



ESTUDIOS ECONÓMICOS

Estudios Económicos (México, D.F.)
ISSN: 0188-6916
El Colegio de México, A.C.

Lara, Jaime; Yedra, Marla Cruz; Moyeda López, Diana V.; Prats Molina, Adriana; Téllez Muñoz, José A.
Migración rural urbana e informalidad en las zonas metropolitanas de México. Una estimación de corto plazo
Estudios Económicos (México, D.F.), vol. 35, núm. 2, 2020, Julio-Diciembre, pp. 297-329
El Colegio de México, A.C.

DOI: 10.24201/ee.v35i2.405

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59763958004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

**MIGRACIÓN RURAL URBANA E INFORMALIDAD
EN LAS ZONAS METROPOLITANAS DE MÉXICO.
UNA ESTIMACIÓN DE CORTO PLAZO**

**RURAL-URBAN MIGRATION AND INFORMALITY
IN THE METROPOLITAN AREAS OF MEXICO.
A SHORT-TERM ESTIMATION**

**Jaime Lara, Marla Cruz Yedra, Diana V. Moyeda López
Adriana Prats Molina, José A. Téllez Muñoz**

Universidad de Monterrey

Resumen: Se estima el impacto de la migración rural urbana del período 2010-2015 en la informalidad de las zonas metropolitanas de México. La estimación de mínimos cuadrados ordinarios no establece ningún efecto, mientras que la estimación con variables instrumentales encuentra que la migración rural urbana exógena incrementa la informalidad. Otras variables como el desempleo, la participación laboral y la desigualdad no son afectadas, lo que indica que el sector informal permite absorber las variaciones de la oferta laboral en el corto plazo, aunque con posibles efectos negativos sobre los ingresos laborales de los trabajadores sustitutos de los migrantes rurales.

Abstract: We estimate the impact of rural-urban migration from the period 2010-2015 on informality in metropolitan areas of Mexico. The estimation of ordinary least squares does not establish any effect, while the estimation with instrumental variables finds that exogenous rural urban migration increases informality. Other variables such as unemployment, labour participation and inequality are unaffected, indicating that informal sector allows to absorb changes in labour supply in the short term, albeit with possible negative effects on labour income of substitute workers.

Clasificación JEL/JEL Classification: J46, J6, O15

Palabras clave/keywords: segmentación laboral; desempleo; participación laboral; segmented labour markets; unemployment; labour force participation

Fecha de recepción: 07 VIII 2019

Fecha de aceptación: 25 II 2020

<https://doi.org/10.24201/ee.v35i2.405>

Estudios Económicos, vol. 35, núm. 2, julio-diciembre 2020, páginas 297-329

1. Introducción

México es un país cada vez más urbano, en 1950 poco menos de 43% de la población vivía en localidades urbanas, para 2010 esta cifra aumentó a casi 78%. La migración interna ha generado grandes transformaciones en la distribución geográfica de la población, no sólo por la manera en cómo las personas cambian su lugar de residencia, sino también por los efectos que este movimiento conlleva tanto en los lugares de origen como en los de destino. Sin embargo, a pesar del acelerado proceso de urbanización en el que se encuentra México, casi 60% de la población ocupada no cuenta con seguro social como beneficio laboral, es decir, seis de cada diez trabajadores laboran en el sector informal (Rodríguez-Oreggia, 2007). Tradicionalmente, la migración rural-urbana ha estado ligada a un proceso de modernización o desarrollo económico sostenido debido a que la transición de empleo del sector agrícola al industrial se beneficia de la aglomeración existente en los centros urbanos (Lall, Selod y Shalizi, 2006). No obstante, la posibilidad de que los migrantes no encuentren empleo o lo hagan en el sector informal, aumentando estas problemáticas en las ciudades, ha sido una fuente de preocupación en la literatura económica sobre los países en desarrollo desde hace varias décadas (Harris y Todaro, 1970; Fields, 1975).

La presente investigación tiene como objetivo estimar el impacto de la migración rural urbana en la informalidad de las ciudades destino. Para ello, se utiliza una clasificación de 74 zonas metropolitanas en México elaborada por el Consejo Nacional de Población (Conapo) y se considera el periodo 2010-2015 para identificar a los migrantes rurales recientes. Los datos de informalidad, migración rural urbana, desempleo, participación laboral, ingresos y otras variables de interés a nivel de cada zona metropolitana se construyen a partir del cuestionario ampliado del censo de población y vivienda 2010 y la encuesta intercensal 2015, en ambos casos llevados a cabo por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

Es posible que la migración responda a las condiciones económicas favorables de las ciudades destino, por lo que se considera que puede ser una variable endógena. Para resolver este problema se utilizan datos de la migración en el periodo 2005-2010, se obtiene la participación de cada zona metropolitana en la migración de las zonas rurales de los 32 estados del país y se utilizan esas participaciones para establecer una estimación potencial de la migración rural-urbana en el periodo 2010-2015. La migración potencial se considera como variable instrumental de la migración rural urbana observada en el periodo. Dicha estrategia de estimación es similar a la considerada por Card

(2009) para encontrar el impacto de la migración internacional en las ciudades de Estados Unidos.

Los resultados indican que la migración rural-urbana es endógena, es decir, que está asociada a las condiciones atractivas de las ciudades-destino. Las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios no encuentran un impacto significativo en las zonas metropolitanas de México, sin embargo, una vez que se resuelve el problema de endogeneidad los resultados muestran que el componente exógeno de la migración rural-urbana incrementa la informalidad en el corto plazo en las ciudades destino. La evidencia también muestra que la migración rural-urbana no afecta a otras variables como el desempleo, la participación laboral o indicadores de desigualdad, aunque existe evidencia de un posible impacto negativo en los ingresos laborales para los trabajadores más jóvenes. Los resultados son robustos a la exclusión de las zonas metropolitanas más pequeñas o más grandes, a la modificación de los indicadores de migración rural-urbana, a la inclusión de controles sobre la evolución de la economía y el crimen en las zonas rurales adyacentes a las zonas metropolitanas y a la inclusión de características regulatorias locales. A nivel individual la evidencia muestra que la inserción laboral de los migrantes rurales en el empleo formal es similar a la de los no migrantes, lo que sugiere que el impacto agregado afecta a toda la población de la zona metropolitana, no solamente a los propios migrantes rurales. Los resultados son consistentes con la informalidad como un sector de ajuste que evita el desempleo si el capital en el sector moderno de la economía no se ajusta rápidamente para absorber la oferta laboral en el corto plazo. Para observar los impactos en el largo plazo sería necesario establecer los períodos de ajuste de capital ante modificaciones regionales de la oferta de trabajo en la economía mexicana. Esta puede ser parte de una investigación futura.

En la siguiente sección se profundiza en los antecedentes teóricos del posible impacto de la migración rural-urbana en las ciudades destino y la evidencia empírica en la literatura previa. En la sección tres se explican los datos y la estrategia empírica a seguir en el presente estudio, en la cuarta se muestran los resultados y en la cinco se concluye.

2. Migración rural urbana e informalidad

La transición de una economía basada en la agricultura a una economía moderna basada en el sector secundario y los servicios ha sido

parte ineludible del proceso de desarrollo. En este proceso la migración rural urbana ha jugado un papel fundamental (Lall, Selod y Shalizi, 2006). Sin embargo, al considerar un mercado laboral urbano con rigideces, la posibilidad de desempleo y una decisión de migración basada en el ingreso esperado en las ciudades, la migración rural urbana podría estar asociada al incremento del desempleo en las ciudades, una situación subóptima desde el punto de vista social (Harris y Todaro, 1970). Se puede dar el caso de que algunos migrantes terminen en peores condiciones económicas en las ciudades que las que tenían antes de haber migrado.

La observación de las economías en desarrollo muestra que en las ciudades coexisten al menos dos sectores de la economía, uno moderno con altos salarios, que cumple con las normas laborales como los salarios mínimos y la negociación colectiva y otro tradicional con baja productividad, con alta presencia del autoempleo y en el que no se cumplen las normas laborales para los trabajadores subordinados (Chaudhuri y Mukhopadhyay, 2010; Laporta y Shleifer, 2014; Loayza, 2016). La existencia del sector tradicional permite tasas de desempleo menores a las previstas por el modelo de Harris y Todaro (1970), pero a cambio de un crecimiento de los empleos de escasa calidad (Fields, 1975; Loayza, 2016), en los que una proporción significativa de migrantes rurales podrían tener condiciones peores a las que tenían antes de la migración.

