

Migración laboral: estrategia de enfrentamiento de los jornaleros agrícolas para mitigar la pobreza en México

Labor migration: a coping strategy used by agricultural farmworkers to mitigate poverty in Mexico

Fecha de recepción:
08 Febrero del 2026

Cecilia Salgado-Viveros¹
y Omar Stabridis²

Fecha de aprobación:
23 Marzo del 2026

- 1 Autora de correspondencia: Cecilia Salgado-Viveros, Doctora en Ciencias Sociales por El Colegio de México. Postdoctorante en el Departamento de Estudios Culturales de El Colegio de la Frontera Norte. Correo electrónico: csalgado.postdoctoral@colef.mx ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-3575-0082>
- 2 Doctor en Economía por El Colegio de México. Profesor Investigador en el Departamento de Estudios de Administración Pública de El Colegio de la Frontera Norte. Correo electrónico: ostabridis@colef.mx ORCID: <http://orcid.org/0000-0001-9070-6311>

Resumen

La ocupación de jornalero agrícola ha sido históricamente precarizada. Muchos de los jornaleros migran desde las regiones más pobres del país, como Chiapas, Oaxaca y Guerrero hacia las grandes regiones agroexportadoras como Jalisco, Michoacán, Baja California y Sonora. Esto ha convertido a la migración laboral jornalera en una estrategia de mitigación de la pobreza. El objetivo del artículo es estimar el efecto de tratamiento de la migración jornalera en la mitigación de la pobreza, mediante el uso de un modelo probit bivariado recursivo, el cual considera la probabilidad de migrar y la probabilidad de ser pobre, utilizando la base de datos de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) 2024. Los resultados muestran un efecto de tratamiento de la migración en la mitigación de la pobreza. Cuando consideramos diferencias de género y etnicidad, el efecto de tratamiento es mucho mayor entre personas jornaleras indígenas (hombres y mujeres) que en los no indígenas. Los resultados confirman el uso de la migración como una estrategia de enfrentamiento de la pobreza. Una limitación es que la auto-adscripción étnica podría ser endógena, y su corrección complejizaría más el modelo, pero no afectaría el sentido de los resultados.

Palabras clave: personas jornaleras agrícolas; migración y pobreza; probit bivariado recursivo.
Códigos JEL: J61; I32; C35

Abstract

The occupation of farmworker has historically been precarious. Many farmworkers migrate from the poorest regions of the country, such as Chiapas, Oaxaca, and Guerrero, to the main agro-exporting regions, including Jalisco, Michoacán, Baja California, and Sonora. This has turned labor migration by farmworkers into a poverty-mitigation strategy. The aim of this article is to estimate the treatment effect of farmworker migration on poverty mitigation using a recursive bivariate probit model, which considers both the probability of migrating and the probability of being poor, based on data from the 2024 National Household Income and Expenditure Survey (ENIGH). The results show a treatment effect of migration on poverty mitigation. When we consider gender and ethnic differences, the treatment effect is much larger among Indigenous farmworkers (both men and women) than among non-Indigenous workers. The findings confirm the use of migration as a coping strategy against poverty. One limitation is that ethnic self-identification may be endogenous, and correcting for this would further complicate the



model, although it would not alter the direction of the results.

Keywords: farmworker; migration and poverty; recursive bivariate probit.

JEL Codes: J61; I32; C35

1. Introducción

La precariedad laboral de las personas jornaleras agrícolas inicia desde que son trasladados desde sus comunidades de origen a las regiones de cultivo donde serán empleados, como occidente (Guanajuato, Jalisco y Michoacán), noroeste (Baja California, Baja California Sur, Sinaloa y Sonora), y en menor medida el estado de Chihuahua. Ahí, dicha precariedad se manifiesta en la ausencia de contrato laboral, bajos salarios y prestaciones que deberían ser insoslayables, como la atención médica (ver Vackere, 1988; Posadas, 2015) entre otros. Si consideramos que -como se ha documentado ampliamente- las personas jornaleras agrícolas provienen de los estados más pobres del país: Chiapas, Oaxaca, Guerrero y Veracruz; a las condiciones de pobreza estructural se suman las condiciones de precariedad laboral. Dada que sostiene al trabajo jornalero como la ocupación más precaria de entre el total de ocupaciones de trabajadores asalariados en México. Si bien hay indicios de que el aumento sostenido del salario mínimo ha mitigado la pobreza multidimensional entre jornaleros agrícolas, ésta sigue siendo alta: pasando de 65.9% en 2018 a 53.7% en 2024, mientras que en los asalariados no agrícolas es menos de 20%.

Las condiciones laborales en sus estados de origen son de tal precariedad, que si decidieran quedarse implicaría no sólo que obtengan salarios mucho más bajos, si no que podrían incluso estar desempleados, lo que agravaría más su ya de por sí rudimentaria condición de bienestar y agudizaría su pobreza. Por ello, la migración laboral jornalera ha sido una estrategia de larga data para enfrentar las condiciones de pobreza que caracterizan a las regiones de expulsión (Lara y de Grammont, 2000; Guzmán y López, 2005; Lara, 2008; Saldaña y Sánchez, 2012; Salgado-Viveros, 2015). Ello nos permite establecer una asociación entre migración y pobreza para indagar si las personas jornaleras

migrantes reducen la posibilidad de encontrarse en situación de pobreza, respecto a las personas que no migran.

