Revista
Desarrollo y Sociedad

89 | 57
Tercer cuatrimestre 2021
PP. 57-92, ISSN 0120-3584
E-ISSN 1900-7760

¿Los sospechosos de siempre? Efectos de la migración irregular en la criminalidad

Juan Sebastián Franco Mora[1]

DOI: 10.13043/DYS.89.2

Resumen

Investigaciones previas señalan que los flujos de migración irregular pueden empeorar la percepción de seguridad de la ciudadanía. Sin embargo, se desconoce si este fenómeno efectivamente tiene algún efecto sobre los niveles reales de criminalidad. En este documento se analiza el efecto de un choque de migrantes irregulares sobre algunos tipos comunes de delitos en el país receptor. Para esto, se construye una base de datos panel para los municipios de Colombia a partir de estadísticas de criminalidad y de migración irregular de venezolanos entre 2016 y 2018. Para identificar el efecto causal se utilizan variables instrumentales y se encuentra que la migración irregular produjo un aumento pequeño de las tasas de hurto a personas y hurto a comercio en el corto plazo y ningún efecto significativo sobre los delitos violentos. Estos resultados son robustos a diferentes tipos de estimación.

Palabras clave: política migratoria, Venezuela, Colombia.

Clasificación JEL: F22, H12, J15, K42.

1 Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: js.franco10@uniandes.edu.co

Este artículo fue recibido el 5 de febrero del 2021, revisado el 28 de julio del 2021 y finalmente aceptado el 11 de septiembre del 2021.

CC BY NC SA

58 | 89
Tercer cuatrimestre 2021
PP. 57-92, ISSN 0120-3584
E-ISSN 1900-7760

Revista
Desarrollo y Sociedad

The usual suspects? Effects of irregular immigration on crime

Juan Sebastián Franco Mora[2]

DOI: 10.13043/DYS.89.2

Abstract

Previous research shows that irregular immigration can worsen perceptions of security. However, the real effect of irregular immigration on crime rates remains unknown. In this paper, we analyze the effect of irregular immigration inflows on crime in the recipient country. For this, we build a dataset of Venezuelan irregular immigration in Colombia and crime rates at municipal level between 2016 and 2018. Our specification is based on an IV strategy using the exogenous variation in distance to the borderline as an instrument for immigration. We find that the immigration shock caused a slight increase in two types of theft in the short run and no significative changes in violent crime. These results are robust when using different instrumental variables, applying special autocorrelation corrections, and including controls for police capacity.

Keywords: Immigration policy, Venezuela, Colombia.

JEL Classification: F22, H12, J15, K42.

2 Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: js.franco10@uniandes.edu.co

This paper was received on February 5, 2021, revised on July 28, 2021, and finally accepted on September 11, 2021.

CC BY NC SA

Introducción

Hasta el año 2015 las dinámicas migratorias de Colombia se caracterizaban por la salida de colombianos mayor al ingreso de extranjeros (Departamento Nacional de Planeación [DNP], 2018) y al desplazamiento forzado interno asociado al conflicto armado (Ibáñez, 2009). No obstante, como consecuencia de la profunda crisis económica y social de Venezuela, desde el año 2016 el país se convirtió en un receptor neto de flujos migratorios. Según la agencia migratoria colombiana (Migración Colombia, 2019b) 1 771 237 ciudadanos venezolanos ya se habían establecido en el territorio nacional al 31 de diciembre del 2019.

La fluctuación inesperada en la cantidad de personas que entran al país ha generado percepciones negativas. Como reporta la Fundación Ideas para la Paz (2019), un porcentaje de los habitantes de Medellín, Riohacha y Cúcuta consideró que la llegada de venezolanos deterioraba las condiciones de seguridad[3]. De manera similar, el exfiscal general de la nación llamó la atención por el aumento extraordinario de capturas de personas de nacionalidad venezolana por delitos como hurto, tráfico de estupefacientes o lesiones personales (*Semana*, 2018). Colombia no es el único país en el que estas creencias están arraigadas: diversos trabajos (Bell y Machin, 2013; Simon y Sikich, 2007) muestran que en Estados Unidos y varios países de Europa las personas asocian a los migrantes —particularmente aquellos que ingresan al país de forma irregular— con aumentos en el crimen. A pesar de esta percepción, la evidencia empírica disponible no permite afirmar que la migración pueda afectar las condiciones de seguridad ciudadana.

Por esta razón, este trabajo analiza el efecto de la migración irregular sobre las tasas municipales de dos tipos de hurto, homicidio y lesiones personales a partir de datos novedosos sobre migrantes venezolanos que entraron de forma no autorizada a Colombia.

Según la teoría del crimen racional (Becker, 1968; Ehrlich, 1973) podría esperarse que la migración irregular en Colombia haya cambiado los niveles de

3 Según este estudio, la encuesta "Cúcuta cómo vamos" muestra que el 66 % de la población encuestada ve a la migración como una amenaza, que el empresariado de Riohacha considera que los migrantes son responsables de los hurtos a comercio de este municipio y que el 55 % de los encuestados en un sondeo de la Universidad de Medellín afirmó que los venezolanos eran una amenaza a la seguridad ciudadana del municipio.

crimen previos a través de diferentes canales. Un canal directo, en el cual personas con menores costos de oportunidad para delinquir llegan al país (Bianchi *et al.*, 2012; Spenkuch, 2013). Un canal indirecto por el cual las personas nativas cambian su participación en delitos como respuesta a cambios en el mercado laboral inducidos por el fenómeno migratorio (Borjas *et al.*, 1997; Borjas, 2003; Altonji y Card, 1991). Dentro de este tipo de efecto podría considerarse un incremento en la ocurrencia de hechos en los que la población migrante es victimizada, como indican Knight y Tribín (2020) para el caso de la frontera colombo-venezolana.

Para probar el efecto de la migración irregular en los niveles de crimen en Colombia se creó un panel de datos para municipio-mes que abarca el periodo entre enero del 2016 y mayo del 2018. Debido a que los flujos migratorios no son un fenómeno exógeno, se utilizó como variable instrumental la interacción entre la distancia por carretera a los puntos de entrada de migrantes irregulares y el periodo de tiempo. Se encontró que un flujo adicional de mil migrantes irregulares produjo un aumento promedio de la tasa mensual de hurto a personas de 8,7 puntos y de hurto a comercio de 22,4 puntos en el corto plazo, es decir, en el mismo mes de la llegada. Esto representa un incremento modesto al considerar que, en el periodo analizado, el municipio promedio solo recibió alrededor de doce migrantes irregulares al mes. Estos resultados conservan su validez después de varias pruebas de robustez. Además, estimaciones de efectos heterogéneos sugieren que este resultado no se observaría en todos los municipios, sino en aquellos con mayores niveles de formalidad laboral en el periodo anterior a la migración.

Esta investigación realiza dos aportes importantes a la literatura sobre migración y criminalidad. Primero, utiliza datos con características distintas a las empleadas en datos de trabajos anteriores. Debido a la dificultad de medir a una población que ingresa de forma ilegal al país, muchos estudios se sirven de registros provenientes de amnistías u olas de legalización (Fasani, 2018; Freedman *et al.*, 2018) o de migrantes legales (Alonso-Borrego *et al.*, 2012; Zhang, 2014) que pueden tener incentivos distintos para participar de un mercado criminal. A diferencia de la investigación existente, en este documento se utiliza una base de datos nueva de más de 442 000 migrantes venezolanos que ingresaron a Colombia de forma no autorizada y que se registraron masivamente en un censo realizado por la Unidad Nacional para la Gestión del Riesgo de Desastres (UNGRD) y la Presidencia de la República en 2018.

Segundo, contribuye a la investigación sobre olas migratorias y criminalidad en un contexto de desarrollo distinto al de los trabajos publicados hasta la fecha. Esto, debido a que la literatura existente se ha enfocado en países de altos ingresos como Alemania (Maghularia y Uebelmesser, 2019) o Italia (Bianchi *et al.*, 2012) que reciben refugiados provenientes de Medio Oriente y el norte de África, como Canadá (Zhang, 2014) que cuenta con un sistema de estímulos a la inmigración calificada o como EE. UU. (Freedman *et al.*, 2018) que atrae a población del resto del continente.

