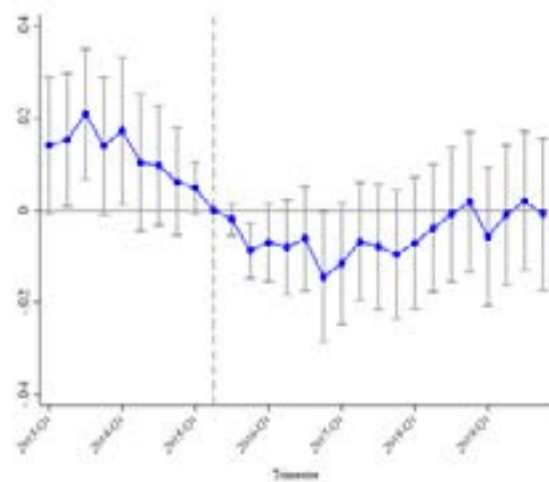
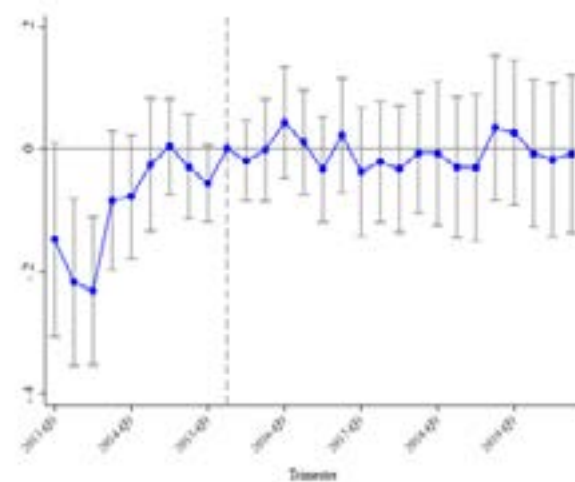