De este modo, el objetivo de esta investigación es determinar si la migración laboral reduce la pobreza de las personas jornaleras agrícolas en México. Tomando como base los microdatos de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) 2024, ya que es la primera vez que toma en cuenta la variable de migración a partir de su lugar de nacimiento. Esta información permite establecer y medir por primera vez el efecto de tratamiento de la migración jornalera en la pobreza. El abordaje como efecto de tratamiento (Zhang et al., 2010; Stabridis y van Gameren, 2018) permitirá estimar cual es el efecto de la migración como un mitigador de la pobreza multidimensional entre jornaleros agrícolas.

Basándonos en un modelo de probabilidad bivariada recursivo (Wooldridge, 2010), encontramos que la migración reduce en 8.3 puntos porcentuales la probabilidad de pobreza, respecto a las personas que no migran. Cuando separamos este efecto por género y etnicidad (hombre/mujer y no indígena/indígena), encontramos que la reducción es superior a 18 puntos porcentuales entre las y los jornaleros que son indígenas, pero la reducción no es significativa en los no indígenas. Ello proporciona indicios acerca de que la migración es una estrategia para enfrentar la pobreza que resulta efectiva para las personas jornaleras indígenas. Esto podría justificar que se implementen políticas públicas integrales que regulen y mejoren las condiciones laborales de las personas jornaleras, garantizando su acceso a capacitación en derechos laborales y estableciendo mecanismos de coordinación efectiva con empleadores para asegurar condiciones dignas de trabajo.

Este trabajo se compone de cinco secciones. En la primera se expone el marco teórico sobre pobreza y migración jornalera; en la segunda y tercera se describen la metodología y la fuente de datos respectivamente; en la cuarta se exponen los resultados y la quinta cierra con las conclusiones.

2. Revisión de la Literatura

El tema de pobreza ha sido ampliamente estudiado tanto en México como en otros países: en cuanto a

¹ Estas cifras son cálculos propios con los microdatos de las ENIGH y la medición oficial de pobreza.



los jornaleros agrícolas, se ha abordado a través del estudio de sus condiciones laborales y de vida. En el caso de la migración de personas jornaleras, los temas han abordado principalmente los traslados y rutas desde sus lugares de origen hasta las zonas agrícolas más importantes del país. En general, el abordaje ha sido mediante investigaciones con un enfoque cualitativo (Salgado-Viveros, 2015; Velasco, Zolniski y Coubès, 2014; Lara, Sánchez y Saldaña, 2014; Trujillo, 2020).

A partir de la promulgación de la Ley General de Desarrollo Social (LGDS), promulgada en 2004, se creó el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL). Uno de sus principales objetivos fue establecer los lineamientos y criterios para la definición, identificación y medición de la pobreza. Con base en ello, el CONEVAL publicó en 2010 los Lineamientos y criterios generales para la definición, identificación y medición de la pobreza², que derivó en la Metodología para la medición multidimensional de la pobreza en México, porque antes del 2008 la pobreza se medía a través de los ingresos de los hogares, teniendo en cuenta tres líneas: la de patrimonio, capacidades y alimentaria o pobreza extrema (Boltvinik, 2012).

La Metodología oficial para la medición multidimensional de la pobreza en México publicada por CONEVAL fue actualizada en 2018³. De acuerdo con CONEVAL, la pobreza se mide en el espacio del bienestar económico y también en el espacio de los derechos sociales, con la consideración de mediciones en varios niveles: nacional, estatal, municipal; urbano y rural. Desde 2018, la medición del espacio de bienestar económica se mide a través del indicador denominado ingreso corriente per cápita y el espacio de derechos sociales se mide a través de los indicadores dicotómicos de rezago educativo promedio del hogar, acceso a servicios de salud, acceso a seguridad social, calidad y espacios de la vivienda, acceso a servicios básicos de la vivienda y alimentación nutritiva y de calidad. A partir de 2025, ante la desaparición del CONEVAL, la medición de pobreza está a cargo de INEGI.