Las anteriores predicciones teóricas acerca del impacto de la migración en las economías destino pueden modificarse sustancialmente si consideramos diferencias entre el corto y largo plazo, de acuerdo con la posibilidad de ajuste del capital. En el corto plazo, cuando el capital es fijo y la curva de demanda de trabajo tiene pendiente negativa, el impacto puede ser una reducción de los salarios o un aumento de la informalidad, cuando este sector existe (Loayza, 2016). Sin embargo, el efecto total no termina ahí, una mayor oferta de trabajo y la reducción de los salarios vuelven a la economía de destino de los migrantes más atractiva para invertir, por lo que se puede esperar un incremento de los flujos de capital hacia esta economía. Al ajustarse el capital en el largo plazo, el efecto final puede ser, incluso, un incremento de los salarios si hay presencia de rendimientos crecientes a escala (Brezis y Krugman, 1996). La migración y los rendimientos crecientes a escala se pueden retroalimentar para dar lugar a procesos de divergencia regional (Faini, 1996). Incluso, sin que existan rendimientos a escala, en el largo plazo la proporción de la economía formal e informal puede mantenerse relativamente constante con la presencia de migración debido al incremento del capital en el sec-

tor moderno de la economía (Loayza, 2016) o el impacto negativo de la migración sobre los salarios puede disminuir significativamente. Aunque los efectos pueden ser heterogéneos para distintos grupos de trabajadores; con los trabajadores sustitutos de los migrantes, con un impacto negativo si los migrantes cuentan con una distribución de habilidades distinta a los no migrantes en la economía de destino (Ottaviano y Peri, 2012). En nuestra investigación únicamente nos concentraremos en el impacto en el corto plazo, ya que no contamos con estimaciones de cuántos períodos puede tardarse el ajuste de capital entre regiones en el caso mexicano, pero es importante considerar que el efecto en el largo plazo puede ser distinto, sobre todo al extraer recomendaciones de política pública.

A pesar de que el posible impacto negativo en el corto plazo de la migración rural-urbana en variables del mercado laboral de las ciudades destino tiene una larga tradición en la literatura sobre los países en vías de desarrollo, la evidencia empírica ha sido escasa, probablemente debido a la carencia de datos adecuados (Lall, Selod y Shalizi, 2006). Recientemente, Strobl y Valfort (2013) encuentran que, para el caso de Uganda, un incremento de la migración interna está asociado con la disminución de la probabilidad de empleo entre los no migrantes; Kleemans y Magruder (2018) encuentran que, para el caso de Indonesia, el incremento de la migración interna disminuye los salarios y la probabilidad de empleo de los nativos. En ambos estudios se resuelve el problema de la endogeneidad de la migración utilizando información sobre las variaciones climáticas en las regiones de origen.

Sin embargo, ninguno de ellos trata específicamente sobre migración rural-urbana, ni sobre el impacto de la migración en la distribución del empleo entre el sector formal e informal. Un estudio más cercano a nuestra investigación es el realizado por Calderon e Ibañez (2016) para Colombia en el que se utiliza la migración forzada de las zonas rurales para determinar el impacto en los mercados laborales de las zonas urbanas, encontrando que disminuye los salarios de los trabajadores nativos, especialmente, de aquellos que compiten de forma cercana con los migrantes. Nuestro trabajo encuentra evidencia similar al caso colombiano; pero se concentra en el impacto en la informalidad y otras variables que permiten establecer si el sector informal de la economía absorbe los aumentos exógenos de oferta laboral, de modo que el impacto en el desempleo puede ser menor.

Los estudios recientes para México sobre migración interna muestran que el lugar de origen es un determinante importante del éxito laboral de los migrantes, con aquellos provenientes de zonas con mayo-

res desventajas obteniendo ingresos menores después de la migración (Cazzuffi, 2016). Los jóvenes y aquellos con mayor educación son los que tienen una mayor probabilidad de migrar; además de las diferencias de ingreso, la inseguridad actúa como factor de expulsión (Martínez, 2014). La dinámica de la migración interna se ha modificado a partir de que la apertura comercial favoreció la actividad económica en las regiones urbanas y particularmente en la frontera norte del país (Arends, Baylis y Garduño 2019); en este proceso la migración interna pudo ser una fuente importante de economías de aglomeración (Díaz-Bautista, 2005). Además, aunque la mayor urbanización del país ha propiciado que la migración interna sea cada vez un fenómeno entre los distintos centros urbanos, la migración neta entre zonas rurales y urbanas sigue siendo favorable para las zonas urbanas (Sobrino, 2014), por lo que el papel de la migración rural urbana en la urbanización del país no ha concluido. Los estudios sobre migración interna en México, sin embargo, no han establecido el impacto de la migración rural urbana sobre la informalidad en las economías de destino con una metodología rigurosa como la propuesta en la siguiente sección.

3. Metodología y datos

3.1. *Fuente de datos y definiciones*

La principal fuente de información utilizada en este trabajo corresponde al Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), que se encarga de producir y difundir información de interés nacional, como la que se produce con los censos de población del país. Usualmente, los datos e información básica sobre migración interna en México se obtienen de dichos censos de población. Las cifras que se presentan en este análisis corresponden al cuestionario ampliado del censo de población y vivienda 2010 y a la encuesta intercensal 2015, de las cuales se delimitó la muestra de 18-65 años ya que es la población más probable de estar trabajando. En el caso del cuestionario ampliado se tienen 2,133,065 observaciones en ese rango de edad que residen en alguna de las 74 zonas metropolitanas; para la encuesta intercensal se tienen 4,395,831 observaciones. Con dichas observaciones se construyen los indicadores para cada una de las zonas metropolitanas utilizando los factores de expansión provistos por el INEGI.

En específico, la información sobre migración según el lugar de residencia cinco años atrás, también nombrada migración reciente, se

deriva de las preguntas: “Hace 5 años, en junio de 2005, ¿en qué estado de la República o en qué país vivía (NOMBRE)? (entidad)” y “¿en qué municipio (delegación) vivía (NOMBRE) en junio de 2005?”, incluidas en el censo 2010. Estas preguntas equivalen en la encuesta intercensal 2015 a: “¿en qué estado de la República Mexicana o en qué país vivía (NOMBRE) en marzo de 2010?” y “Hace 5 años, en marzo de 2010, ¿en qué municipio o delegación vivía (NOMBRE)?”. Dichas encuestas permitieron estimar la migración reciente intermunicipal.

Se utiliza la definición de zona metropolitana actualizada de Conapo (2015); una zona metropolitana comprende el conjunto de dos o más municipios en los cuales se localiza una ciudad de 100 mil habitantes o más. Adicionalmente, se contempla en esta definición a los municipios con una ciudad de más de 500 mil habitantes o capitales estatales y los que cuentan con ciudades de 200 mil o más habitantes ubicados en la franja fronteriza norte, sur y en la zona costera. El censo 2010 y la encuesta intercensal 2015 no recaban la localidad específica de procedencia de los migrantes, pero con las características del municipio de origen se puede crear una definición alternativa de ruralidad. En este artículo se utilizará la definición de Sobrino (2014), quien considera un municipio rural cuando su principal localidad no cuenta con más de 15 mil habitantes. En el mapa 1 se muestran los municipios que serían considerados rurales de acuerdo con distintos puntos de corte, además aquellos considerados como parte de las zonas metropolitanas y los que no se consideran ni rurales, ni parte de una zona metropolitana.

La Organización Internacional del Trabajo, OIT (2013) define el empleo informal como una relación laboral que no está sujeta a la legislación nacional, no cumple con el pago de impuestos, no tiene cobertura de protección social y carece de prestaciones relacionadas con el empleo. Para efectos de esta investigación, se considera informal a toda aquella persona que no cuente con servicio médico como parte de los beneficios laborales, ya que no es posible contar con información acerca del pago de impuestos o el cumplimiento de otras regulaciones por parte de las empresas. Por ello, la información sobre informalidad se deriva de las preguntas: “¿(NOMBRE) recibe por su trabajo servicio médico (IMSS, ISSSTE u otro)?” en el censo de población y vivienda 2010 y “¿(NOMBRE) tiene por su trabajo servicio médico?” en la encuesta intercensal 2015.