Este estudio se enmarca en la literatura que busca explorar el efecto causal de la migración sobre el crimen. A pesar de que las estrategias de identificación son relativamente similares, los resultados de estos trabajos varían entre los casos de análisis. Esto sugiere que el impacto de una ola migratoria puede depender de factores contextuales como la composición demográfica y las características socioculturales de las poblaciones migrante y receptora que limitan la inserción al trabajo legal (Bell *et al.*, 2013; Masterson y Yasenov, 2019), la capacidad institucional o la flexibilidad del mercado laboral (Bassetti *et al.*, 2013). En los últimos diez años, investigaciones han encontrado efectos positivos débiles del número de migrantes sobre la ocurrencia de faltas menores y delitos contra la propiedad —particularmente hurtos— en España, Reino Unido e Italia (Alonso-Borrego *et al.*, 2012; Bell *et al.*, 2013; Bianchi *et al.*, 2012); efectos negativos en Canadá de migrantes arraigados en el país sobre las tasas de criminalidad analizadas (Zhang, 2014) y ningún efecto en Alemania (Maghularia y Uebelmesser, 2019).

Por las peculiaridades del fenómeno venezolano en Colombia, al igual que por la rapidez con la que llegaron los migrantes o la inexperiencia del país en la recepción de este tipo de población, no es fácil determinar si alguno de estos resultados se asemeja a los del caso colombiano. Estudios recientes sobre la migración de venezolanos en Latinoamérica señalan algunos hallazgos relevantes sobre los efectos del choque migratorio. Por ejemplo, algunas investigaciones apuntan al rol de los migrantes como receptores de diferentes tipos de violencias y estigmatización. Knight y Tribín (2020) encontraron que un incremento en la ocurrencia de homicidios en la frontera colombo-venezolana estuvo relacionado con el aumento en el número de víctimas migrantes. Por su parte, Ajzenman *et al.* (2020) encuentran que un aumento de la inmigración en Chile se asocia con una mayor percepción de inseguridad, más que con un deterioro real de los indicadores de delito.

I. La migración venezolana en Colombia

Según la Fundación Ideas para la Paz (2019) la migración de venezolanos hacia Colombia inició en el 2002 con la llegada de inversionistas y profesionales altamente cualificados impulsados por las políticas antiempresariales del presidente Hugo Chávez. Sin embargo, debido a la rápida desaceleración económica, a la inflación y al empeoramiento de las condiciones de seguridad, desde el 2016 han llegado al país más de 1,7 millones de personas de nacionalidad venezolana. Adicionalmente, según estimaciones del Banco Mundial (2018), cerca de 400 000 colombianos que residían en el país vecino retornaron a Colombia.

De acuerdo con el documento Conpes 3950 (DNP, 2018), la atención del Gobierno nacional a este fenómeno se prestó en 2015 con la deportación de alrededor de 2000 colombianos que residían en el lado venezolano de la frontera. Según Migración Colombia (2018) este hecho provocó el retorno al país de cerca de 22 000 personas. No obstante, el flujo de ciudadanos venezolanos hacia Colombia no se aceleraría sino hasta 2017 como consecuencia de la escasez de alimentos y medicinas, la hiperinflación y las condiciones de seguridad y orden público. A lo largo del año 2018 el ritmo de la migración aumentó aún más, por lo que en poco más de un año la población estimada de venezolanos en Colombia, sin distinción de su condición migratoria, se multiplicó casi por siete al pasar de 171 783 en enero a 1 174 743 en diciembre según estimaciones de las autoridades migratorias (Migración Colombia, 2019a; DNP, 2018).

La posibilidad de los extranjeros de acceder al mercado laboral estuvo hasta hace poco permitida únicamente para quienes solicitaran visas de trabajo y contaran con cédula de extranjería (Decreto 1067 de 2015). Sin embargo, debido a la coyuntura migratoria el Gobierno colombiano flexibilizó este requisito al permitir a los venezolanos que ingresaron de manera legal al país obtener el permiso especial de permanencia (PEP)[4] que garantiza, por dos años, el acceso no solo al empleo formal, sino también al sistema de seguridad social. No obstante, debido a la falta de acceso a pasaportes en Venezuela (BBC, 2018),

4 El PEP se pudo solicitar entre agosto y octubre del 2017. La emisión de estos permisos se retomó entre febrero y junio del 2018 gracias a la expedición de la Resolución 740 de 2018 que alargó el término de la reglamentación inicial. Entre diciembre del 2018 y marzo del 2019 se habilitó de nuevo la expedición de los PEP en cumplimiento de la Resolución 10677 de 2018 del Ministerio de Relaciones Exteriores. Además, entre junio y septiembre de 2021 los migrantes que solicitaron el permiso en 2017 tuvieron la oportunidad de prorrogarlo por dos años más.

así como a los intermitentes cierres de frontera decretados por el Gobierno venezolano, se calcula que cerca del 47 % de los migrantes venezolanos en Colombia ingresó por caminos no autorizados (Migración Colombia, 2019b), algunos de los cuales son riesgosos debido a las barreras naturales y a la presencia de actores armados ilegales.

A. El Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos

Entre abril y junio del 2018 la Gerencia de Frontera de la Presidencia de la República y la UNGRD llevaron a cabo el Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos (RAMV), que permitió contabilizar a 442 264 venezolanos que habían ingresado al país de esta manera (DNP, 2018). Dado el momento en que se ejecutó, este censo únicamente contiene información de los migrantes irregulares que entraron a Colombia hasta el 6 de junio del 2018. Este ejercicio reveló las condiciones de vulnerabilidad económica y de bajo logro educativo de los migrantes irregulares: cerca del 37 % de los hogares registrados tuvo dificultades para acceder a alimentos en los últimos tres meses y el 73 % de las personas contabilizadas tiene un nivel de escolaridad igual o inferior al de secundaria (UNGRD, 2018). Estos hallazgos motivaron la promulgación del Decreto 1288 de 2018 para incentivar la regularización por medio del PEP. Gracias a esta normativa, entre agosto y noviembre del 2018, 281 612 migrantes irregulares registrados en el RAMV adquirieron el estatus migratorio regular con el cual pueden postularse a empleos formales y acceder a la oferta institucional para población vulnerable en igualdad de condiciones.

II. Los efectos teóricos de la migración en el crimen

Desde la perspectiva del crimen racional (Becker, 1968) se puede afirmar que existen razones para establecer una relación entre la migración y el crimen. A partir de este marco teórico es posible identificar dos canales —uno directo y otro indirecto— a través de los cuales la migración irregular podría tener un efecto en los niveles agregados de delito, especialmente en los crímenes que permiten generar ingresos como el hurto. Es importante resaltar que dichos mecanismos no son excluyentes entre sí, por lo que podrían ocurrir en simultáneo.

Un canal directo correspondería a una propensión más alta por parte de los migrantes a cometer crímenes con respecto al resto de la población. En este

caso, la llegada de los migrantes trae consigo un deterioro en las tasas de crimen. Esto puede cumplirse si los migrantes tienen un costo de oportunidad para delinquir más bajo por no contar con un permiso de trabajo o debido a la imposibilidad de acceder a programas de apoyo económico, tales como transferencias condicionadas o subsidios al desempleo (Mastrobuoni y Pinotti, 2015). En este escenario, se esperaría encontrar un efecto de la migración sobre delitos que permiten generar rentas económicas más fácilmente, en particular, los hurtos. No obstante, este "incentivo" a participar en el delito puede ser contrarrestado por mayores riesgos de judicialización y deportación (Bianchi *et al.*, 2012) que dependen de la capacidad de las instituciones para capturar a los sospechosos, juzgarlos o deportarlos. En este caso, una política de regularización podría tener efectos positivos para reducir los niveles de delito y los niveles de reincidencia de migrantes (Pinotti, 2017).

Un canal indirecto se conectaría con la respuesta de las comunidades y los mercados de trabajo locales a un choque migratorio. En la mayoría de los casos, la migración es un choque que incrementa la oferta de trabajo en las ciudades, por lo que se podrían observar efectos como una reducción en el número de ocupados locales o una caída en los salarios reales para los segmentos del mercado de trabajo en los que la migración puede sustituir a la mano de obra local (Borjas *et al.*, 1997; Borjas, 2003; Altonji y Card, 1991). Para el caso de la migración irregular, dado que los migrantes irregulares solo pueden aceptar trabajos en el sector informal, el choque a la oferta de trabajo podría ser particularmente fuerte sobre los ingresos de las personas que se dedican a este tipo de actividades y que cuentan con un nivel educativo y habilidades similares (Borjas, 1999). Este cambio en los costos de oportunidad de los locales puede ampliar su participación en delitos que permitan reemplazar los ingresos perdidos, por lo que, aunque los migrantes no cometieran delitos, los niveles de crimen a nivel agregado podrían aumentar[5]. En este caso, la regularización de los migrantes podría no tener ningún efecto, e incluso llegar a producir efectos perjudiciales para ciertos segmentos de la población que podrían verse sustituidos.

5 En Borjas *et al.* (2010) se encuentra, por ejemplo, que incrementos en la oferta de trabajo inmigrante en EE. UU. entre 1960 y el 2000 estuvieron asociados con aumentos en las tasas de encarcelación y caídas en los niveles de empleo y los salarios de los afroamericanos, que correspondían al grupo con los niveles de habilidad y educación más similares a los de los inmigrantes latinos.