Para identificar a las personas como pobres multidimensionales, éstas deben tener al menos

una carencia de alguno de los derechos sociales y además tener un ingreso inferior al de la línea de bienestar económico. Si la persona tiene una o más carencias en derechos sociales pero su ingreso es igual o mayor al de la línea de bienestar económico, se dice que es vulnerable por carencias. Por el contrario, si la persona no presenta carencias, pero su ingreso es menor al de la línea de bienestar económico, se le denomina vulnerable por ingresos. Las personas que no presentan carencias y su ingreso es igual o mayor al de la línea de bienestar económico, se denominan no pobres y no vulnerables. Para identificar a las personas que se consideran pobres extremos multidimensionales, se considera que deben contar con al menos tres carencias y su ingreso corriente per cápita es menor a una línea de bienestar económico mínimo o línea de pobreza extrema por ingresos. A pesar de ser una metodología aceptada por haber sido constituida por un comité de académicos de México y varios países, no ha estado exento de críticas, siendo una de las más elaboradas la Boltvinik (2024): el autor hace mención que, aunque la metodología es sólida, no toma en cuenta un componente importante como la disponibilidad de tiempo de las personas y propone su propio enfoque de medición de pobreza, el cual incluye la pobreza de tiempo y su umbral para determinar pobreza no requiere que el hogar tenga al menos una carencia para ser pobre y además tenga un ingreso menor a una canasta, con que se cumpla uno de estos, entonces la persona se considera pobre. Para efectos de nuestro trabajo, utilizamos la metodología oficial de medición de la pobreza por ser una medida aceptada y comparable.

Los trabajos previos al que proponemos aquí han abordado de manera indirecta la medición de pobreza entre jornaleros agrícolas; debido en gran medida a la ausencia de información. El trabajo de Hernández (2019), basado en la Encuesta de Jornaleros Agrícolas (2009), aborda el perfil de las personas jornaleras y sus condiciones laborales precarias. En Posadas (2015 y 2018) Morales y Natera (2020) y Flores-Mariscal (2021), hacen importantes aportes respecto a la pobreza como parte inherente de sus condiciones de vida y como uno de los principales motivos por los que despliegan la estrategia de la migración laboral jornalera para enfrentar la pobreza y la pobreza extrema. Trujillo (2020), mediante un estudio etnográfico con jornaleros del Valle del Mezquital, confirma que la pobreza, la tradición migratoria y la violencia son los

2 DOF. (16 de junio de 2010). Lineamientos y criterios generales para la definición, identificación y medición de la pobreza 2010. Disponible en: https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5146940&fecha=16/06/2010#gsc.tab=0

3 DOF. (30 de octubre de 2018). Acuerdo por el cual se actualizan los Lineamientos y criterios generales para la definición, identificación y medición de la pobreza (Lineamientos 2018). Disponible en: https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5542421&fecha=30/10/2018



tres motivos principales de la migración jornalera, y que para muchas familias rurales e indígenas la migración interna representa la única estrategia de supervivencia disponible.

La situación de las personas jornaleras agrícolas se agravó en los últimos cuarenta años, con el deterioro del campo mexicano, que mermó las de por sí escasas ganancias de los campesinos, obligándolos a completar sus ingresos contratándose como peones o jornaleros de productores agrícolas más grandes o, en el caso de los que no tenían tierra, a migrar a regiones agroindustriales donde podían conseguir empleo y salarios no tan bajos como en sus lugares de origen (Vanackere, 1988).

Dentro de los factores que generaron el empobrecimiento de las pequeñas unidades productivas en el campo mexicano están: la ausencia de una política pública que atendiera sus necesidades tecnológicas, la falta de acceso al crédito agrícola y a los subsidios como los que sí reciben los agricultores europeos o estadounidenses; y la ausencia de protección por parte del Estado mexicano cuando el país se abrió al comercio internacional. En esta literatura, la migración jornalera se conceptualiza como una estrategia familiar de reproducción económica frente a la pobreza rural y la falta de alternativas locales (Velasco, Zolniski, & Coubès, 2014; Lara Flores, 2016)

Boltvinik (2019) señala que la pobreza campesina se debe a que, al ser una producción agrícola de temporal, existen periodos donde la fuerza de trabajo se queda sin emplearse, afectando los costos de su reproducción, los cuales son asumidos por los campesinos. Por esta razón, los precios agrícolas de lo que venden en la temporada no cubre los costos de la mano de obra, lo que afecta sus niveles de bienestar. En esta lógica de la economía campesina, la migración se convierte en una estrategia primordial para escapar de la pobreza.

A nivel internacional, la evidencia cuantitativa sobre el vínculo entre migración y pobreza es consistente. Adams y Page (2005) analizan datos de 71 países en desarrollo y encuentran que un incremento de 10% en la proporción de migrantes internacionales reduce en promedio 2.1% la incidencia de pobreza extrema, resultado que se mantiene incluso al instrumentar la posible endogeneidad de la migración. En el contexto mexicano, Núñez (2024) estima, mediante modelos espaciales bayesianos a nivel municipal, que un aumento de un punto porcentual en el índice

de pobreza municipal incrementa en 1.3 puntos porcentuales la tasa de migración neta, lo que evidencia un efecto expulsión: los municipios más pobres expulsan más población, confirmando que la migración es una respuesta a las condiciones de pobreza en los lugares de origen. Desde el enfoque de vulnerabilidad, De la Fuente (2010) muestra que, en hogares rurales de México, la migración y las transferencias asociadas forman parte de las estrategias con las que los hogares reducen su exposición a la pobreza futura, aunque advierte que sus beneficios no llegan de manera uniforme a los hogares más vulnerables, lo que subraya la importancia de analizar el efecto de la migración de manera diferenciada entre grupos con distintos niveles de desventaja.