El modelo empírico planteado para analizar el impacto que tiene la migración rural urbana sobre la informalidad en las zonas metropolitanas en México es el siguiente:

$$Inf_i = \beta_0 + \beta_1 Migrur_i + \beta_2 X_i + u_i \quad (1)$$

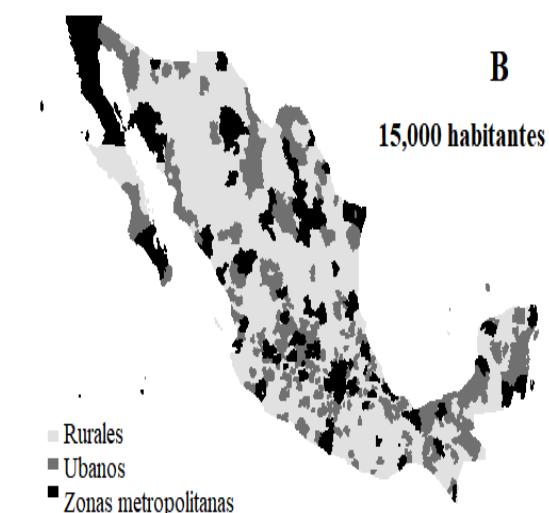
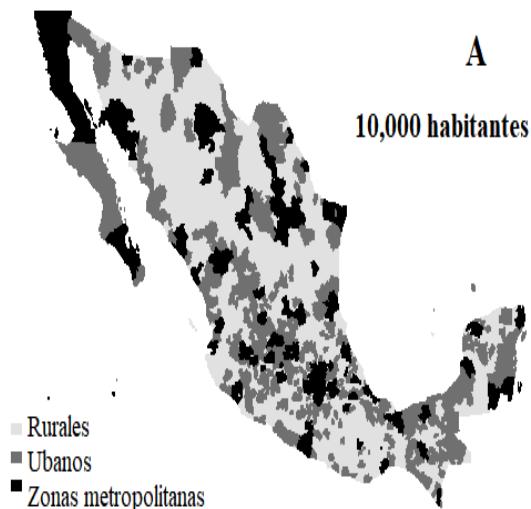
Donde Inf_i representa la proporción de trabajadores informales en la zona metropolitana i en el 2015, utilizando la población ocupada entre 18 y 65 años. $Migrur_i$, es la proporción de migrantes rurales-urbanos recientes (que migraron entre 2010 y 2015) con respecto a la población total en la zona metropolitana i en el 2015 utilizando la población entre 18 y 65 años. X_i , es un vector de controles de características de la zona metropolitana en 2010 que pueden estar relacionadas con la informalidad y también pueden ser factores de atracción de la migración. El vector incluye: los años de escolaridad y edad promedio, la proporción de trabajadores en el sector manufacturero y la proporción de la población masculina en la población; además del logaritmo del tamaño de la población. Estas variables se incluyen considerando que la escolaridad facilita la creación del sector moderno de la economía, que la participación en la informalidad puede estar relacionada con el ciclo de vida, que el sector manufacturero está generalmente asociado a firmas más grandes donde existe una mayor formalidad en el empleo, que la participación sectorial de hombres y mujeres es diferenciada y que ciudades de mayor tamaño podrían beneficiarse de las economías de aglomeración. En conjunto, corresponden a los determinantes estructurales del subdesarrollo (Loayza, Servén y Sugawara, 2009).

En segunda instancia, se añaden como controles variables dicotómicas que muestran la región a la que pertenece la zona metropolitana i siguiendo a Sobrino (2011),¹ tal como se muestra en el mapa 1, ello debido a la heterogeneidad de las condiciones económicas en el territorio mexicano y también para capturar los posibles impactos diferenciados de la apertura comercial en el atractivo de las distintas regiones del país (Arends, Baylis y Garduño, 2019). Por último, para capturar posibles correlaciones de la migración rural urbana con factores no contenidos en los anteriores controles se incluyó la variable de la informalidad en 2010. El panel A de la gráfica 1 muestra que existe una alta persistencia del indicador de informalidad a través del tiempo en las zonas metropolitanas de México. Este mismo conjunto de controles se utiliza para medir el impacto en otras variables laborales que toman el lugar de la informalidad: desempleo, participación

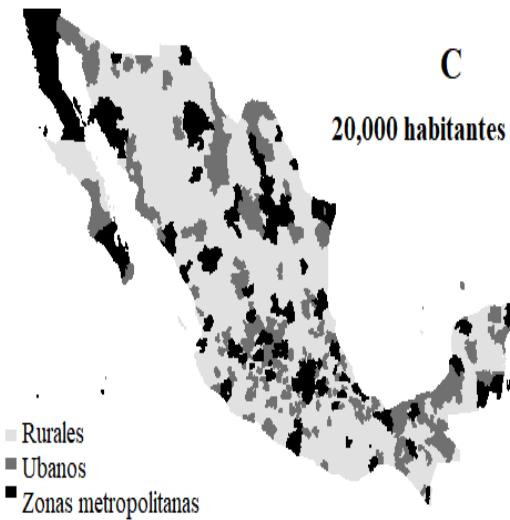
¹ Regiones: 1) Frontera Norte (Baja California, Coahuila, Nuevo León, Sonora, Chihuahua y Tamaulipas); 2) Norte (Baja California Sur, Durango, Nayarit, San Luis Potosí, Sinaloa y Zacatecas); 3) Occidente (Aguascalientes, Colima, Guanajuato, Jalisco y Michoacán); 4) Centro (Distrito Federal, Hidalgo, México, Morelos, Puebla, Querétaro y Tlaxcala), y 5) Sur y Sureste (Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán).

laboral, logaritmo del ingreso laboral mensual y la proporción entre el percentil 90 y el 10 de ingreso, variables que también muestran una alta persistencia a través del tiempo de acuerdo con la gráfica 1.

Mapa 1
*Municipios rurales, según distintos puntos de corte
localidad con mayor número de habitantes*



Mapa 1
(*continuación*)



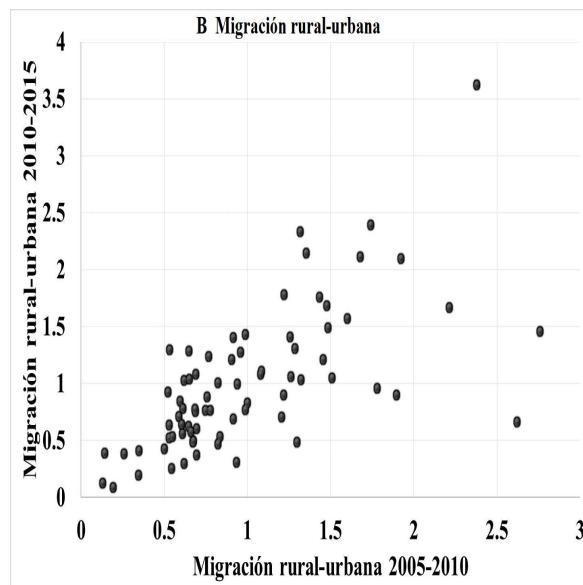
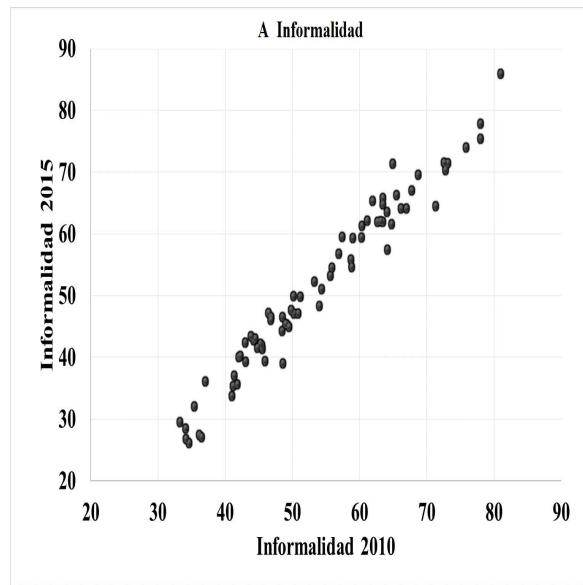
Notas: Las zonas metropolitanas corresponden a la definición de Conapo (2015). Los municipios rurales corresponden a aquellos cuya localidad más grande no rebasa los límites de 10,000, 15,000 y 20,000 habitantes en el año 2000 en el panel correspondiente.