III. Datos

Para esta investigación se creó una base de datos tipo panel para los 1101 municipios de Colombia entre enero del 2016 y mayo del 2018 a partir de las siguientes fuentes.

A. Datos de migración irregular

La principal fuente de datos sobre migración irregular corresponde al RAMV, un censo hecho entre abril y junio del 2018 para conocer el número y principales características sociodemográficas de los migrantes venezolanos irregulares. Para realizar la inscripción, las personas interesadas debían acercarse a uno de los 1067 puntos con todos los miembros del hogar. Además, era obligatorio presentar un documento que acreditara la nacionalidad venezolana de cada uno de ellos. Las sedes para el registro estuvieron habilitadas de lunes a domingo de manera continua entre el 6 de abril y el 8 de junio. Es importante señalar que es posible que exista subregistro debido a que la participación en el censo era voluntaria. No obstante, es de esperar que este no sea significativamente alto porque se presumía que, en el mediano plazo, haberse registrado en el RAMV permitiría regularizar la situación migratoria, como en efecto ocurrió entre agosto y octubre del 2018.

En el formulario de inscripción las personas anotaron su fecha de entrada al país y el lugar donde residían al momento del reporte. A partir de esta información se calcula el flujo de migrantes irregulares por municipio-mes para el periodo comprendido entre enero del 2016 y mayo del 2018. Aunque el RAMV cuenta con algunas observaciones para años anteriores a 2016, la mayoría de estas corresponden a errores de digitación que fueron eliminados de la muestra. De igual forma, debido a que el censo concluyó en la primera semana de junio, no se consideraron los flujos de este mes. Después de limitar la muestra se mantienen 428 920 observaciones (el 97 % del registro inicial).

Como muestra la Figura A1 del apéndice, el número de venezolanos irregulares que entraron al país cada mes estuvo en un nivel cercano a 1000 en enero del 2016 y alcanzó un pico de más de 50 000 ingresos mensuales en enero del 2018. En cuanto a la distribución geográfica, como se observa en la Figura A2 del apéndice, el flujo de migrantes irregulares se acumula en la zona fronteriza, en la región Caribe y en Bogotá.

B. Estadísticas delictivas

Para la información de criminalidad se utilizaron los datos abiertos de delito del Sistema Integrado Estadístico Delincuencial, Contravencional y Operativo de la Policía Nacional de Colombia. En esta base es posible consultar de forma individual cada hecho delictivo denunciado con información ligada al tipo de delito, el municipio y algunos datos demográficos sobre la víctima. De dicha base se seleccionaron solo los delitos relacionados con las modalidades más comunes de hurto, los homicidios y las lesiones personales. A partir de estas observaciones individuales se calculó el número de casos y la tasa por cada cien mil habitantes para cada municipio-mes entre enero del 2016 y mayo del 2018.

C. Controles de mercado laboral y riqueza municipal

Para la construcción de las tasas se aprovecharon las proyecciones de población municipal del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) elaboradas a partir del censo del 2005. Para la inclusión de controles de mercado laboral se usaron las cifras de desempleo para el año 2015 provenientes de la Gran Encuesta Integrada de Hogares para 23 ciudades principales. Dado que, por la representatividad de la muestra de la encuesta de hogares no es posible tener estimaciones municipales, se usa, para el resto de la muestra, el desempleo del departamento en el año 2015. Adicionalmente, para controlar por diferencias en las tendencias de riqueza y actividad económica de cada municipio, se utilizan los datos de ingresos por impuesto a la industria y el comercio reportados por el DNP[6].

D. Otras variables

Para el instrumento de distancias a Venezuela se calculó la distancia promedio por carretera en kilómetros desde el centro de cada municipio de Colombia hasta los cuatro puntos de entrada de migrantes más importantes de la frontera, es decir, los municipios de Cúcuta, Villa del Rosario, Maicao y Arauca con el API de Google Maps[7].

---

6 Datos disponibles en el Panel Municipal del Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico.

7 Es decir que $distancia_vzla_i = \frac{1}{4}\sum_{j \in J} distancia_carretera_{i,j}$ donde distancia carreterai,j es la distancia por carretera en kilómetros reportada por la API de Google Maps entre el municipio i y alguno de los j municipios fronterizos enunciados en el texto.

Para los instrumentos alternativos de la sección "Correlación entre la distancia a Venezuela y la criminalidad" se utilizan los datos de población nacida en Venezuela de los censos nacionales de 1993 y 2005 del DANE. Por último, para los ejercicios de efectos heterogéneos se emplea como medida de formalidad laboral el porcentaje de personas que cotizaron formalmente al sistema general de seguridad social en 2015 respecto al total de la población en el municipio reportada por el Ministerio del Trabajo. Las estadísticas descriptivas para las variables principales se presentan en el Cuadro A1 del apéndice.

IV. Estrategia empírica

Investigar la correspondencia entre crimen y migración irregular es difícil por una razón práctica y otra de inferencia causal. En términos prácticos, los migrantes que entran ilegalmente a un país por lo general no se registran en censos o encuestas y no acceden a servicios del Estado que permitan guardar registros y calcular cuántos son o en dónde se encuentran. Para el caso de Colombia, existe el RAMV, el cual, aunque brinda estimaciones probablemente imprecisas, permite realizar inferencia bajo algunos supuestos.

En términos econométricos la migración —irregular o no— no es un evento aleatorio. Como mencionan otras investigaciones (Bahar *et al.*, 2021), es un fenómeno en el que los migrantes de manera racional pueden escoger lugares con ciertas características deseables para establecerse. Algunas de estas, como la actividad económica, los niveles de informalidad o la percepción de seguridad (Bell y Machin, 2013) pueden motivar a estas personas a escoger un lugar para vivir por encima de otro. Como señalan Ibáñez *et al.* (2020), estas decisiones son dinámicas, por lo cual no basta con incluir efectos fijos de tiempo o lugar para controlar la endogeneidad. Aunque la inclusión de controles relevantes para algunas de estas dimensiones puede aumentar la precisión de la estimación, es posible que persistan alguna de las condiciones que impiden identificar el efecto causal.

Por esta razón, en este documento se aprovecha la distancia de cada municipio a Venezuela como un instrumento para identificar el efecto causal de la migración irregular. Las barreras geográficas y la red de carreteras y caminos entre los puntos de destino e ingreso estaban predeterminadas para todos los

municipios antes de la ocurrencia del choque migratorio. Por esta razón, las distancias entre lugares han sido extensamente usadas en la literatura económica como instrumentos (Angrist y Kugler, 2003), debido a que es posible argumentar que satisfacen el supuesto de exogeneidad. Por otro lado, la distancia puede disuadir a los migrantes de establecerse en ciertos lugares lejanos o desconectados, por lo que el supuesto de relevancia tiene una justificación teórica[8]. La Figura A3 del apéndice sugiere que esta dinámica se presentó, por lo que se observa una acumulación de migrantes irregulares en las zonas fronterizas, aunque hacia 2018 se evidencia que aumentó la concentración de venezolanos en algunas de las ciudades interiores más importantes como Bogotá, Cali o Medellín.

De esta forma, la especificación principal de este artículo es:

$$y_{it} = \alpha + \beta Migrantes_irr_{it} + \delta_t \times X_i,2015 + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Migrantes_irr_{it} = \alpha + \sum_{t \in T} \beta_t (distancia\ vzla_i \cdot mes_t) + \delta_t + \mu_i + u_{it} \quad (2)$$

En estas ecuaciones *i* corresponde al municipio y *t* a unidades de mes. $Migrantes_irr_{it}$ corresponde al número de migrantes irregulares instrumentado por la distancia promedio a Venezuela (en km) interactuada con los periodos de tiempo. Dado que esta variable se expresa en miles de migrantes y que y_{it} son tasas de delito por cien mil habitantes, la interpretación de β es el efecto marginal promedio local de un aumento en mil migrantes irregulares al mes en puntos por cien mil personas.

También se incorpora a la especificación una matriz de controles X_i,2015 a nivel municipal en la línea base (2015) interactuados con tendencias de tiempo. Los controles que se incluyen en los diferentes modelos son medidas del mercado laboral y actividad económica del momento anterior a que se recrudeciera la crisis migratoria. Con esto, se pretende evitar que se atribuya a la migración efectos omitidos asociados con tendencias municipales diferentes a la dispo-

8 Por ejemplo, existe evidencia del caso de los refugiados sirios, quienes se ubicaron sistemáticamente más cerca a los campamentos de origen (Rozo y Sviastchi, 2018) y en el caso de Tanzania, más cerca de la frontera con Burundi y Ruanda por donde habían ingresado (Ruiz y Vargas-Silva, 2015).

nibilidad de empleos o al ciclo económico en el que se encontraban los municipios. Esto, dado que un momento de poca actividad económica o de baja capacidad del mercado laboral para proveer suficientes vacantes podría disparar los niveles de crimen (Raphael y Winter-Ebmer, 2001) y desestimular la migración. Es importante señalar que la principal motivación para incluir estas variables en su línea base —sobre todo la medida de desempleo— corresponde a que, como se señaló en la sección "Los efectos teóricos de la migración en el crimen", el deterioro del mercado laboral puede ser el mecanismo a través del cual la migración puede afectar los niveles de criminalidad.