En muchos casos la migración laboral jornalera comenzó siendo temporal, ya fuese pendular o golondrina por distintas regiones agrícolas. Con el crecimiento de la agricultura de exportación, los periodos de emigración se fueron alargando, llegando incluso a formar grandes asentamientos de personas jornaleras migrantes, como es el caso del municipio de San Quintín en Baja California (Velasco, Zolniski, & Coubès, 2014). Damián y Pacheco (2019) muestran las condiciones de pobreza extrema que presenta el campo mexicano en las zonas expulsoras de mano de obra, lo que explica por qué la migración es, a veces, la única salida para paliar la situación de pobreza. Lara, Sánchez y Saldaña (2014) muestran las rutas de migración de jornaleros agrícolas pobres que parten del estado de Guerrero y migran temporalmente primero a Morelos y posteriormente a Sinaloa, siguiendo la ruta de la agroexportación. Velasco, Zolniski y Coubès (2014) muestran el patrón de migración jornalera desde las zonas más pobres del país hacia San Quintín, Baja California, y Velasco y Campos (2018) muestran el asentamiento de jornaleros indígenas en Baja California Sur, en ambos casos alrededor de las actividades agroexportadoras, lo mismo que Sariago (2007) para el caso de Sonora. En todos estos casos se observa que los jornaleros agrícolas emigran hacia las grandes regiones exportadoras a conseguir empleos que tienen como característica común la precariedad laboral, pero que, a pesar de ello, son una mejor opción que permanecer en sus estados de origen a sufrir condiciones de pobreza extrema. A pesar de lo valioso de estos trabajos, su enfoque cualitativo no permite obtener estimaciones generalizables del efecto de la migración sobre la



pobreza entre jornaleros agrícolas a nivel nacional. En el ámbito cuantitativo, Stabridis (2022) estima la vulnerabilidad laboral de jornaleros en cultivos de exportación y encuentra que la acumulación de desventajas —ser mujer, ser indígena o tener baja escolaridad— aumenta significativamente el riesgo de percibir salarios bajos y de sufrir violaciones a las condiciones laborales, evidencia que sugiere que el efecto de la migración sobre el bienestar puede ser heterogéneo entre distintos grupos de jornaleros. La presente investigación contribuye a esta literatura al estimar, con datos representativos a nivel nacional de la ENIGH 2024 y un modelo probit bivariado recursivo que considera la endogeneidad de la migración, el efecto de tratamiento de la condición de migrante sobre la probabilidad de pobreza multidimensional entre personas jornaleras agrícolas, diferenciando por género y condición étnica.

3. Metodología

A partir de los trabajos previos, así como el de Stark y Taylor (1991), la migración puede considerarse una estrategia para enfrentar la pobreza, de manera que puede entenderse que la migración es uno de los determinantes de la situación de pobreza en las personas jornaleras, tal como se muestra en la ecuación (1):

$$P_i^* = X'_{ip}\beta_p + \theta_m M_i + \varepsilon_p \quad (1)$$

P^* es el nivel de pobreza multidimensional, pero no es observado y en su lugar se tiene que $P^* > 0$, entonces $P = 1$; y si $P^* \leq 0$, entonces $P = 0$. La ecuación (1) relaciona la pobreza en función de si la persona es migrante o no y en función de variables de control como edad, escolaridad, si la persona es indígena, entre otras. Sin embargo, la migración no es un evento exógeno, dado que las personas pueden decidir si migrar o no hacerlo, es por ello por lo que proponemos la ecuación (2) de los determinantes de la migración.

$$M_i^* = X'_{im}\beta_m + \varepsilon_m \quad (2)$$

M^* es la variable de migración, pero no es observada y en su lugar se tiene que $M^* > 0$, entonces $M = 1$; y si $M^* \leq 0$, entonces $M = 0$. La ecuación (2) relaciona la migración en función de variables de control como edad, escolaridad, si la persona es indígena, entre otras. Con la ecuación (2) se determina cuál es la probabilidad de migrar en función de las

características sociodemográficas y laborales de las personas, y para incluir una fuente de exogeneidad a las determinantes de la migración, incluimos variables completamente exógenas como son datos a nivel municipal de pobreza que provienen de la medición de pobreza municipal 2020, así como datos del censo de población 2020. De este modo, las ecuaciones (1) y (2) se relacionan a través de la correlación entre sus términos de error (Greene, 2008), y dado que ambas variables son dicotómicas, se utiliza un probit bivariado recursivo (Wooldridge, 2010). Las probabilidades de interés están dadas por:

$$P(P = p, M = m) = \theta_2(q_p(X'_{ip}\beta_p + \theta_m M_i), q_m(X'_{im}\beta_m), \Sigma) \quad (3)$$

Donde se determina que las probabilidades conjuntas de estatus de migración y pobreza se determinan con una normal bivariada, y donde Σ es la matriz de correlaciones. La ecuación donde $q_m = 2m-1$, donde m se refiere a p o m , de modo que cuando toman valores cero o uno, surgen las cuatro probabilidades conjuntas: p_{11} , p_{01} , p_{10} y p_{00} . Al tomar logaritmos a la función en la ecuación (3), se modela el probit bivariado y se obtienen las probabilidades predichas ya descritas. Σ es la matriz de correlaciones, donde esta ecuación se define así $\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{pm} \\ \rho_{pm} & 1 \end{pmatrix}$. La correlación donde ρ_{PM} es la correlación entre la ecuación de migración y la de pobreza.