Mapa 2
Regiones de México

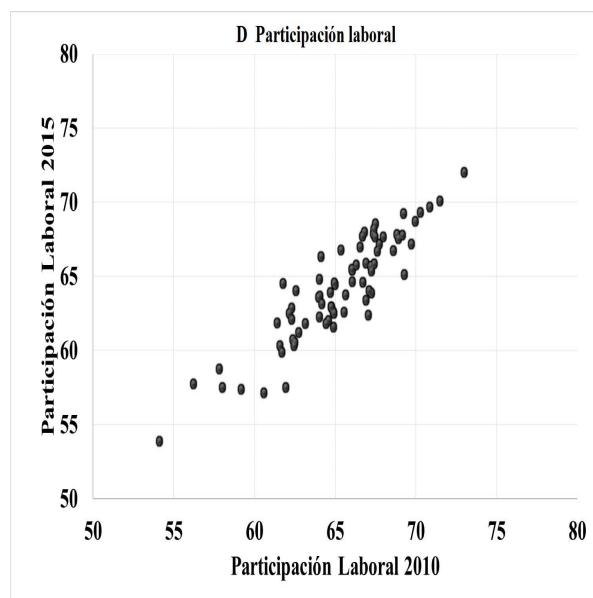
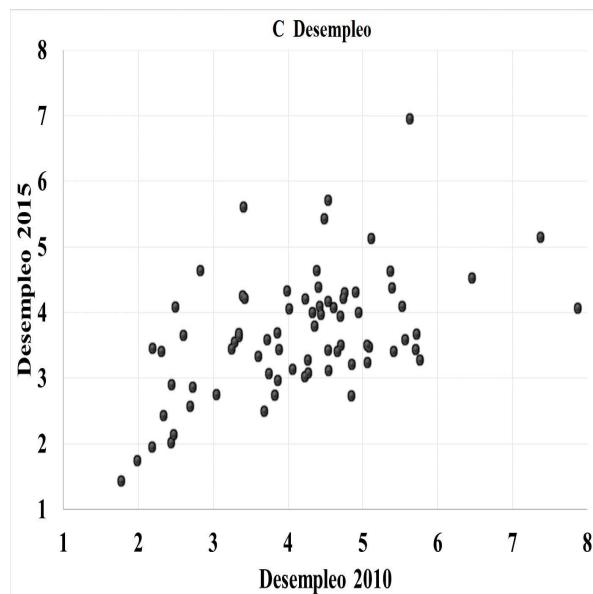


Nota: Elaboración propia con base en la delimitación de Sobrino (2011).

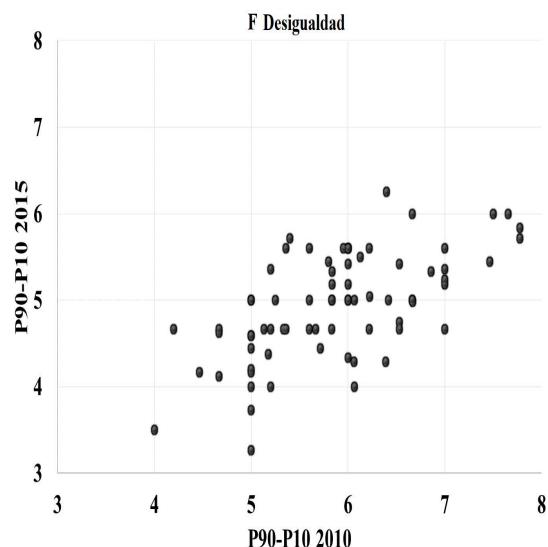
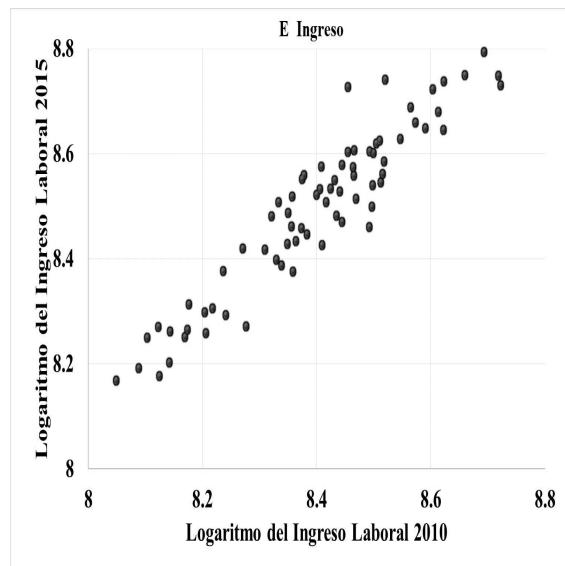
Gráfica 1
*Persistencia de la migración y variables laborales a través
del tiempo en las zonas metropolitanas, 2010-2015*



Gráfica 1
(*continuación*)



Gráfica 1
(continuación)



Notas: Se considera la población de 18 a 65 años. Migración rural es la proporción de la población proveniente de municipios cuya mayor localidad en el año 2000 era menor a 15,000 habitantes en el período correspondiente. La informalidad se mide

como aquellos ocupados que no cuentan con seguro médico como prestación laboral. Ingreso es el logaritmo del ingreso laboral mensual. P90-P10 es la proporción del percentil 90 respecto al percentil 10 de la distribución del ingreso laboral mensual.

A pesar de la inclusión de los controles mencionados, la migración rural-urbana puede ser endógena debido a que existen variables o características que no están consideradas en los controles, pero que pueden estar correlacionadas con la migración rural-urbana 2015 y con la informalidad. Por ejemplo, un *boom* económico causado por una fuerte inversión en cierta ciudad que la haga más atractiva económicamente, puede incrementar la entrada de migrantes y también reducir la informalidad. En este caso, la migración sería endógena, lo haría que el coeficiente de mínimos cuadrados ordinarios estuviera sesgado hacia abajo. Para encontrar cuál sería el efecto de la migración rural urbana exógena se puede utilizar una estimación con variables instrumentales. Para ello se utiliza una variable adicional *Z* que debe cumplir dos condiciones. La primera, indica que la variable instrumental no debe estar correlacionada con el término de error, es decir, que solo debe afectar la variable independiente a través de su efecto en la variable endógena y se le conoce como la condición de exogeneidad. La segunda condición requiere que la variable instrumental tenga que estar altamente correlacionada con la variable endógena, a esto se le nombra la condición de relevancia.

En nuestro trabajo utilizamos información de la migración rural-urbana hacia las zonas metropolitanas en períodos previos para construir la variable instrumental. En el panel B de la gráfica 1 se muestra que la migración rural urbana entre 2005 y 2010 está altamente correlacionada con la migración rural urbana entre 2010 y 2015. La lógica de dicha correlación proviene de la migración a partir de las redes migratorias, estas se construyen por los migrantes que son atraídos a una ciudad específica por las personas que migraron anteriormente a esa misma ciudad (comúnmente familiares y amigos). Card (2009) argumenta que en las ciudades estadounidenses los inmigrantes tienden a establecerse en enclaves específicos de cada país. Ejemplos interesantes incluyen la agrupación de inmigrantes árabes en Detroit, inmigrantes polacos en Chicago e inmigrantes mexicanos en Los Ángeles y Chicago.

El componente de la migración que proviene de las redes migratorias, no necesariamente está relacionado con la situación económica reciente, por lo que podría ser exógena (Carrington, Detragiache y Vishwanath, 1996; Card, 2009). En nuestro caso utilizamos una lógica similar, solo que en lugar de países de origen utilizamos las zonas

rurales de los 32 estados del país. Para cada una de las zonas rurales de los estados del país, m , se obtuvo la participación de la zona metropolitana i en la migración rural urbana en el período 2005- 2010.

$$\delta_{im} = \frac{N_{im2010}}{M_{m2010}} \quad (2)$$

Aquí N_{im2010} es el flujo de migrantes de la zona rural del estado m a la ciudad i entre 2005 y 2010 y M_{m2010} es el total de migrantes de la zona rural del estado m . Posteriormente, se calculó la tasa de migración rural-urbana potencial utilizando el total de migrantes rurales del estado m entre 2010 y 2015, M_{m2015} , y la población de la zona metropolitana en 2015, P_{i2015} , para cada zona metropolitana de la siguiente manera:

$$Migpot_i = \frac{\sum_{m=1}^{32} \delta_{im} * M_{m2015}}{P_{i2015}} \quad (3)$$

Esta tasa de migración potencial se utilizó como variable instrumental de la tasa de migración rural urbana efectivamente observada $Migrur_i$. La variable instrumental refleja el flujo de migrantes predicho si se hubiera mantenido igual la participación de ciudad i en la migración de salida de cada estado m , reflejando la migración predicha con base en redes migratorias.

3.3. Estadísticas descriptivas

En esta sección se describen algunas características demográficas de las zonas metropolitanas más grandes de México obtenidas del censo de población y vivienda 2010 y la encuesta intercensal 2015, así como características de los migrantes rurales-urbanos. En el cuadro 1 se presentan datos de las veinte zonas metropolitanas con mayor población entre las 74 existentes. En 2015, la zona metropolitana más grande es el Valle de México con un total de 20.9 millones de habitantes, seguida por Guadalajara y Monterrey, con 4.8 y 4.6 millones de habitantes, respectivamente. Durante el período de 2010 - 2015, la zona metropolitana con mayor crecimiento poblacional fue Querétaro

con 20.6%, después Mérida y Monterrey con 17.4% y 14.2% respectivamente. Las ciudades con una mayor proporción de migración rural urbana fueron San Luis Potosí, Mérida, Tijuana y Morelia.