De igual modo, se incluyen efectos fijos de municipio μ_i y mes δ_t que eliminan características locales invariantes en el tiempo y efectos de tendencias nacionales como un aumento generalizado en el delito debido a condiciones ajenas a la migración.

V. Resultados

Es posible que los resultados de mínimos cuadrados, aun con controles, presenten diferentes sesgos[9]. Por esta razón, en el Cuadro 1 se presentan los resultados al utilizar como instrumento la interacción entre distancia a los principales puntos de entrada a Colombia y *dummies* de cada mes. A pesar de que no es posible probar empíricamente que se cumplen los supuestos del modelo de variables instrumentales, la prueba F de instrumentos débiles sugiere que, bajo supuestos de errores estándar no autocorrelacionados y no heterocedásticos, la primera etapa permite obtener un estimador con un nivel de sesgo relativo respecto al estimador de MCO inferior al 5 %. De igual manera, en el Cuadro A3 del apéndice se presenta la especificación detallada de la primera etapa.

En el Cuadro 1 se puede observar que al usar el instrumento propuesto los signos de los modelos con hurtos a persona y a comercio como variables dependientes son consistentes con los del modelo de efectos fijos. No obstante, la significancia para el primer modelo disminuye y para el segundo aumenta hasta el 1 %. Para los delitos de homicidios y lesiones personales, al igual que en la estimación anterior no se encuentra ningún efecto significativo. En cuanto a la

9 En los cuadros A2 y A4 del apéndice se presentan los resultados de los modelos de efectos fijos con controles de municipio y de tendencias flexibles a nivel de departamento.

Cuadro 1. Modelo de variables instrumentales

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	8,701*	22,42***	– 2,445	3,897
	(4846)	(3466)	(2259)	(8690)
Observaciones	29 029	29 029	29 029	29 029
R^2 ajustado	0,582	0,259	0,152	0,276
R^2 within	0,02	– 0,05	– 0,00	0,00
F de instrumentos débiles	27,71	27,71	27,71	27,71
	(21,41)	(21,41)	(21,41)	(21,41)
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Errores estándar en paréntesis. Se incluyen en la primera y segunda etapa los controles de mercado laboral y recaudo tributario a la actividad económica. Para la prueba de instrumento débil Stock-Yogo (2005) se presenta el estadístico de Cragg Donald-Wald y en paréntesis se muestra el valor crítico de este estimador para un 5 % de sesgo relativo máximo.

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

magnitud, resulta llamativo el aumento de la magnitud de los estimadores para hurto a personas y a comercio, que pasan de 5,3 a 8,7 y de 0,7 a 22,4, respectivamente. Como se explicó con anterioridad, este incremento en los estimadores puede atribuirse a los diferentes sesgos de la estrategia empírica de mínimos cuadrados que subestima el efecto real de la migración sobre el crimen[10].

Es importante resaltar que la precisión de esta estimación está sujeta a la relevancia del instrumento y que la interpretación de esta debe ser local y no global. Es decir, que los resultados del modelo de variables instrumentales solo dan cuenta de los efectos de la migración irregular sobre los niveles de estos delitos en los municipios en los que la distancia tuvo un efecto sobre la cantidad de migrantes que recibieron. Teniendo esto en cuenta, los resultados

10 En los cuadros A5 y A6 se presentan los resultados para modelos de variables instrumentales con errores estándar alternativos (robustos y de clúster de municipio)

indican que las tasas mensuales de hurto a personas y a comercio se incrementaron en 8,7 y 22,4 por cada mil migrantes irregulares que llegaron en un mes. Este es un efecto pequeño sobre las tasas de crimen al considerar que, para un municipio "promedio" que recibe solo doce migrantes, esto solo representa un aumento de 0,10 y 0,27 de las tasas de estos delitos[11]. También es necesario tener en cuenta que estos resultados solo dan cuenta de efectos contemporáneos (del mismo mes), por lo cual no es posible conocer si la migración impacta la seguridad ciudadana en el largo plazo.

A. Efectos heterogéneos de la migración irregular

Los municipios de Colombia cuentan con una alta heterogeneidad en características observables y no observables que podrían producir que la migración tenga efectos diferenciados según distintos tipos de entidad territorial. Por esta razón, es posible que el efecto promedio encontrado anteriormente oculte la variabilidad en el impacto de la migración irregular sobre las tasas de criminalidad. Para analizar las diferencias entre municipios se estimó el modelo IV incorporando efectos heterogéneos como se muestra en la Ecuación 3. Así, el efecto de interés corresponde a $\beta_1 + \beta_2 \tilde{Z}_{i,base}$, donde $\tilde{Z}_{i,base}$ hace referencia a una variable continua de interés en línea base normalizada alrededor de la media[12]. Para interpretar esto como causal, es necesario que no existan otros elementos omitidos que se correlacionen con el efecto heterogéneo capturado por la interacción con la migración irregular y que varíen temporal y geográficamente. Aunque no es posible comprobar esto de manera directa, se utilizan características municipales en un momento previo a la migración para elevar la credibilidad del supuesto.

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 migrantes\,irr_{it} + \beta_2 \left(migrantes\,irr_{it} \times \tilde{Z}_{i,base} \right) + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

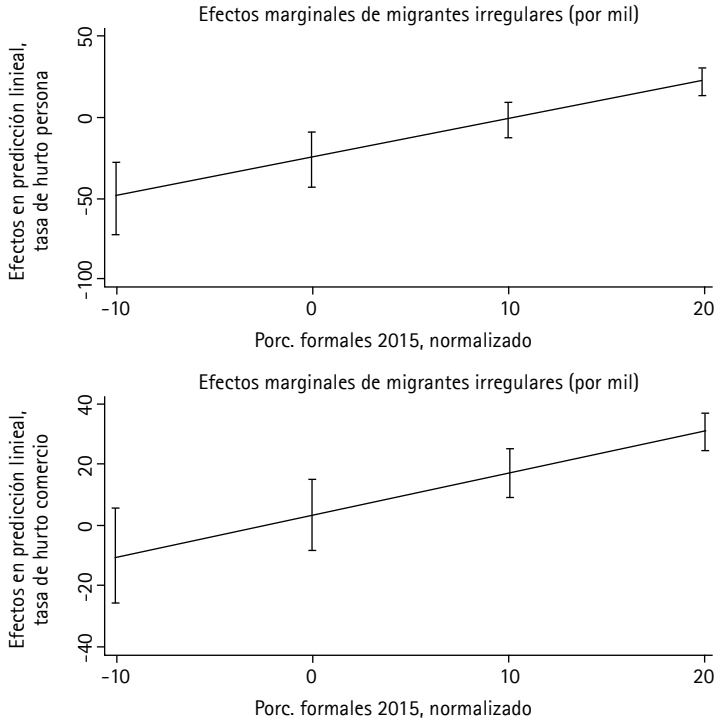
Se exploraron las diferencias en la magnitud de los estimadores según las características del mercado laboral informal en el año anterior al inicio de la migración. Es importante decir que las cifras de informalidad de las encuestas

11 Las tasas mensuales promedio de hurto a personas y a comercio son respectivamente 8,81 y 3,89, por lo que para un municipio promedio que recibe doce migrantes, las tasas resultantes después de recibir serían 8,91 y 4,16.

12 Es decir que $Z_{ei,\ base} = Z_{i,2015} - \bar{Z}_{i,2015}$. La motivación de hacer esto es la facilidad de la interpretación, en la cual β_1 corresponde al efecto calculado en la media de $Z_{i,\ base}$.

de empleo de Colombia no permiten recolectar información municipal debido a la representatividad de las muestras utilizadas. Sin embargo, es posible utilizar como *proxy* el porcentaje de personas vinculadas formalmente como cotizantes al sistema general de seguridad social respecto al total de la población del municipio. Para la interpretación de los estimadores es importante tener en cuenta que esta métrica es una medida inversa de la informalidad, en tanto que se asume que la informalidad en el municipio es menor cuando hay mayor número de cotizantes formales en el sistema.

Figura 1. Efectos marginales de la migración irregular según nivel de informalidad laboral



Nota. Hurto a personas (izq.), hurto a comercio (der.). Intervalos de confianza del 95%. Estimadores reportados en el Cuadro A7 del apéndice.