Figura A8. Efectos dinámicos: Nivel de riesgo en Microcrédito

(a) Riesgo Normal

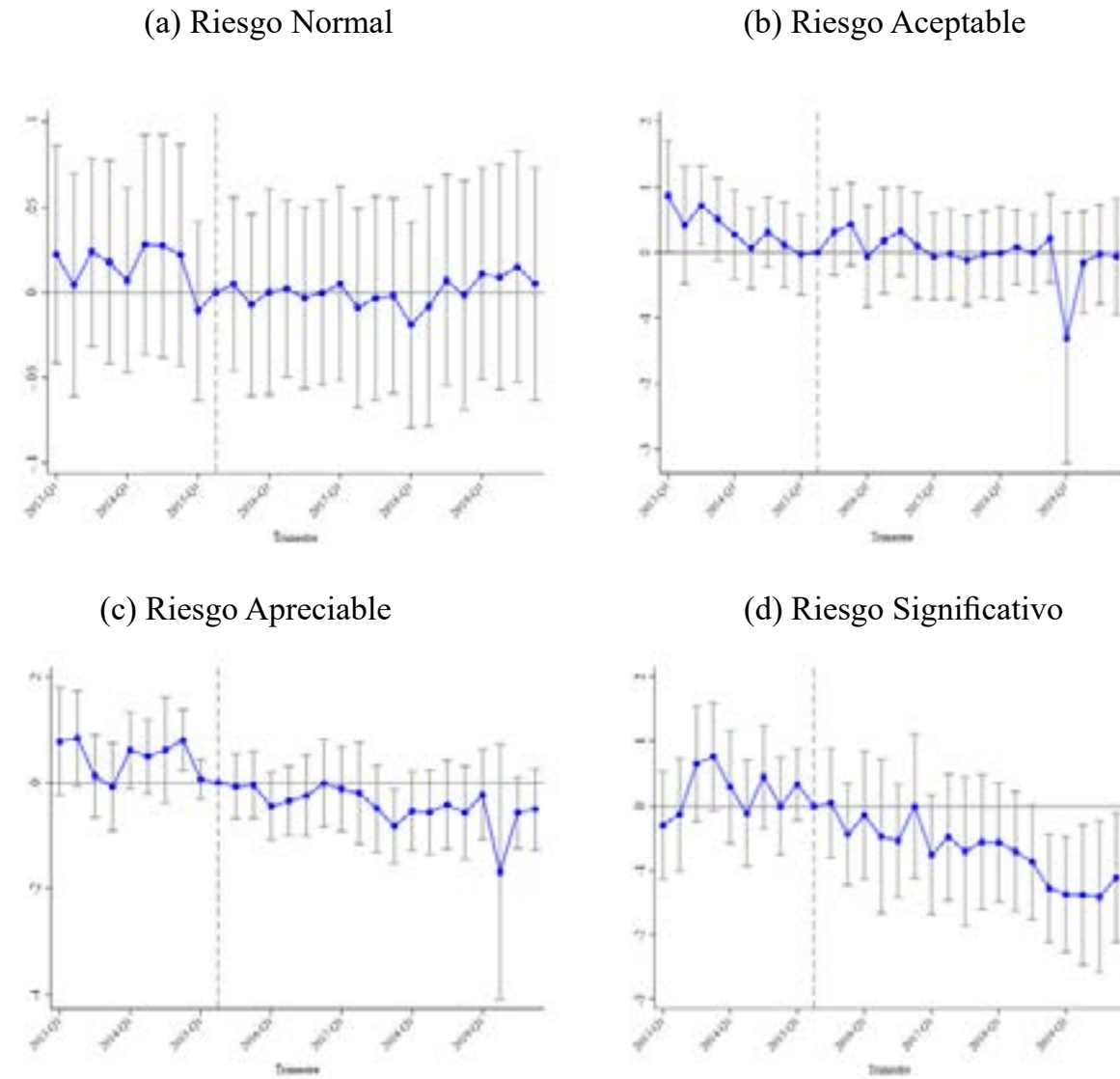


(b) Riesgo Aceptable

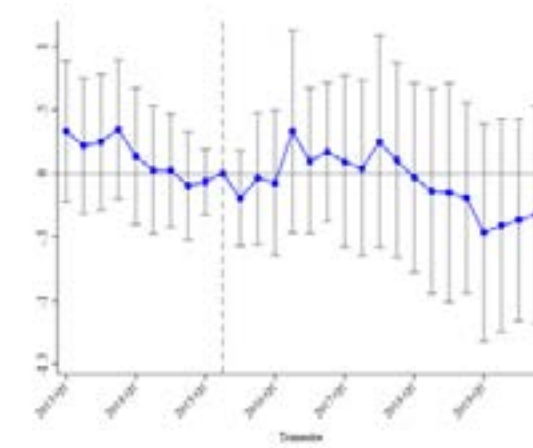


Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el valor de la cartera de microcrédito en determinado nivel de riesgo como proporción de la cartera total de microcrédito y está expresada en logaritmo. Cada figura corresponde a un nivel de riesgo de la cartera total. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95 %.