En cuanto a la informalidad las zonas metropolitanas con mayor proporción de empleo informal son Cuernavaca y Puebla-Tlaxcala con 62%, seguidas por Toluca con 57 por ciento y Morelia con 56 por ciento. Es de notar que las ciudades con mayor proporción de migración rural-urbana no son, necesariamente, las más grandes del país y que algunas, como Morelia, presentan altas tasas de informalidad.²

En el cuadro 2 se observan estadísticas descriptivas de la población entre 18 y 65 años, residente en las zonas metropolitanas en los años 2010 y 2015, utilizando la información de las 74 zonas metropolitanas. Podemos ver que los migrantes rurales recientes son típicamente más jóvenes, menos educados y con menores ingresos que otra población residente en las zonas metropolitanas. Las diferencias en términos de informalidad, sin embargo, no son sustanciales, las mujeres migrantes rurales tienen mayor informalidad que otras residentes ocupadas en el mercado laboral de las zonas metropolitanas.

La participación laboral de los migrantes rurales es inferior a la de otros residentes en cuatro puntos porcentuales para las mujeres y tres para los hombres, en 2015, con diferencias menores en 2010. Contrario a lo esperado, los migrantes tienen una tasa menor de desocupación, tanto entre hombres como entre mujeres. Con estas estadísticas se podrían aceptar los supuestos de que la población migrante proveniente de zonas rurales es menos calificada que el resto de la población urbana, aunque algunos indicadores de inserción laboral, como el desempleo, son relativamente favorables para los migrantes rurales.

² Las cinco zonas metropolitanas con mayor migración rural-urbana (Tepic, Tuxtla Gutiérrez, Zacatecas-Guadalupe, Hidalgo del Parral y Oaxaca) no se encuentran en el grupo de ciudades con mayor población.

Cuadro 1
*Comportamiento demográfico de las 20 zonas metropolitanas
 más grandes de México 2010 - 2015*

Zona metropolitana	Población total (en miles)		Crecimiento poblacional entre 2010-2015	Migrantes rurales (%)		Tasa de informalidad laboral	
	2010	2015		2010	2015	2010	2015
Valle de México	20116	20892	3.86	0.54	0.26	55.86	54.49
Guadalajara	4434	4887	10.22	0.61	0.56	50.20	47.08
Monterrey	4106	4689	14.20	0.91	0.69	35.40	32.04
Puebla-Tlaxcala	2728	2941	7.81	0.68	0.77	64.73	61.54
Toluca	1936	2202	13.74	0.69	0.60	56.91	56.75
Tijuana	1751	1840	5.08	1.32	1.03	42.00	40.07
León	1609	1768	9.88	0.13	0.12	54.01	48.33
Juárez	1332	1391	4.43	0.69	0.37	36.16	27.44
Querétaro	1097	1323	20.60	0.94	1.00	48.49	44.27
Laguna	1215	1342	10.45	0.50	0.43	43.07	39.25
Mérida	973	1143	17.47	0.82	1.01	46.80	46.07
San Luis Potosí	1040	1159	11.44	0.91	1.21	45.22	42.17
Aguascalientes	932	1044	12.02	0.69	0.76	45.55	41.31
Mexicali	936	988	5.56	0.60	0.85	41.16	35.38

Cuadro 1
(*continuación*)

Zona metropolitana	Población total		Crecimiento poblacional entre 2010-2015	Migrantes rurales		Tasa de informalidad		
	(en miles)			(%)		laboral		
	2010	2015		2010	2015	2010	2015	
Cuernavaca	924	983	6.39	1.21	0.70	61.15	62.11	
Veracruz	811	915	12.82	0.75	0.76	51.20	49.86	
Tampico	859	916	6.64	0.76	0.88	48.55	46.55	
Chihuahua	852	918	7.75	1.00	0.83	33.26	29.54	
Morelia	829	911	9.89	1.26	1.06	58.71	55.82	
Saltillo	823	923	12.15	0.60	0.64	34.12	28.47	

Nota: Elaboración propia con datos del cuestionario ampliado del censo de población y vivienda 2010 y la encuesta intercensal 2015.

Cuadro 2

Estadística descriptivas, migrantes y no migrantes rurales en las zonas metropolitanas, por sexo. 18 a 65 años de edad

	<i>Sexo</i>	<i>Edad</i>	<i>Escolaridad</i>	<i>Informalidad</i>	<i>Participación laboral</i>	<i>Desempleo</i>	<i>Ingreso mensual</i>
<i>A. 2010</i>							
No migrantes rurales	Mujer	37	9.84	0.51	0.48	0.028	5897
	Hombre	37	10.19	0.52	0.86	0.054	7684
<i>B. 2015</i>							
No migrantes rurales	Mujer	38	10.37	0.48	0.47	0.027	6334
	Hombre	37	10.65	0.50	0.84	0.044	7842
Migrantes rurales	Mujer	30	10.23	0.55	0.43	0.024	4966
	Hombre	30	10.31	0.48	0.81	0.042	6271

Notas: Elaboración propia con datos del cuestionario ampliado del censo de población y vivienda 2010 y la encuesta intercensal 2015. El ingreso mensual está medido en pesos corrientes.

4. Resultados

4.1. *Migración rural urbana e informalidad*

Los resultados de la ecuación (1) para estimar el efecto de la migración rural urbana sobre la informalidad aparecen en el cuadro 3. Se presentan tres especificaciones en mínimos cuadrados ordinarios, de la columna (1) a la columna (3), y en variables instrumentales usando mínimos cuadrados en dos etapas de la columna (4) a la columna (6). En las columnas (1) y (4) se añaden como controles la proporción de la población masculina, el promedio de edad y los años de escolaridad, la proporción de la población ocupada en el sector manufacturero y el logaritmo de la población total de la zona metropolitana, estos controles consideran la población entre 18 y 65 años de edad. Los errores estándar son robustos para corregir problemas de heteroscedasticidad. Si bien el coeficiente de la migración rural urbana es positivo, no es significativo. Son otras variables, medidas en 2010, las que tienen un poder explicativo importante, ya que el R cuadrado es de .70.

El incremento de un año de escolaridad reduce la informalidad en nueve puntos porcentuales, un incremento de un punto porcentual de la población masculina está asociado con una disminución de cinco puntos porcentuales en la informalidad y un incremento de un punto porcentual en la proporción de población ocupada en el sector manufacturero disminuye la informalidad en .40 puntos porcentuales. La estimación por variables instrumentales de la columna (4) con las mismas variables de control arroja resultados similares. Además, se muestra el estadístico F de la primera etapa con un valor de 18.06, lo que indica que la migración potencial está asociada significativamente con la migración efectiva en la primera etapa de estimación. El p value asociado a la prueba de endogeneidad de Hausman con errores robustos es elevado, por lo que no puede descartarse que la variable de migración sea exógena. Cuando se incluyen las variables regionales en las columnas (2) y (5) los resultados previos no se modifican sustancialmente, aunque las variables regionales tienden a ser significativas y el R cuadrado aumenta; todas las regiones del país tienen una mayor informalidad relativa a la Frontera, particularmente las zonas metropolitanas del centro del país.

En cambio, si incluimos la informalidad rezagada en las columnas (3) y (6), el resto de las variables de control dejan de ser significativas y la relación entre la informalidad en el período previo con la informalidad actual es cercana a la unidad. Además, las estimaciones de

mínimos cuadrados ordinarios y variables instrumentales nos cuentan historias diferentes; en la estimación con MCO, la migración rural urbana no tiene un impacto en la informalidad de las zonas metropolitanas, mientras que la estimación de variables instrumentales sugiere que, por cada punto porcentual que la migración rural urbana representa de la población de las zonas metropolitanas, la informalidad aumenta en 2.39 puntos porcentuales. La variable instrumental es significativa en la primera etapa con un estadístico F de 19.08 y la prueba de endogeneidad muestra que la diferencia entre el estimador de MCO y el de variables instrumentales es significativa. La diferencia resultó de acuerdo con lo esperado ya que, si los migrantes escogen su destino de migración de acuerdo con los lugares con mejores empleos, el estimador de MCO detectará un impacto menor de la migración rural urbana sobre la informalidad. Con respecto a las estimaciones previas, el estimador de MCO se reduce, una posible explicación es que la informalidad rezagada capture factores que estaban correlacionados positivamente con la migración rural-urbana y con la informalidad, por ejemplo, ciudades con economías tradicionales que atraen migrantes de amplias zonas rurales cercanas. El coeficiente sobre la variable rezagada muestra una alta persistencia de la informalidad, con un coeficiente cercano a 1. Si se tiene una serie temporal más amplia ese resultado sugiere que la primera diferencia en la variable de informalidad podría ser la manera más adecuada de su tratamiento. Se llevaron a cabo estimaciones adicionales con esta forma de tratar la variable dependiente, y los resultados muestran que el impacto sobre la informalidad en MCO y en variables instrumentales no difieren de lo mostrado en las columnas (3) y (6) del cuadro 3, aunque el R cuadrado disminuye sensiblemente a .37.