Como muestra la Figura 1, la migración parece incrementar las tasas de hurto a personas y a comercio únicamente en aquellos municipios con un porcentaje de población formal mayor a la media de esta medición para 2015. Esto quiere decir que, en aquellos sitios con niveles más bajos de informalidad, existe un

mayor impacto negativo de la migración irregular sobre la criminalidad. Al analizar las características de la variable utilizada, llama la atención que casi 800 municipios se encuentran por debajo de la media, por lo cual la migración parece haber aumentado las tasas mencionadas solo en una minoría de los municipios. Los estimadores se encuentran en el Cuadro A7 del apéndice.

VI. Amenazas a la especificación y pruebas de robustez

A. Correlación entre la distancia a Venezuela y la criminalidad

Una primera amenaza a la identificación del efecto causal de la migración irregular sobre las tasas de delito es la existencia de tendencias diferenciadas entre la zona de frontera y el resto del país. Por ejemplo, las zonas limítrofes podrían contar con mayores incentivos al crimen debido a su dependencia comercial de Venezuela.

Siguiendo una estrategia similar a la seguida por Bahar *et al*. (2021) y Rozo y Vargas (2021) es posible probar si la exclusión de los departamentos fronterizos altera los resultados centrales. Como se observa en el Cuadro A9, se removieron de la muestra cada uno de los departamentos de frontera. Estos resultados permiten ver que el signo y significancia de los estimadores de los delitos de hurto a personas y a comercio se mantienen.

Una manera alternativa de probar la fortaleza de los resultados es comparar estos con aquellos producidos por otras variables instrumentales validadas por la literatura previa. Uno de los instrumentos más utilizados corresponde a la población de migrantes del mismo país varios años antes del evento estudiado. Como señalan los artículos que usan esta estrategia de identificación —desde el artículo fundacional de Altonji y Card (1991)— es posible argumentar que los nuevos migrantes prefieran ubicarse en lugares donde hay una red de contactos más amplia. Utilizando la presencia de migrantes venezolanos en 1993 y 2005 interactuada con los periodos de tiempo, en el Cuadro A8 se presentan los resultados sobre las tasas de criminalidad usadas a lo largo del artículo. Como se advierte, los signos y la significancia estadística se conservan por encima del 10 %, a excepción del estimador de hurto a comercio en el panel A, que presentó un p-valor de 0,106.

B. Autocorrelación entre unidades cercanas

Incluso con esta estrategia de identificación podrían persistir dudas sobre la eficiencia de los estimadores. Uno de los requisitos para que los estimadores sean precisos consiste en que los errores del modelo no estén correlacionados. Debido a las dinámicas de las aglomeraciones urbanas[13] que comprenden más de un municipio, es posible que la migración de un municipio tenga efectos sobre sus vecinos. Esto violaría el supuesto de SUTVA al existir unidades que son afectadas por los tratamientos de otras (Angrist *et al.*, 1996). Para probar la robustez de los estimadores encontrados es posible utilizar especificaciones que corrigen los efectos de la correlación entre unidades vecinas. Colella *et al.* (2019) desarrollan un método de corrección de la matriz de varianza-covarianza a partir de clústeres basados en umbrales arbitrarios de proximidad.

Cuadro 2. Modelo IV con errores arbitrariamente correlacionados

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Panel A: 20 km	8,680*	22,34***	– 1,587	3,737
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	(4438)	(5147)	(2225)	(7598)
Panel B: 50 km	8,680*	22,34***	– 1,587	3,737
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	(4610)	(5264)	(2168)	(8470)
Observaciones	28913	28913	28913	28913
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Errores estándar corregidos por correlación espacial a los umbrales especificados en negrita utilizando el método de correlación arbitraria de Colella *et al.* (2019).

Se incluyen en la primera y segunda etapa los controles de mercado laboral y recaudo tributario a la actividad económica.

* $p < 0{,}10$;** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

13 Se usan las definiciones de aglomeraciones urbanas que desarrolló la Misión del Sistema de Ciudades del DNP (2012).

Para el caso colombiano se utilizan umbrales arbitrarios de 20 y 50 kilómetros de distancia alrededor del centroide del municipio. Esta elección responde a que solo la aglomeración de Bogotá excede los 20 kilómetros de radio y ninguna excede los 50 kilómetros[14]. De esta forma, se permite que existan correlaciones entre municipios cuyas dinámicas de crimen puedan estar fuertemente relacionadas debido a su cercanía geográfica. Como muestra el Cuadro 2, la significancia para los estimadores se mantiene inalterada aun cuando se permite la correlación al interior de grupos de municipios que se encuentran a menos de 20 y 50 kilómetros de distancia.

C. Error de medición en el número de migrantes irregulares

Dentro de este escenario se podría considerar también la existencia de error de medición en el número de migrantes. Como se explicó en secciones anteriores, el RAMV se realizó de manera voluntaria en los 442 municipios con mayor concentración de población venezolana. Esta situación solo es problemática si se correlaciona sistemáticamente con la ocurrencia de crímenes en los municipios. Esto puede ocurrir, por ejemplo, si los migrantes más propensos al delito no se registran debido al temor de ser ubicados por las autoridades o a su expulsión del país en una fecha anterior al registro. En esta situación, dado que la variable dependiente solo contiene al grupo de migrantes con menor probabilidad de cometer un delito, el estimador tendería a subestimar el efecto buscado.

Para brindar evidencia adicional sobre la robustez de los resultados ante esta amenaza, se incluyó como variable de control el número de capturas por cien mil habitantes realizadas por la Policía Nacional en 2015. Esta variable es un *proxy* para la capacidad de la Policía Nacional, encargada de detener a las personas investigadas o condenadas por una actividad ilícita, así como de reportar la aprehensión de inmigrantes a las autoridades migratorias. Con esta modificación se espera atenuar la existencia de un posible sesgo motivado por el subregistro de migrantes irregulares en las zonas donde es más probable ser capturado o deportado. Como se observa en el Cuadro A10 del apéndice, los resultados permanecen casi inalterados en magnitud, dirección o significancia después de esta inclusión.

14 En la Figura A4 del apéndice se presentan los radios para las cinco aglomeraciones urbanas más grandes de Colombia según la categorización del DNP (2012).

VII. Discusión

En este artículo se exploró el efecto causal de la migración irregular sobre las tasas de delito en Colombia entre el 2016 y el 2018. Los resultados sugieren que la migración irregular produjo un aumento de corto plazo en las tasas promedio de los municipios para los delitos de hurto a personas y hurto a comercio. En particular, se encontró que la llegada de mil migrantes irregulares al mes puede aumentar —en el corto plazo— las tasas de estos delitos en 8,7 y 22,6 casos por cien mil habitantes, respectivamente. No obstante, al tener en cuenta que la media mensual de migrantes irregulares es cercana a doce, el efecto para un municipio "promedio" se reduce a 0,1 y 0,2 adicional en las tasas por cien mil de estos delitos. Estos resultados se mantienen después de varias pruebas de robustez. Además, estimaciones de efectos heterogéneos sugieren que este resultado no se observaría en todos los municipios, sino en aquellos con población más formalizada laboralmente, en la que puede haber menos oportunidades de subsistencia debido al sector informal más reducido. En contraste, para ninguna de las especificaciones con efectos fijos o con variables instrumentales se encontró que la migración aumente los niveles de delitos violentos como los homicidios o las lesiones personales. Así, a pesar de que se encontraron efectos positivos de la migración irregular sobre las tasas de hurtos, al considerar la dimensión real de la migración para la mayoría de los municipios de Colombia, se observa que el impacto es bastante pequeño, así como que este efecto solo se comprueba en el muy corto plazo. Este resultado está en línea con los hallazgos de otras investigaciones, que muestran que los delitos en los que se advierte mayor incidencia de la migración son los que tienen motivaciones económicas (Alonso-Borrego *et al.*, 2012; Bell *et al.*, 2013; Bianchi *et al.*, 2012).

Una implicación no explorada de este artículo corresponde a los efectos de la migración sobre la victimización de la población recién llegada. Como señalan estudios recientes sobre el éxodo venezolano a Colombia (Knight y Tribín, 2020), los migrantes enfrentan condiciones que los hacen vulnerables a situaciones en las que se afecte su integridad, en particular en las zonas más próximas a la frontera. De igual manera, como apuntan Ibáñez *et al.* (2020), la situación de irregularidad migratoria puede ser un elemento que amplía el riesgo a ser victimizado y no denunciar por temor a la deportación.