Siguiendo a Zhang et al. (2009) y a Stabridis y van Gameren (2018), a partir de las probabilidades predichas obtenidas con el probit bivariado se puede estimar el efecto de tratamiento de la migración en la pobreza, de esta manera:

$$\text{Efecto de } M \text{ en } P = \hat{P}(P = 1 | M = 1; X) - \hat{P}(P = 1 | M = 0; X) \quad (4)$$

De (4) se observa que el efecto de la migración en la pobreza es la diferencia entre dos probabilidades condicionales: la probabilidad de ser pobre, dado que se es migrante, a la cual se le resta la probabilidad de ser pobre, condicional a que la persona jornalera no es migrante, lo cual funciona como el contrafactual, y así la diferencia es el efecto de ser migrante en la pobreza. Como se observa en las ecuaciones (5) y (6), ambas probabilidades condicionales se obtienen como cocientes entre las cuatro probabilidades conjuntas antes obtenidas (p_{11} , p_{01} , p_{10} y p_{00}).

$$\hat{P}(P = 1 | M = 1; X) = \frac{\hat{P}(P = 1, M = 1; X)}{\hat{P}(P = 1, M = 1; X) + \hat{P}(P = 0, M = 1; X)} \quad (5)$$

$$\hat{P}(P = 1 | M = 0; X) = \frac{\hat{P}(P = 1, M = 0; X)}{\hat{P}(P = 1, M = 0; X) + \hat{P}(P = 0, M = 0; X)} \quad (6)$$



De este modo, al controlar por la posible endogeneidad en la ecuación de migración, así como la determinación de la pobreza en función de la migración, es posible aseverar que tenemos un enfoque de efecto de tratamiento de la migración en la pobreza, tal como lo sugiere Wooldridge (2010: pp. 594-599). La muestra constará de personas jornaleras agrícolas, las cuales son las personas asalariadas que se dedican a trabajar en la agricultura. El efecto de la migración en la pobreza se obtiene para cualquier persona jornalera en la muestra, pero también puede obtenerse para mujeres (hombres) indígenas (no indígenas). La idea es obtener dichas probabilidades específicas para determinar si el efecto de migración en pobreza es diferente cuando consideramos el género y la etnicidad. La ventaja de este enfoque es que se puede obtener el efecto de tratamiento de la migración en la pobreza, siempre y cuando el efecto no observado de la pobreza en la migración sea invariante en el tiempo, supuesto fundamental en un enfoque de control de endogeneidad en los modelos en dos etapas, tal como lo señala Maddala (1983) y Davidson y MacKinnon (1993).

4. Datos

Para investigar el efecto de la migración en la pobreza multidimensional, utilizamos los microdatos de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH), la ronda levantada en 2024. La ENIGH es una encuesta con un diseño muestral complejo que tiene por objetivo proporcionar un panorama de los ingresos y gastos de los hogares de México, considerando frecuencia, tipos, monto y además levanta información de las características de los hogares (y las viviendas donde habitan) e información sociodemográfica y laboral de los miembros de hogar. Su diseño muestral complejo le permite contar con representatividad nacional, urbana-rural y estatal. Se levanta los años pares; además de la importancia que tiene en la medición de patrones de ingreso y gasto en los hogares de México, es la fuente de información utilizada para realizar la medición multidimensional de la pobreza. A pesar de la valiosa información que la ENIGH recoge, antes de 2024 no era posible saber el lugar de nacimiento de una persona y por tanto no se podía determinar si era migrante o local, pero en 2024 ya se incluyó la variable; la ventaja es que ahora podemos estimar la pobreza y además diferenciar por estatus de migración, que es un aporte importante de nuestro artículo.

A partir de la ENIGH 2024 seleccionamos la muestra considerando los siguientes criterios:

- Sólo personas que trabajan y que tienen entre 18 y 64, persona que son parte de la Población Económicamente Activa (PEA) y son mayores de edad y que son asalariadas.
- De ese grupo, sólo consideramos a aquellas personas que reportan como ocupación ser jornalero agrícola y trabajar en el sector agrícola, tal como se define en Salgado-Viveros y Stabridis (2024). Finalmente, definimos como migrante a aquella persona jornalera que no nació en la entidad donde vive. De un total de 97,682 personas asalariadas en la muestra, se obtiene la muestra final de 7,559 personas jornaleras, que representan el 4.8% de las personas asalariadas. Esta muestra de personas jornaleras representa al 1.98 millones de personas jornaleras en México.