Cuadro 3
*Impacto de la migración rural urbana
sobre la informalidad, 2015*

	<i>Mínimos cuadrados ordinarios</i>			<i>Variables instrumentales</i>		
Migración rural urbana	1.749 [1.978]	2.739 [1.656]	0.534 [0.599]	2.499 [2.986]	3.875 [2.375]	2.395** [1.188]
Informalidad			1.076*** [0.077]			1.045*** [0.073]
Sexo	-5.085*** [0.745]	-2.062*** [0.761]	-0.621 [0.465]	-5.003*** [0.743]	-1.902** [0.767]	-0.409 [0.438]

Cuadro 3
(*continuación*)

	Mínimos cuadrados ordinarios			Variables instrumentales		
	Edad	-1.338 [2.021]	1.285 [2.006]	-0.024 [0.671]	-1.132 [2.239]	1.664 [2.128]
Escolaridad	-9.302*** [1.626]	-8.582*** [1.072]	0.227 [0.809]	-9.557*** [1.757]	-8.878*** [1.145]	-0.495 [0.792]
Sector manu-facturero	-0.403** [0.183]	-0.305 [0.225]	0.024 [0.088]	-0.386** [0.191]	-0.278 [0.219]	0.058 [0.088]
Logaritmo población	1.294 [1.284]	-0.013 [0.972]	0.217 [0.394]	1.487 [1.401]	0.237 [0.988]	0.606 [0.454]
Norte		4.945* [2.663]	0.540 [1.339]		5.037** [2.497]	0.813 [1.281]
Occidente		8.947** [4.057]	0.870 [1.348]		9.500** [4.050]	1.980 [1.266]
Centro		19.415*** [3.383]	0.638 [2.017]		19.700*** [3.197]	1.633 [1.825]
Sur-Sureste		9.899*** [3.390]	1.669 [1.461]		9.955*** [3.181]	1.996 [1.318]
Observaciones	74	74	74	74	74	74
R-cuadrado	0.701	0.818	0.970			
F 1a. etapa				18.06	17.98	19.08
P value				0.72	0.46	0.00
endogeneity test						

Notas: Errores robustos en corchetes *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Se utiliza población entre 18 y 65 años. La informalidad se mide como aquellos ocupados que no cuentan con seguro médico como prestación laboral. La variable independiente se mide en 2015. La migración rural-urbana se mide en el período 2010-2015, mientras que el resto de las variables de control se miden en 2010.

4.2. *Otras variables del mercado laboral*

El planteamiento original del modelo de Harris y Todaro (1970) del que se deriva la preocupación sobre el impacto que la migración rural-urbana podría tener en las ciudades destino tenía como variable de interés el desempleo. Por ello, en el cuadro 4 se hace una revisión del impacto de la migración rural-urbana sobre otros indicadores del mercado laboral en las zonas metropolitanas. Se utiliza una estimación similar a las columnas (3) y (6) del cuadro 3 y se presentan solamente los resultados sobre la variable de interés y la variable de resultado rezagada. En las primeras dos columnas se observa el resultado sobre desempleo, los resultados de ambas estimaciones (mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y variables instrumentales (VI)) muestran un impacto nulo de la migración rural urbana sobre el desempleo. El R cuadrado de MCO es de .40, el estadístico F de la primera etapa sigue señalando que la variable instrumental es altamente significativa en la primera etapa y la prueba de endogeneidad no detecta evidencia de que la migración rural urbana sea endógena al desempleo.

Resultados similares se encuentran si se analiza la participación laboral y la proporción entre los percentiles 90 y 10 de la distribución del logaritmo del ingreso, lo cual es evidencia de que la migración rural urbana no afecta la participación laboral y la desigualdad, y con evidencia de que se puede considerar como una variable exógena. Cuando se analiza el impacto sobre el logaritmo del ingreso tampoco hay evidencia de un efecto significativo, aunque la prueba de endogeneidad muestra que la migración rural urbana es endógena. La diferencia entre el estimador de MCO y el de variables instrumentales muestra que el sesgo ocurre en la dirección esperada. El efecto en variables instrumentales es negativo mientras que el estimador de MCO es positivo, lo que indica que los migrantes tienden a migrar hacia zonas metropolitanas donde pueden encontrar mejores ingresos y que un incremento exógeno de la migración tiende a disminuirlos.

4.3. *Robustez*

En el cuadro 5 se hacen algunas modificaciones a la especificación de las columnas (3) y (6) del cuadro (3) para observar si los resultados se mantienen. Además, se añaden los resultados para el resto de las variables que describen el mercado laboral de las zonas metropolitanas. En el panel A se utiliza únicamente la población entre 18 y 35 años, que es donde se concentra la mayoría de los migrantes. En

este caso, se mantiene la significancia estadística del impacto de la migración rural urbana sobre la informalidad; además, los resultados de variables instrumentales sugieren un impacto positivo en la participación laboral, pero negativo en el ingreso. Esto último sugiere que, además del impacto sobre la informalidad, la migración rural urbana podría estar afectando negativamente los ingresos de aquellos trabajadores que compiten más de cerca con los migrantes. De hecho, el impacto es relativamente alto, un incremento de un punto porcentual en la proporción de la población que es migrante rural (aproximadamente el promedio entre 2010 y 2015) disminuye los salarios en el corto plazo en 2.6 por ciento. En el caso de Indonesia, por ejemplo, un incremento similar en la migración interna, reduce los salarios en cerca de 1% (Kleemans y Magruder, 2018).

En el panel B y C se muestran los resultados cuando se modifica la definición de Sobrino (2014) de las zonas rurales. En el panel B, se disminuye el punto de corte de la localidad más grande en el municipio de origen de los migrantes a 10,000 y en el panel C se incrementa a 20,000 habitantes. Los cambios en la clasificación del territorio nacional se pueden observar en el mapa 1, y no son drásticos. Los resultados con variables instrumentales indican que el incremento de un punto porcentual en la población migrante rural en las ciudades se asocia con incrementos similares en la informalidad en las ciudades, con evidencia de un impacto negativo en los ingresos laborales para el punto de corte de 20,000 habitantes. En el resto de las variables no se observan impactos significativos.

En los paneles D y E del cuadro 5 se lleva a cabo la estimación excluyendo primero a las 10 zonas metropolitanas más grandes del país y, en segunda instancia, a las diez zonas metropolitanas más pequeñas. Los resultados indican que no hay cambios significativos en las estimaciones, lo que sugiere que el impacto de la migración rural urbana no ocurre solamente en las ciudades más pequeñas o más grandes del país.

La adaptación de la metodología de Card (2009) al contexto de la migración interna introduce una diferencia importante. Es creíble pensar que la migración total de los países de origen es exógena a la dinámica económica de las ciudades destino en Estados Unidos. En el caso de la migración interna, sería necesario que los factores que promueven la migración en las distintas regiones rurales no estuvieran correlacionados con la evolución económica de las ciudades destino. Por ejemplo, una mayor actividad económica en las zonas rurales puede incrementar la actividad económica de las ciudades cercanas, o un incremento de la violencia en la zona rural puede incentivar la

migración rural-urbana y estar correlacionada con la violencia en las ciudades cercanas, lo que puede inhibir la actividad económica.

Este problema podría ser más importante, al considerar que la migración rural-urbana proviene en una proporción significativa de regiones rurales cercanas a las zonas metropolitanas. Por ello, en el panel F del cuadro 5 se introducen como controles adicionales las tasas de crecimiento del PIB agrícola en el estado donde se ubica el municipio más poblado de la zona metropolitana, en los períodos 2005-2010 y 2010-2015. Además, se incluye la tasa de homicidios por cada 100,000 habitantes en la zona rural del estado donde se ubica el municipio más poblado de la zona metropolitana, para los mismos períodos. Estas variables se pueden construir con información del INEGI. Los resultados no modifican significativamente los obtenidos previamente.