Estos hallazgos tienen implicaciones relevantes de política pública. Reafirman la importancia de garantizar a los migrantes la posibilidad de generar ingresos para cubrir sus necesidades básicas. Esto podría hacerlos menos susceptibles a ser cooptados por redes criminales y disminuir la probabilidad de que participen en actividades delictivas para conseguir recursos. También confirman la importancia de las políticas de regularización para mitigar los efectos negativos que la migración podría llegar a tener. Esta medida puede arrojar efectos positivos en la seguridad ciudadana, no solo porque hace menos probable la participación de migrantes en el crimen, sino porque reduce la probabilidad de que casos de victimización de población migrante pasen desapercibidos (Ibáñez *et al*., 2020).

Reconocimientos

Esta investigación no contó con fuentes de financiamiento externas. Agradezco a los revisores anónimos y a la editora de este número de *Desarrollo y Sociedad*, por sus valiosos comentarios a la versión original de este documento. De igual forma, agradezco a Leopoldo Fergusson, Adriana Camacho, Michael Weintraub y María Alejandra Vélez, así como al Departamento Nacional de Planeación, la Unidad Nacional para la Gestión del Riesgo de Desastres y la Gerencia de Frontera por sus aportes en diferentes etapas de la producción de este artículo.

Referencias

1. Ajzenman, N., Domínguez-Rivera, P., & Undurraga, R. (2020). *Immigration, crime, and crime (mis)perceptions*. SSRN.

2. Alonso-Borrego, C., Garoupa, N., & Vázquez, P. (2012). Does immigration cause crime? Evidence from spain. *American Law and Economics Review*, *14*(1), 165-191.

3. Altonji, J., & Card, D. (1991). The effects of immigration on the labor market outcomes of less-skilled natives. En J. Abowd & R. Freeman (eds.), *Immigration, Trade, and the Labor Market* (pp. 201-34). University of Chicago Press.

4. Angrist, J. D., Imbens, G. W., & Rubin, D. B. (1996). Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American Statistical Association*, *91*(434), 444-455.

5. Angrist, J. D., & Kugler, A. D. (2003). Protective or counter-productive? Labour market institutions and the effect of immigration one unatives. *Economic Journal*, *113*(488), F302-F331.

6. Bahar, D., Ibáñez, A. M., & 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.

7. Banco Mundial. (2018). *Migración desde Venezuela a Colombia: impactos y estrategia de respuesta a corto y mediano plazo.* https://openknowledge.worldbank.org/ bitstream/handle/10986/30651/131472SP.pdf?sequence=3&isAllowed=y

8. Bassetti, T., Corazzini, L., Cortes, D., & Nunziata, L. (2020). *Do immigrants make us safer? A model on crime, immigration and the labor market* (Working Papers, 248). Marco Fanno.

9. BBC. (2018). *¿Por qué es tan difícil conseguir un pasaporte para salir de Venezuela?* https://www.bbc.com/mundo/noticias-america-latina-45292923

10. Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. En N. Fielding, A. Clarke & R. Witt (eds.), *The economic dimensions of crime* (pp. 13-68). Springer.

11. Bell, B., Fasani, F., & Machin, S. (2013). Crime and immigration: Evidence from large immigrant waves. *Review of Economics and Statistics*, *21*(3), 1278-1290.

12. Bell, B., & Machin, S. (2013). Immigration and crime. En K. Zimmerman (ed.), *International Handbook on the economics of migration* (pp. 353-372). Edward Elgar Publishing.

13. Bianchi, M., Buonanno, P., & Pinotti, P. (2012). Do immigrants cause crime? *Journal of the European Economic Association*, *10*(6), 1318-1347.

14. Borjas, G. (1999). The economic analysis of immigration. En O. Ashenfelter & D. Card (eds.), *Handbook of labor economics* (pp. 1697-1760). Elsevier.

15. Borjas, G. (2003). The labor demand curve is downward sloping: Reexamining the impact of immigration on the labor market. *Quarterly Journal of Economics*, *118*(4), 1335-1374.

16. Borjas, G., Freeman, R., Katz, L., DiNardo, J., & Abowd, J. (1997). How much do immigration and trade affect labor market outcomes? *Brookings Papers on Economic Activity*, *1997*(1), 1-90.

17. Borjas, G., Grogger, J., & Hanson, G. (2010). Immigration and the economic status of African-American men. *Economica*, *77*(306), 255-282.

18. Colella, F., Lalive, R., Sakalli, S. O., & Thoenig, M. (2019). *Inference with arbitrary clustering* (IZA Discussion Paper, 12 584).

19. Departamento Nacional de Planeación. (2012). *Misión del Sistema de Ciudades*. https://osc.dnp.gov.co

20. Departamento Nacional de Planeación. (2018). *Estrategia para la atención de la migración desde Venezuela* (Documentos Conpes, 3950). DNP.

21. Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, *81*(3), 521-565.

22. Fasani, F. (2018). Immigrant crime and legal status: Evidence from repeated amnesty programs. *Journal of Economic Geography*, *18*(4), 887-914.

23. Freedman, M., Owens, E., & Bohn, S. (2018). Immigration, employment opportunities, and criminal behavior. *American Economic Journal: Economic Policy*, *10*(2), 117-51.

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

25. Ibáñez, A. M. (2009). Forced displacement in Colombia: magnitude and causes. *Economics of Peace and Security Journal*, *4*(1), 48-54.

26. Ibáñez, A., Rozo, S., & Bahar, D. (2020). *Empowering migrants: Impacts of a migrant's amnesty on crime reports* (IZA Discussion Papers, 13889).

27. Knight, B. G., & Tribín, A. (2020). *Immigration and violent crime: evidence from the Colombia Venezuela border* (NBER Working Paper, 27620).

28. Maghularia, R., & Uebelmesser, S. (2019). *Do immigrants affect crime? Evidence from panel data for Germany* (CESifo Working Paper, 7696).

29. Masterson, D., & Yasenov, V. (2021). Does Halting Refugee Resettlement Reduce Crime? Evidence from the US Refugee Ban. *American Political Science Review*, *115*(3), 1066-1073.

30. Mastrobuoni, G., & Pinotti, P. (2015). Legal status and the criminal activity of immigrants. *American Economic Journal: Applied Economics*, *7*(2), 175-206.

31. Migración Colombia. (2018). *Colombia y Venezuela: más que 2200 km de frontera.* https://www.migracioncolombia.gov.co/infografias/colombia-y-venezuela-mas-que-2-200-kilometros-de-frontera-2

32. Migración Colombia. (2019a). *Venezolanos en Colombia. Corte 31 de diciembre de 2018.* https://www.migracioncolombia.gov.co/infografias/venezolanos-en-colombia-corte-31-de-diciembre-de-2018

33. Migración Colombia. (2019b). *Venezolanos en Colombia. Corte 31 de diciembre de 2019.* https://www.migracioncolombia.gov.co/infografias/total-de-venezolanos-en-colombia-corte-a-31-de-diciembre-de-2019

34. Pinotti, P. (2017). Clicking on heaven's door: The effect of immigrant legalization on crime. *American Economic Review*, *107*(1), 138-68.

35. Raphael, S., & Winter-Ebmer, R. (2001). Identifying the effect of unemployment on crime. *Journal of Law and Economics*, *44*(1), 259-283.

36. Rozo, S., & Sviastchi, M. (2018). *Are refugees a burden? impacts of refugee inflows on host's consumption expenditures* (Working Paper). Unpublished.

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

38. Ruiz, I., & Vargas-Silva, C. (2015). The labor market impacts of forced migration. *American Economic Review*, *105*(5), 581-86.

39. Semana. (2018). *Alerta por aumento de venezolanos en la delincuencia colombiana.* https://www.semana.com/nacion/articulo/fiscalia-alerta-por-aumento-de-venezolanos-en-la-delincuencia-colombiana/556251

40. Simon, R. J., & Sikich, K. W. (2007). Public attitudes toward immigrants and immigration policies across seven nations. *International Migration Review*, *41*(4), 956-962.

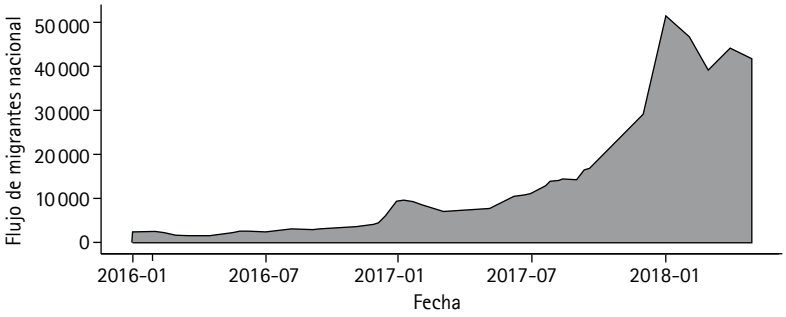
41. Spenkuch, J. L. (2013). Understanding the impact of immigration on crime. *American Law and Economics Review*, *16*(1), 177-219.