Con el fin de observar diferencias entre regiones agrícolas, consideramos la construcción de cinco regiones: Sur-sureste, Centro, Centro-occidente, Noreste y Noroeste, siguiendo a Stabridis y Salgado-Viveros (2023) y lo detallamos en la tabla 1 de esta investigación. La región Sur-sureste es expulsora de mano de obra jornalera, en ella se encuentran los estados de Chiapas, Guerrero y Oaxaca; en la Centro-occidente destacan como receptores de mano de obra los estados de Michoacán, Jalisco y Guanajuato y en el Noroeste los estados de Baja California, Baja California Sur, Sinaloa y Sonora. En la tabla 1 se describen la composición de la muestra por región y a cuántos jornaleros se expande al usar los factores de ponderación de la ENIGH. Se puede observar que la región Sur-sureste es la región con el mayor porcentaje de personas jornaleras (34.3%) y aunque en la región Noroeste sólo se tiene al 9% del total de personas jornaleras, es la región donde se pagan los mejores salarios y las condiciones laborales son menos precarias que en el resto de las regiones, pero aun así muy lejos de las condiciones laborales del resto de personas asalariadas.

Del total de personas jornaleras en la muestra el 9.0% es migrante. Cuando consideramos el porcentaje de migrantes por región, se observa que en la Sur-sureste es 4.0% mientras que en el Noroeste es 33.9%, el más alto de las regiones. Las variables sociodemográficas que se utilizan son la edad de la persona, variable dicotómica si la persona es mujer, años de escolaridad, si la persona se



Tabla 1. Personas jornaleras agrícolas por región, 2024

Región ^a	Muestra	Muestra expandida	Porc. Muestra expandida
Sur-sureste	1,536	677,673	34.3%
Centro	1,077	406,238	20.5%
Centro-occidente	2,544	615,097	31.1%
Noreste	869	102,385	5.2%
Noroeste	1,533	177,340	9.0%
Total	7,559	1,978,733	

Fuente: Elaboración propia con los microdatos de la ENIGH 2024, publicada por INEGI

Notas: La región sur-sureste incluye a: Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán

La región centro incluye a: Ciudad de México, Hidalgo, Estado de México, Morelos, Puebla y Tlaxcala

La región centro-occidente incluye a: Aguascalientes, Colima, Guanajuato, Jalisco, Michoacán, Nayarit, Querétaro, San Luis Potosí y Zacatecas

La región noreste incluye a: Coahuila, Chihuahua, Durango, , Nuevo León y Tamaulipas

La región noroeste incluye a: Baja California, Baja California Sur, Sinaloa y Sonora

autoadscribe indígena; además se incluyen variables del censo 2020 (la proporción de migrantes a nivel municipal), así como las variables de porcentaje de pobreza y pobreza extrema a nivel municipal en 2020, los cuales funcionan como fuente exógena de variación en la ecuación de migración. Se observa que los trabajadores locales y migrantes son similares en edad, pero se observan que en los migrantes existe una mayor proporción de mujeres que en los trabajadores locales pero estos últimos tienen más años de escolaridad ligeramente más alta (7.2 años) que los migrantes (6.8 años); la auto-adscripción indígena es muy parecida en ambos grupos, los cuales viven principalmente en áreas rurales. Respecto a la información municipal de 2020 (proveniente del censo de población y la medición multidimensional de pobreza), de la cual se observa que para migrantes la proporción de migrantes en 2020 era más alta que para los locales, presentando estos últimos mayores porcentajes de pobreza y pobreza extrema que los migrantes.

Respecto a las condiciones laborales y la pobreza entre personas jornaleras, la tabla 3 brinda información para trabajadores locales y migrantes. Se observa que el salario promedio mensual es de casi 5,800 pesos, pero los jornaleros migrantes ganan casi 24% más que los trabajadores locales, pero también reportan 1.5 más horas trabajadas por semana y 17% más de salario por hora. Una de las

Tabla 2. Descriptivos Sociodemográficos por condición de migración, 2024

Variables	Local	Migrante	Total
Edad de la persona	38.265	38.065	38.247
Mujer=1	0.134	0.250	0.145
Años de escolaridad	7.231	6.817	7.194
Auto adscripción indígena=1	0.400	0.378	0.398
Vive en área rural=1	0.716	0.575	0.703
Prop. Migrantes munic. (censo 2020)	0.068	0.286	0.088
Porcentaje de personas en pobreza munic. 2020	61.254	45.168	59.811
Porcentaje de personas en pobreza extrema munic. 2020	16.745	8.452	16.001

Fuente: Elaboración propia con los microdatos de la ENIGH 2024, publicada por INEGI

Medición multidimensional de la pobreza municipal 2020

Nota: Se reportan sólo los promedio

características de las personas jornaleras agrícolas es su acceso muy limitado a prestaciones laborales como el derecho de atención médica; se observa que sólo el 8.6% de las y los jornaleros tiene acceso a prestación de salud, pero este acceso es más bajo entre jornaleros locales (7.5%) que en los migrantes (19.1%); los hogares de ambos grupos de jornaleros son similares en tamaño. En materia de pobreza y pobreza extrema, los jornaleros locales son más pobres que los migrantes. De este modo, se observa que los jornaleros migrantes tienden a tener mejores salarios, trabajan más horas y son menos pobres que sus pares locales, lo que da indicios de que la migración puede ser una estrategia de enfrentamiento de la pobreza.