Las variables sociodemográficas utilizadas como controles son solamente uno de los determinantes de la informalidad. El ambiente institucional y regulatorio ha mostrado ser otro determinante tanto a nivel individual (Dabla-Norris, Gradstein e Inchauste, 2009), así como a nivel país en América Latina (Loayza, Servén y Sugawara 2009). Si bien la mayor parte de los impuestos en México son federales, la legislación local implica trámites y servicios que pueden inhibir la formalización. Es por ello que en el panel G del cuadro 5 se introducen como controles adicionales los días necesarios para la apertura de una empresa y los días necesarios para registrar una propiedad, esto en el estado donde se ubica el municipio principal de la zona metropolitana. Los indicadores provienen de *Doing Business en México* (Banco Mundial y Corporación Financiera Internacional, 2012) y están actualizados a octubre de 2011. Como se observa, la variación en los resultados es mínima, posiblemente debido a que la inclusión de la variable rezagada captura en una medida importante el ambiente regulatorio a nivel subnacional.

4.4. Inserción laboral de la población migrante

Un mecanismo por el cual la migración rural urbana pudiera estar deteriorando las condiciones de empleo en las zonas metropolitanas es la propia inserción desfavorable de los migrantes en las zonas urbanas. En el cuadro 6 se analiza esta posibilidad para las variables del mercado de trabajo. A nivel individual se muestran estimaciones de un modelo de probabilidad lineal para explicar la informalidad, la participación laboral y el desempleo; además, con una regresión

múltiple se explica el logaritmo del ingreso laboral. Se muestran los resultados en 2015. La variable de interés es la variable indicadora de la condición de migrante rural en las zonas metropolitanas entre 2010 y 2015. Se incluyen como controles individuales: el sexo, la edad en una especificación cuadrática y la escolaridad medida en años. Se agregan todas las variables de control a nivel zona metropolitana en 2010, incluyendo la variable explicativa a nivel agregado rezagada, como en la columna (3) del cuadro 3. Además, se muestra una especificación en variables instrumentales, utilizando la migración potencial de la ciudad en 2015, construida de acuerdo con la sección 3.2, como instrumento de la migración a nivel individual.

Los resultados muestran que, aunque los migrantes tienen una menor calificación e ingreso laboral, como lo muestran las estadísticas descriptivas en el cuadro 2, una vez que se consideran las diferencias sociodemográficas y las características de la zona metropolitana, no hay diferencias estadísticamente significativas entre los migrantes rurales con el resto de la población, a excepción de un menor desempleo con mínimos cuadrados ordinarios y una mayor participación laboral con variables instrumentales. Una posible explicación para el resultado sobre el desempleo es que los migrantes busquen empleo desde las zonas rurales y solo trasladan su residencia permanente cuando obtienen un trabajo en las ciudades destino. En el caso de informalidad e ingresos, las estimaciones con variables instrumentales tienen el mismo signo que los resultados a nivel agregado, pero no son estadísticamente significativas.

Los errores estándar agrupados a nivel zona metropolitana muestran que, aunque el efecto estimado es elevado, la estimación no es muy precisa, por lo que las variables tienden a no ser significativas, además de que el estadístico F de la primera etapa es menor a 10 en varios casos. Una forma de reconciliar estos hallazgos con los resultados a nivel agregado es suponer que la sustitución en el mercado de trabajo entre migrantes rurales y no migrantes rurales es alta, por lo que los efectos negativos a corto plazo se trasladan a un grupo más amplio de la población.

Cuadro 4

Impacto de la migración rural urbana sobre otras variables del mercado de trabajo en las zonas metropolitanas, 2015

	<i>Desempleo</i>		<i>Participación laboral</i>		<i>Ingreso</i>		<i>P90-P10</i>	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
Migración rural urbana	-.228 [.189]	.213 [.367]	.726 [.481]	.628 [.526]	.005 [.011]	-.035 [.025]	.146 [.092]	.111 [.111]
Variable rezagada	.386*** [.100]	.441*** [.095]	.845*** [.086]	.851*** [.088]	.770*** [.080]	.799*** [.074]	.318*** [.068]	.312*** [.062]
<i>R</i> -cuadrado	.404		.845		.909		.649	
<i>F</i> primera etapa		16.18		11.60		16.82		17.31
<i>P</i> value endogeneity test		.27		.75		.04		.63

Notas: errores robustos en corchetes *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Se utiliza población entre 18 y 65 años. Ingreso se refiere al logaritmo del ingreso laboral mensual. P90-P10 es la proporción del percentil 90 respecto al percentil 10 de la distribución del ingreso laboral mensual. Controles adicionales a nivel zona metropolitana en 2010: los años de escolaridad acumulada y edad promedio, la proporción de trabajadores en el sector manufacturero, la proporción de la población masculina, logaritmo del tamaño de la población. Además, se incluyen variables indicadoras de cinco regiones del país: frontera norte, norte, centro, occidente y sur-sureste.

Cuadro 5

Robustez: impacto de la migración rural urbana en los mercados laborales de las zonas metropolitanas

	<i>Informalidad</i>		<i>Desempleo</i>		<i>Participación laboral</i>		<i>Ingreso</i>		<i>P90-P10</i>	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
<i>A. 18-35 años</i>										
Migración rural urbana	.624 [.381]	1.540** [.667]	-.323** [.139]	-.244 [.194]	.611** [.298]	.732** [.321]	-.006 [.006]	-.026* [.014]	.068** [.033]	-.046 [.074]
<i>B. Zonas rurales <10,000 hs</i>										
Migración rural urbana	.435 [.628]	2.354* [1.263]	-.243 [.217]	.319 [.411]	.632 [.511]	.023 [.621]	.007 [.013]	-.042 [.029]	.157 [.119]	.063 [.144]
<i>C. Zonas rurales <20,000 hs</i>										
Migración rural urbana	.497 [.512]	1.914** [.939]	-.189 [.168]	.064 [.284]	.504 [.402]	.290 [.425]	-.001 [.010]	-.033* [.020]	.129* [.074]	.090 [.083]
<i>D. 64 zonas más pequeñas</i>										
Migración rural urbana	.485 [.592]	2.188* [1.139]	-.212 [.188]	.119 [.340]	.785 [.509]	.684 [.565]	.004 [.009]	-.027 [.022]	.167* [.086]	.171 [.110]
<i>E. 64 zonas más grandes</i>										
Migración rural urbana	.369 [.741]	2.444* [1.486]	-.529*** [.193]	-.269 [.336]	.633 [.535]	.370 [.685]	.003 [.012]	-.044 [.031]	.107 [.088]	.030 [.130]

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Informalidad</i>		<i>Desempleo</i>		<i>Participación laboral</i>		<i>Ingreso</i>		<i>P90-P10</i>	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
<i>F. Controles adicionales: PIB agrícola y violencia en zonas rurales</i>										
Migración rural urbana	.737 [.635]	2.700** [1.204]	-.189 [.196]	.126 [.329]	.639 [.507]	.555 [.530]	.008 [.012]	-.033 [.022]	.061 [.085]	.042 [.104]
<i>G. Controles adicionales: días para apertura de negocios y registro de propiedad</i>										
Migración rural urbana	.530 [.603]	2.376** [1.158]	-.172 [.200]	.068 [.302]	.783* [.461]	.629 [.526]	-.000 [.012]	-.034 [.021]	.061 [.085]	.042 [.104]

Notas: errores robustos en corchetes *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. A excepción del panel A, se utiliza población entre 18 y 65 años. La informalidad se mide como aquellos ocupados que no cuentan con seguro médico como prestación laboral. Ingreso se refiere al logaritmo del ingreso laboral mensual. P90-P10 es la proporción del percentil 90 respecto al percentil 10 de la distribución del ingreso laboral mensual.