42. Unidad Nacional para la Gestión del Riesgo de Desastres. (2018*). Registro Administrativo de Migrantes Venezolanos*. UNGRD.

43. Zhang, H. (2014). *Immigration and crime: Evidence from Canada* (Working Papers, 135-2). CLSRN.

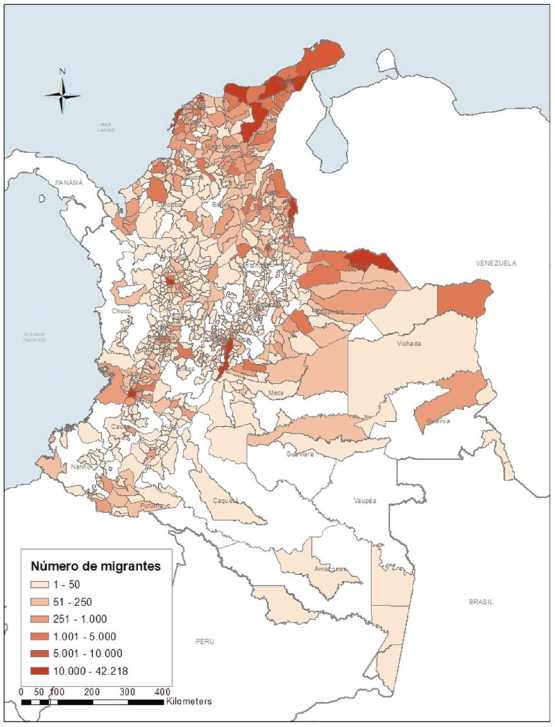
Apéndice

Figura A1. Serie mensual de flujos de migrantes irregulares en Colombia



Fuente: elaboración propia a partir de base de datos del RAMV.

Figura A2. Distribución de los migrantes irregulares en el RAMV. Total de flujos acumulados entre enero 2016 y mayo 2018



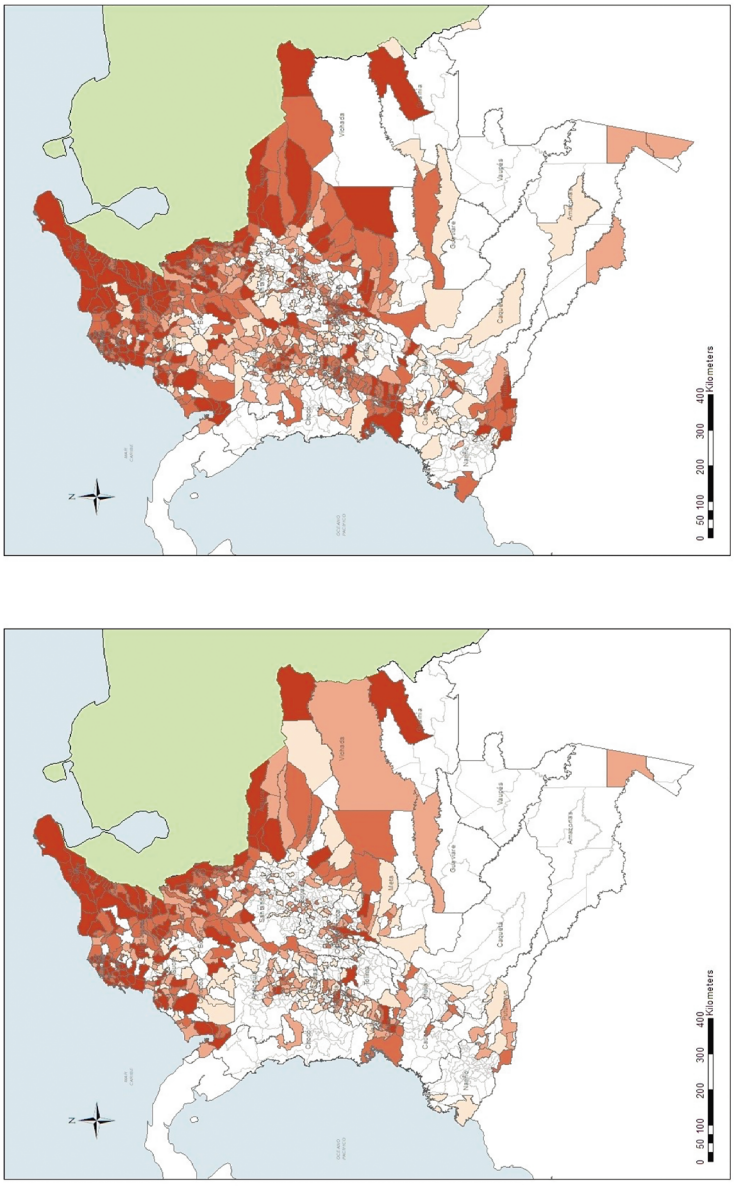
Fuente: elaboración propia a partir de base de datos del RAMV.

Cuadro A1. Estadísticas descriptivas variables principales del panel de datos mensual. Enero 2016-mayo 2018

	N	Media	Desv. est.	Min.	Max.
Tasas mensuales por cien mil habitantes					
Hurto a personas	31 929	8,81	14,59	0,00	237,69
Hurto a comercio	31 929	3,89	8,00	0,00	196,45
Homicidios	31 929	1,95	4,99	0,00	125,84
Lesiones personales	31 929	17,33	20,28	0,00	365,99
Hurto agregado	31 929	17,89	23,80	0,00	274,88
Delitos violentos	31 929	19,27	21,02	0,00	365,99
Número de migrantes (por mil)	31 929	0,01	0,13	0,00	5,88
Migrantes irregulares					
Otras variables					
Promedio distancia a Vzla. en km	30 305	797,34	288,12	232,05	1732,84
Ingresos impuesto industria en miles de millones de pesos	31 871	6,67	99,51	0,00	3207,55
Tasa desempleo 2015	30 334	8,54	1,79	6,03	15,05
Porc. formales 2015	31 813	9,88	9,52	0,20	89,03
Total capturas 2015 x 100 000 habitantes	31 204	372,00	304,64	5,44	1943,03

Fuente: elaboración propia a partir de las fuentes mencionadas en el texto.

Figura A3. Flujos de migrantes irregulares en 2016 (izq.) y 2018 (der.)



Fuente: elaboración propia a partir de RAMV.

Cuadro A2. Modelo de efectos fijos

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Panel A: EF sin controles Flujo de migrantes irregulares (por mil)	8,842***	1,793***	0,0762	1,213*
	(2218)	(0,444)	(0,0961)	(0,637)
Observaciones	31 929	31 929	31 929	31 929
R^2 ajustado	0,577	0,298	0,150	0,291
R^2 within	0,008	0,001	0,000	0,000
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	No	No	No	No
Panel B: EF con controles Flujo de migrantes irregulares (por mil)	5372**	0,748	0,145	0,539
	(2356)	(0,522)	(0,167)	(0,772)
Observaciones	30 334	30 334	30 334	30 334
R^2 ajustado	0,582	0,296	0,153	0,285
R^2 within	0,016	0,003	0,001	0,001
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Errores estándar corregidos por clúster de municipio en paréntesis. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de municipio y de mes.

* $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

Cuadro A3. Primera etapa del modelo de variables instrumentales

	(1)	
	Migrantes irregulares (por mil)	
Distancia promedio a Venezuela		
Año 2016		
Enero	0,0000971***	(0,0000117)
Febrero	0,0000975***	(0,0000117)
Marzo	0,0000998***	(0,0000117)
Abril	0,0000996***	(0,0000117)
Mayo	0,0000983***	(0,0000117)
Junio	0,0000964***	(0,0000117)
Julio	0,0000974***	(0,0000117)
Agosto	0,0000958***	(0,0000117)
Septiembre	0,0000965***	(0,0000117)
Octubre	0,0000945***	(0,0000117)
Noviembre	0,0000945***	(0,0000117)
Diciembre	0,0000936***	(0,0000117)
Año 2017		
Enero	0,0000767***	(0,0000117)
Febrero	0,0000775***	(0,0000117)
Marzo	0,0000850***	(0,0000117)
Abril	0,0000828***	(0,0000117)
Mayo	0,0000816***	(0,0000117)
Junio	0,0000731***	(0,0000117)
Julio	0,0000731***	(0,0000117)
Agosto	0,0000646***	(0,0000117)
Septiembre	0,0000625***	(0,0000117)
Octubre	0,0000467***	(0,0000117)
Noviembre	0,0000277***	(0,0000117)
Diciembre	0,0000172	(0,0000117)
Año 2018		
Enero	– 0,0000598***	(0,0000117)
Febrero	– 0,0000182	(0,0000117)
Marzo	0,00000416	(0,0000117)
Abril	– 0,00000895	(0,0000117)

(*Continúa*)

	(1) Migrantes irregulares (por mil)	
R^2 ajustado	0,696	
Observaciones	29 029	
F de instrumentos débiles	27,71	(21,41)

Nota. Errores estándar en paréntesis. El periodo base es mayo del 2018. Se incluyen los controles del modelo de mercado laboral y actividad económica. Para la prueba de instrumento débil Stock-Yogo (2005) se presenta el estadístico de Cragg Donald-Wald y en paréntesis se muestra el valor crítico de este estimador para un 5 % de sesgo relativo máximo.