Figura A9. Efectos dinámicos: Nivel de riesgo en Crédito de Vivienda

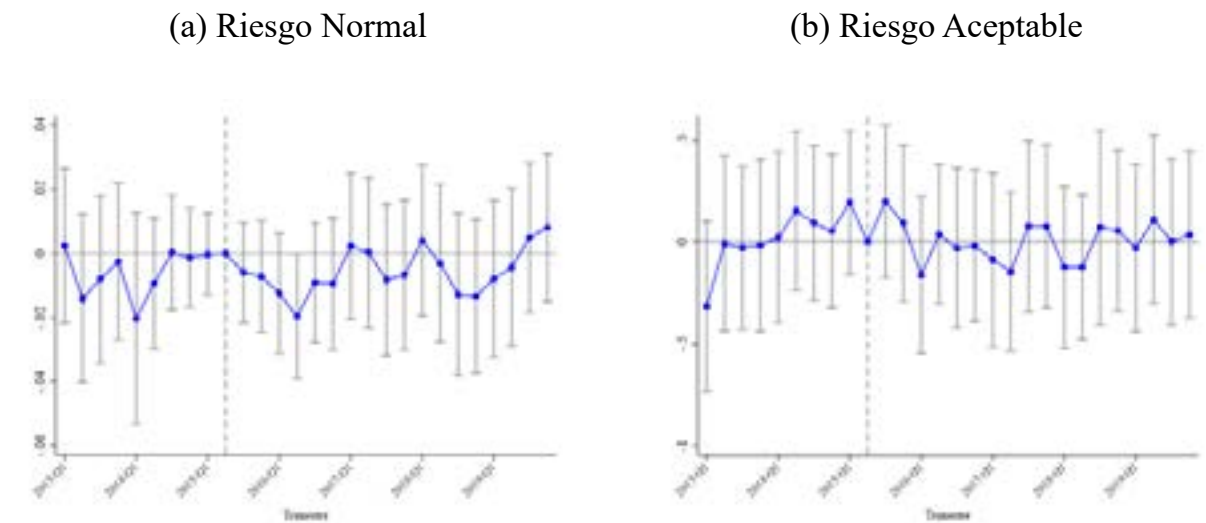


(e) Riesgo Default

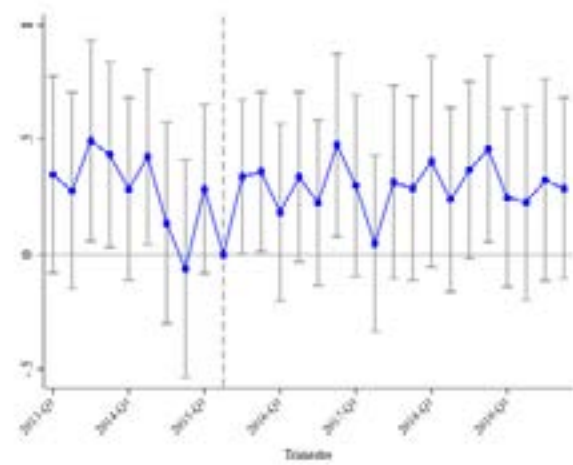


Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el valor de la cartera de microcrédito en determinado nivel de riesgo como proporción de la cartera total de microcrédito y está expresada en logaritmo. Cada figura corresponde a un nivel de riesgo de la cartera total. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95 %.

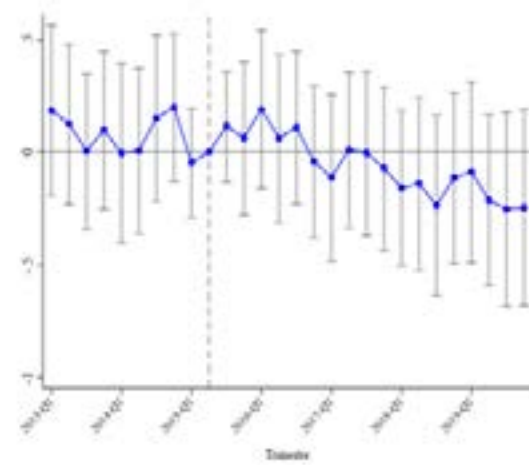
Figura A10. Efectos dinámicos: Nivel de riesgo en Crédito de Consumo



(c) Riesgo Apreciable



(d) Riesgo Significativo



(e) Riesgo Default

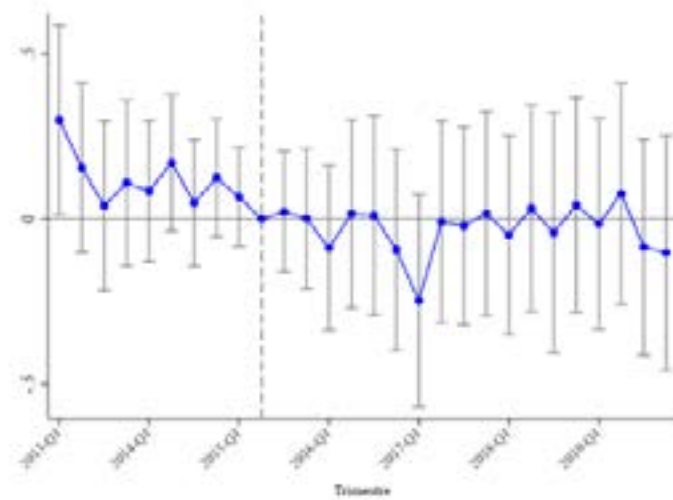
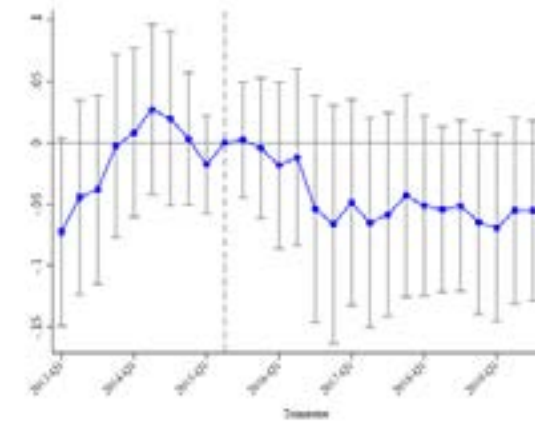
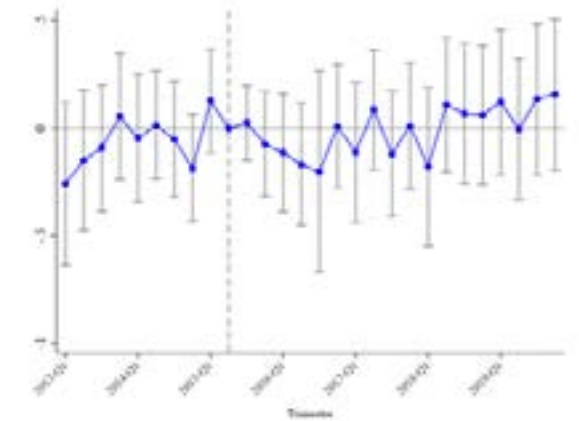