5. Resultados

A partir de la muestra obtenida, se estimó un modelo probit bivariado recursivo, con dos ecuaciones, una primera ecuación donde se estiman los determinantes de la probabilidad de migrar, en función de las variables a nivel persona y a nivel municipal en 2020. En la segunda ecuación se explican los determinantes de la probabilidad de ser pobre multidimensional en función de las variables a nivel persona y de la probabilidad de migración estimada en la primera ecuación; los resultados se muestran en la tabla 4. Al ser un modelo estimado



Tabla 3. Descriptivos Laborales por condición de migración, 2024

Variables	Local	Migrante	Total
Ingreso laboral mensual (pesos)	5,656.31	7,044.49	5,780.83
Horas trabajadas por semana	42.732	44.198	42.864
Salario por hora (pesos)	32.139	37.588	32.627
Prestación laboral de salud=1	0.075	0.191	0.086
Total de miembros del hogar	4.628	4.531	4.619
Prop. pobreza 2024	0.551	0.392	0.537
Prop. pobreza extrema 2024	0.149	0.069	0.142

Fuente: Elaboración propia con los microdatos de la ENIGH 2024 y metodología de pobreza multidimensional

Nota: Se reportan sólo los promedios

por la técnica de máxima verosimilitud (Wooldridge, 2010), es decir, un modelo no lineal, los coeficientes estimados no son los efectos marginales como si ocurre con un modelo de regresión lineal, por lo que la interpretación de los coeficientes es por el signo; más adelante se estimarán las probabilidades conjuntas, las probabilidades condicionales y los efectos de tratamiento. En la segunda columna podemos observar los resultados de la ecuación de migración. La tercera columna muestra los efectos marginales de la ecuación de pobreza.

Los resultados de la ecuación de migración muestran que las mujeres tienen mayor probabilidad de migrar que los hombres, que las personas con mayor escolaridad tienden a migrar menos; en hogares con más miembros se tiende a migrar más; la migración no se diferencia por la jefatura de hogar ni si la persona vive en área rural. En relación con el grado de marginación municipal, se observa que la probabilidad de migrar cuando la persona jornalera no se diferencia si vive en un municipio con un índice de marginación determinado. No existen diferencias en la probabilidad de migración entre las regiones que hemos definido. Las personas que viven en la Zona Libre de la Frontera Norte (donde los salarios se duplicaron en 2019) tienen una menor probabilidad de migrar. Existe una relación positiva entre migrar y el acceso a prestación de salud. Respecto a 2020, se observa que donde la migración municipal es más alta se observará una más alta proporción de migrantes.

Respecto a la ecuación de pobreza, las mujeres tienen una menor probabilidad de ser pobre, lo mismo que las personas con mayor escolaridad; se observa que personas jornaleras que son jefes de hogar y con mayor número de miembros tienden a

ser más pobres; las personas que viven en municipios con niveles de marginación medio, bajo o muy bajo tienen menor probabilidad de ser pobres. Las personas que se adscriben indígenas tienden a ser más pobres. Finalmente, las personas migrantes tienen una menor probabilidad de ser pobres, siendo este un efecto exógeno, ya que la migración fue estimada en la primera ecuación, por lo que se puede considerar un efecto de tratamiento de la migración en la pobreza. En cuanto a los efectos marginales, se observa que las mujeres tienden a ser 6.9 puntos porcentuales menos pobres que los hombres; el efecto de la escolaridad es de 0.4 puntos porcentuales de menor probabilidad de pobreza por cada año adicional; se observa que las personas migrantes tienen 20 puntos porcentuales de menor probabilidad de ser pobres que los no migrantes.

En cuanto al coeficiente de correlación (aproximado con la función arco tangente de rho) es de 0.451 y con altamente significativo en términos estadísticos. Su significancia estadística implica que es adecuado estimar un probit bivariado ya que las ecuaciones de migración y pobreza se modelan conjuntamente para mitigar la endogeneidad. Esta correlación positiva y significativa entre los factores no observados aumentan la probabilidad de ser migrante y los factores no observados que aumentan la probabilidad de ser pobre; de este modo, las variables no observadas en el modelo (como las redes de migración, los choques familiares, o los incentivos personales, entre otros) tienen una propensión más alta a migrar, también tienden a tener una propensión más alta a ser pobres. De este modo, si no se controla por la endogeneidad a través de la modelación de un probit bivariado, se subestimaría el efecto de reducción en la pobreza que tiene la migración.