* $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

Cuadro A4. Efectos fijos con tendencias flexibles por departamento

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	7,061***	2,543***	0,130	0,639
	(2673)	(0,764)	(0,184)	(0,687)
Observaciones	31 929	31 929	31 929	31 929
R^2 ajustado	0,581	0,314	0,147	0,293
R-2 within	0,045	0,051	0,024	0,030
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Errores estándar corregidos por clúster de departamento en paréntesis.

* $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

Cuadro A5. IV con clústeres de municipio

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Hurto a personas	Hurto a comercio	Homicidios	Lesiones personales
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	8,701	22,42**	– 2,445	3,897
	(6070)	(10,01)	(2655)	(8815)
Observaciones	29 029	29 029	29 029	29 029
R^2 ajustado	0,582	0,259	0,152	0,276
R^2 within	0,02	– 0,05	– 0,00	0,00
Kleibergen-Paap F	2,14	2,14	2,14	2,14
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Errores estándar corregidos por clúster de municipio en paréntesis.

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Cuadro A6. IV con errores robustos

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Hurto a personas	Hurto a comercio	Homicidios	Lesiones personales
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	8,701**	22,42***	–2,445	3,897
	(3854)	(4386)	(2333)	(7292)
Observaciones	29 029	29 029	29 029	29 029
R^2 ajustado	0,582	0,259	0,152	0,276
R^2 within	0,02	– 0,05	– 0,00	0,00
Cragg-Donald-Wald F	5,55	5,55	5,55	5,55
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Errores estándar robustos en paréntesis. Todas las regresiones tienen efectos fijos de municipio y de mes y controles de actividad económica y mercado laboral.

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Cuadro A7. Efectos heterogéneos por nivel de formalidad laboral en 2015

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Migrantes irregulares (por mil)	– 25,46***	3,360	– 0,581	4,693
	(8,303)	(5,912)	(3,723)	(14,32)
Migrantes irregulares (por mil) × % formales en 2015	2,396***	1,370***	– 0,135	0,641
	(0,333)	(0,237)	(0,149)	(0,575)
Observaciones	29 000	29 000	29 000	29 000
R^2 ajustado	0,547	0,205	0,151	0,274
R-2 within	– 0,07	– 0,13	– 0,00	0,00
Cragg-Donald-Wald F	11,71	11,71	11,71	11,71
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Errores estándar en paréntesis.

* $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$

Cuadro A8. Modelo IV con instrumentos alternativos

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Panel A: Migrantes Censo 1993				
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	4,198***	1,091	0,109	0,966
	(0,966)	(0,675)	(0,458)	(1738)
Observaciones	28 507	28 507	28 507	28 507
Cragg-Donald-Wald F	2 069,11	2 069,11	2 069,11	2 069,11

(*Continúa*)

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Panel B: Migrantes Censo 2005				
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	5,112***	1,281*	0,215	0,772
	(0,949)	(0,663)	(0,458)	(1707)
Observaciones	30 218	30 218	30 218	30 218
Cragg-Donald-Wald F	2 208,53	2 208,53	2 208,53	2 208,53
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Controles de mercado laboral y recaudo tributario a la actividad económica.

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Cuadro A9. Modelo IV excluyendo departamentos de frontera

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Panel A: Sin Norte de Santander				
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	19,46**	64,54***	– 8,774**	26,05
	(9,448)	(7,283)	(4,297)	(16,99)
Observaciones	27 869	27 869	27 869	27 869
Panel B: Sin Cesar				
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	7,182	22,80**	– 2,693	0,750
	(4,909)	(3,507)	(2,290)	(8,859)
Observaciones	28 304	28 304	28 304	28 304
Panel C: Sin Boyacá				
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	8,627*	25,37***	–2,122	6,602
	(4,780)	(3,375)	(2,262)	(7,795)
Observaciones	25 462	25 462	25 462	25 462

(*Continúa*)

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Panel D: Sin La Guajira				
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	9,524*	27,92***	– 2,746	4,627
	(5,750)	(4,121)	(2,679)	(10,32)
Observaciones	28 594	28 594	28 594	28 594
Panel E: Sin Vichada				
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	8,701*	22,42***	– 2,445	3,897
	(4,846)	(3,466)	(2,259)	(8,690)
Observaciones	29 029	29 029	29 029	29 029
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Controles de mercado laboral y recaudo tributario a la actividad económica.

* $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

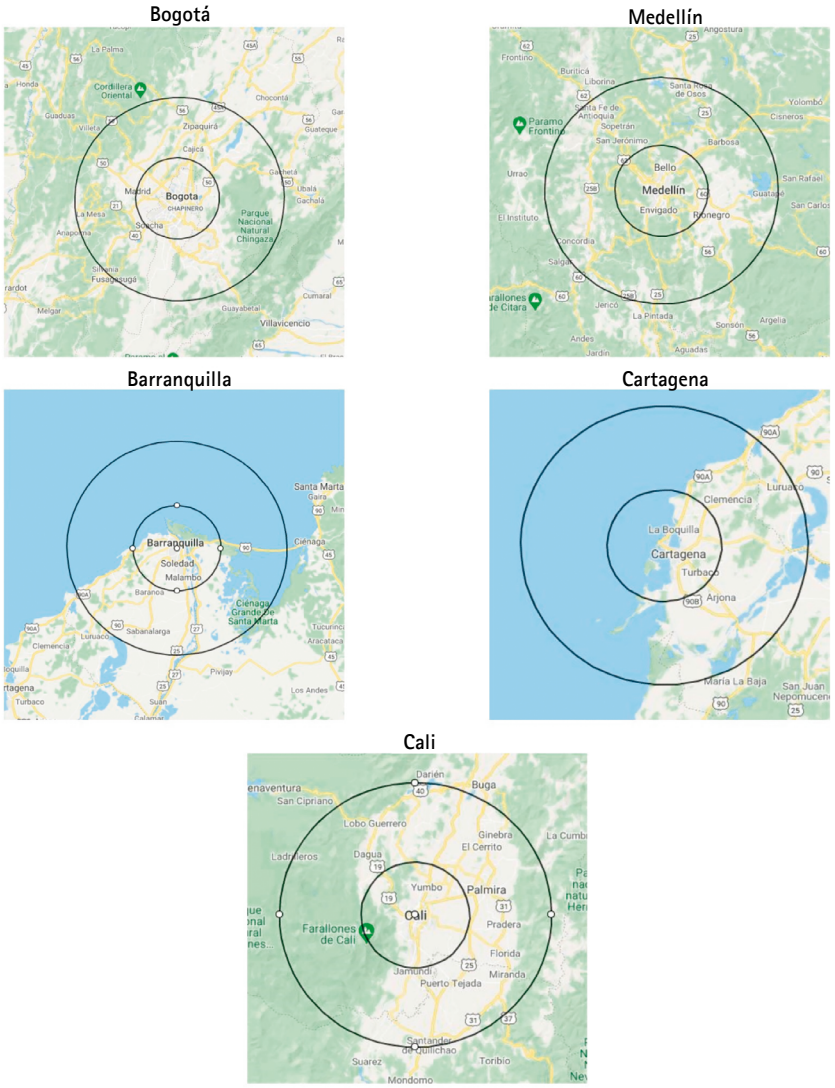
Cuadro A10. Modelo IV con control de capacidad de la policía

	(1) Hurto a personas	(2) Hurto a comercio	(3) Homicidios	(4) Lesiones personales
Flujo de migrantes irregulares (por mil)	8,148**	21,21***	– 3,080	1850
	(3,844)	(4,208)	(2,273)	(7,153)
Observaciones	28 536	28 536	28 536	28 536
R^2 ajustado	– 0,022	– 0,073	– 0,040	0,036
F	26,78	26,78	26,78	26,78
EF mes-municipio	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles completos	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota. Controles de mercado laboral, capturas de policía en 2015 y recaudo tributario a la actividad económica.

* $p < 0{,}10$; ** $p < 0{,}05$; *** $p < 0{,}01$.

Figura A4. Radios para cinco aglomeraciones urbanas principales según tamaño de población



Nota. Los radios internos y externos corresponden a 20 km y 50 km respectivamente. Las categorías de aglomeraciones urbanas vienen dadas por DNP (2012).

Fuente: Google Maps API y MapDevelopers.