Figura A11. Efectos dinámicos: Nivel de riesgo en Crédito Comercial

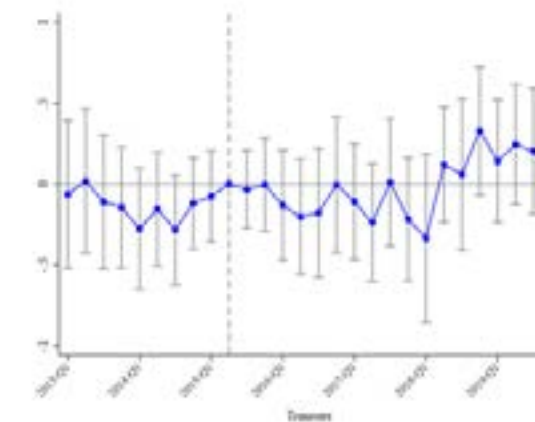
(a) Riesgo Normal



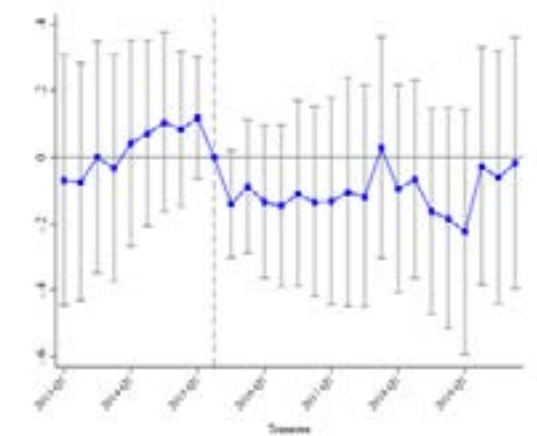
(b) Riesgo Aceptable



(c) Riesgo Apreciable

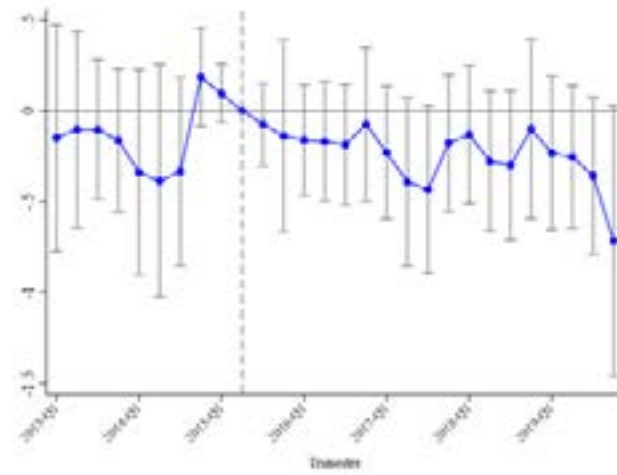


(d) Riesgo Significativo



Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el valor de la cartera de crédito de consumo en determinado nivel de riesgo como proporción de la cartera total de consumo y está expresada en logaritmo. Cada figura corresponde a un nivel de riesgo de la cartera total. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95%.

(e) Riesgo Default



Nota: esta figura muestra los coeficientes asociados al estudio de eventos de la ecuación 4 para cada uno de los periodos de la muestra. La variable dependiente es el valor de la cartera de crédito comercial en determinado nivel de riesgo como proporción de la cartera total de crédito comercial y está expresada en logaritmo. Cada figura corresponde a un nivel de riesgo de la cartera total. Todas las regresiones incluyen clúster a nivel de municipio y efectos fijos de municipio, trimestre-año y departamento-año. Intervalos de confianza al 95%.



C F P

7^{MO} CALL FOR PAPERS

| Aso
| Ban
| Carial |