Cuadro 6
Inserción laboral de los migrantes rurales, 18-65 años, en las zonas metropolitanas, 2015

	<i>Informalidad</i>		<i>Ingreso</i>		<i>Participación</i>		<i>Desempleo</i>	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
Migrante rural	-.0098 [.0081]	1.7942 [1.4314]	.0101 [.0133]	-3.0068 [4.3502]	.0083 [.0135]	.9078* [.5406]	-.0146*** [.0032]	.0793 [.4890]

Cuadro 6
(continuación)

	<i>Informalidad</i>		<i>Ingreso</i>		<i>Participación</i>		<i>Desempleo</i>	
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
Sexo	-.0081 [.0055]	-.0078 [.0056]	.2787*** [.0115]	.2786*** [.0114]	.3731*** [.0049]	.3734*** [.0049]	.0161*** [.0015]	.0161*** [.0015]
Edad	-.0153*** [.0008]	-.0124*** [.0025]	.0464*** [.0015]	.0415*** [.0072]	.0575*** [.0015]	.0587*** [.0015]	-.0072*** [.0005]	-.0071*** [.0009]
Edad×Edad	.0002*** [.0000]	.0002*** [.0000]	-.0005*** [.0000]	-.0004*** [.0001]	-.0007*** [.0000]	-.0007*** [.0000]	.0001*** [.0000]	.0001*** [.0000]
Escolaridad	-.0358*** [.0019]	-.0351*** [.0021]	.0792*** [.0033]	.0781*** [.0037]	.0109*** [.0003]	.0112*** [.0004]	-.0008*** [.0002]	-.0008*** [.0002]
Observaciones	2,576,368	2,576,368	2,409,156	2,409,156	4,375,205	4,375,205	2,786,360	2,786,360
<i>R</i> -cuadrado	.1420		.2800		.2277		.0118	
<i>F</i> primera etapa		11.00		9.84		6.48		10.11

Notas: errores robustos agrupados a nivel de zonametropolitana en corchetes *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Se utiliza la población de 18 a 65 años. La informalidad se mide como aquellos ocupados que no cuentan con seguro médico como prestación laboral. Ingreso se refiere al logaritmo del ingreso laboral mensual. Ingreso se refiere al logaritmo del ingreso laboral mensual. Controles adicionales a nivel zona metropolitana en 2010: los años de escolaridad acumulada y edad promedio, la proporción de trabajadores en el sector manufacturero, la proporción de la población masculina, logaritmo del tamaño de la población, la variable explicativa rezagada. Además, se incluyen variables indicadoras de cinco regiones del país: frontera norte, norte, centro, occidente y sur-sureste.

5. Conclusiones

Al analizar los resultados, se concluye que la hipótesis de que la migración rural-urbana incrementa la informalidad en el corto plazo en las ciudades destino se cumple para el caso de México. Por otro lado, no tiene impactos significativos en el desempleo o en la participación laboral, lo que sugiere que los modelos de migración rural urbana que incorporan al sector informal en la economía de las ciudades describen, de forma más precisa, el funcionamiento de la economía mexicana. Nuestros resultados, también sugieren que, además del incremento de la informalidad, los ingresos laborales podrían estar disminuyendo para los trabajadores, en mayor medida para los trabajadores sustitutos de los migrantes rurales recientes. Es importante profundizar en el análisis de esta relación en trabajos posteriores.

Desde el punto de vista de política pública es necesario notar que el impacto estimado corresponde a la relación exógena y de corto plazo, falta establecer el impacto en la economía de las ciudades en el largo plazo, cuando el capital, particularmente en el sector moderno de la economía, pudiera ajustarse a los movimientos exógenos de la población. Asimismo, es importante notar que la diferencia entre los estimadores de MCO y de variables instrumentales muestran que la migración rural urbana en México es endógena, es decir, que responde a las características favorables de las ciudades; en ese sentido podría estar contribuyendo a una mejor asignación regional del factor trabajo. De cualquier manera, es importante establecer mecanismos de soporte para las ciudades que puedan recibir flujos relativamente altos de migrantes en el corto plazo, considerando que algunas de las ciudades con mayores flujos de migrantes rurales, como Mérida, se localizan en el sur-sureste del país, una región con relativamente poco crecimiento en los últimos años.

Los resultados de la inserción laboral de los migrantes rurales indican que, una vez que se controla por las características sociodemográficas de la población, tienen una inserción relativamente favorable en los mercados de trabajo urbanos, además, no hay evidencia de un incremento en la desigualdad, por lo que las políticas de desarrollo para las ciudades que los reciben deberían ser más bien generales hacia el ajuste del capital público y privado, de manera que se puedan resolver los problemas de informalidad y bajos salarios que un movimiento exógeno de la población puede generar en el corto plazo.

Referencias

- Arends, M., K. Baylis y R. Garduño. 2019. The effect of NAFTA on internal migration in Mexico: A regional economic analysis, *Applied Economics*, 51(10): 1052-1068.
- Banco Mundial y Corporación Financiera Internacional. 2012. *Doing Business en México*, BIRD/Banco Mundial, Washington D.C.
- Breznis, E.S. y P.R. Krugman. 1996. Immigration, investment, and real wages, *Journal of Population Economics*, 9(1): 83-93.
- Calderón-Mejía, V. y A.M. Ibáñez. 2015. Labour market effects of migration-related supply shocks: evidence from internal refugees in Colombia, *Journal of Economic Geography*, 16(3): 695-713.
- Card, D. 2009. Immigration and inequality, *American Economic Review*, 99(2): 1-21.
- Carrington, W.J., E. Detragiache y T. Vishwanath. 1996. Migration with endogenous moving costs, *The American Economic Review*, 86(4): 909-930.
- Cazzuffi, C. 2016. Place of origin and the earnings of internal migrants in Mexico, RIMISP, WP), núm. 221, recuperado 23/II/2019 de: <http://webnueva.rimi.sp.org/documentos/place-of-origin-and-the-earnings-of-internal-migrants-in-mexico/>.
- Chaudhuri, S. y U. Mukhopadhyay. 2010. *Revisiting the Informal Sector. A General Equilibrium Approach*, Springer, NY, pp. 33-53.
- Conapo. 2015. Delimitación de las zonas metropolitanas de México 2015, recuperado 23/II/2019 de: https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/344506/1_Preliminares_hasta_V_correcciones_11_de_julio.pdf.
- Dabla-Norris, E., M. Gradstein y G. Inchauste. 2008. What causes firms to hide output? The determinants of informality, *Journal of Development Economics*, 85(1-2): 1-27.
- Díaz-Bautista, A. 2005. Agglomeration economies, growth and the new economic geography in Mexico, *EconoQuantum*, 1(2): 57-79.
- Faini, R. 1996. Increasing returns, migrations and convergence, *Journal of Development Economics*, 49(1): 121-136.
- Fields, G.S. 1975. Rural-urban migration, urban unemployment and underemployment, and job-search activity in LDCs, *Journal of Development Economics*, 2(2): 165-187.
- Harris, J.R. y M.P. Todaro. 1970. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis, *The American Economic Review*, 60(1): 126-142.
- INEGI. 2019. Censo de población y vivienda 2010, México, recuperado 20 VI 2019 de <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2010/>
- INEGI. 2019. Encuesta intercensal 2015, México, INEGI. Recuperado 20 VI 2019 <https://www.inegi.org.mx/programas/intercensal/2015/>
- Kleemans, M. y J. Magruder. 2018. Labour market responses to immigration: evidence from internal migration driven by weather shocks, *The Economic Journal*, 128(613): 2032-2065.
- Lall, S. V., H. Selod y Z. Shalizi. 2006. Rural-urban migration in developing countries: A survey of theoretical predictions and empirical findings, World Bank Policy Research, Working Paper, núm. 3915.

- La Porta, R. y A. Shleifer. 2014. Informality and development, *Journal of Economic Perspectives*, 28(3): 109-126.
- Loayza, N.V., L. Servén y N. Sugawara. 2009. Informality in Latin America and the Caribbean, World Bank Policy Research Working Paper, núm. 4888.
- Loayza, N.V. 2016. Informality in the process of development and growth, *The World Economy*, 39(12): 1856-1916.
- Martinez, J. N. 2014. Beyond networks: health, crime and migration in Mexico, *International Journal of Population Research*, vol. 2014, article ID 971739.
- Organización Internacional del Trabajo. 2013. En América Latina y el Caribe al menos 127 millones de personas trabajan en la informalidad, recuperado 14 III 2019 de: https://www.ilo.org/americas/sala-de-prensa/WCMS_220324/lang--es/index.htm.
- Ottaviano, G. y G. Peri. 2012. Rethinking the effect of immigration on wages, *Journal of the European Economic Association*, 10(1): 152-197.
- Rodríguez-Oreggia, E. 2007. The informal sector in Mexico: characteristics and dynamics, *Perspectivas Sociales*, 9(1): 89-175.
- Sobrino, J. 2011. La urbanización en el México contemporáneo, “Reunión de expertos sobre población territorio y desarrollo sostenible”; CEPAL, 11-12 agosto, Santiago, Chile, recuperado 18 III 2019 de: https://www.cepal.org/sites/default/files/events/files/jaime_sobrino.pdf.
- Sobrino, J. 2014. Migración interna y tamaño de localidad en México, *Estudios Demográficos y Urbanos*, 29(3): 443-470.
- Strobl, E. y M. Valfort. 2013. The effect of weather-induced internal migration on local labor markets. Evidence from Uganda, *The World Bank Economic Review*, 29(2): 385-412.

Agradecimientos

Los autores agradecen a Gerardo F. Aragón Castaño, Jorge Garza Rodríguez y a dos dictaminadores anónimos por los comentarios que enriquecieron esta investigación. jaime.lara@udem.edu, marla.cruz@udem.edu, diana.moyeda@udem.edu, adriana.prats@udem.edu, jose.tellez@udem.edu, Escuela de Negocios.