La Figura 1 muestra la probabilidad predicha de ser pobre en función de la edad, diferenciando entre jornaleros locales y migrantes. Se observa que, para cualquier edad dentro del rango laboral considerado (18 a 65 años), los jornaleros locales presentan una mayor probabilidad de pobreza que sus pares migrantes, y esta brecha es estadísticamente significativa en todo el rango etario, dado que los intervalos de confianza al 95% no se traslapan en ningún punto. Asimismo, la probabilidad de pobreza aumenta con la edad en ambos grupos, lo que es consistente con el deterioro progresivo de la capacidad de trabajo físico que caracteriza a la ocupación jornalera. Este resultado refuerza



Tabla 4. Probit Bivariado de Migración y Pobreza 2024

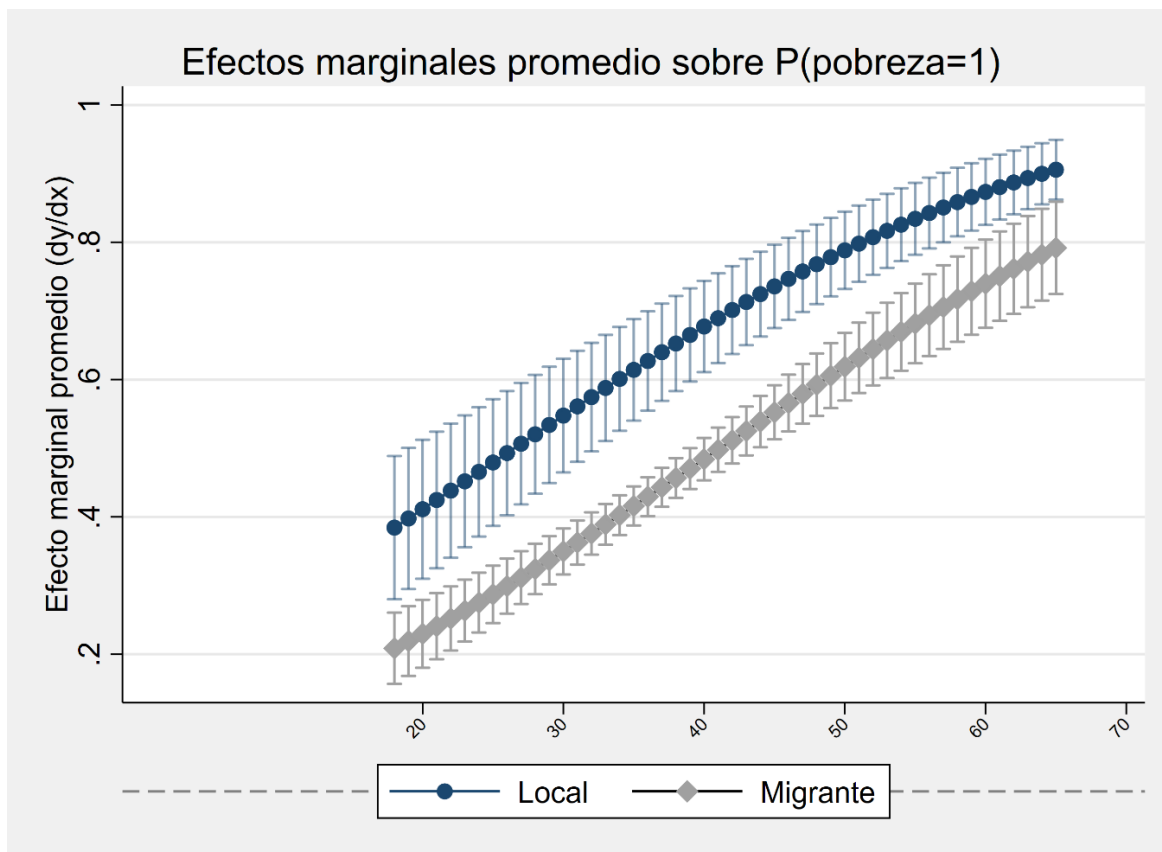
VARIABLES	Probabilidad de migración	Probabilidad de pobreza	Efectos marginales promedio sobre P(pobreza=1 migrante=1)
Edad de la persona	0.002 (0.011)	0.055*** (0.009)	0.014*** (0.002)
Edad al cuadrado	-0.000 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Persona es mujer=1	0.209*** (0.053)	-0.205*** (0.047)	-0.069*** (0.012)
Años de escolaridad aprobados	-0.046*** (0.006)	-0.033*** (0.005)	-0.004*** (0.001)
Total de residentes de la vivienda	0.024** (0.010)	0.151*** (0.008)	0.036*** (0.003)
Persona es jefe de hogar=1	0.074 (0.048)	0.357*** (0.039)	0.084*** (0.011)
Vive en área rural=1	0.045 (0.055)	-0.531*** (0.043)	-0.138*** (0.013)
Índice de marginación muy bajo=1	0.346* (0.205)	-0.743*** (0.087)	-0.217*** (0.030)
Índice de marginación bajo=1	0.158 (0.203)	-0.528*** (0.085)	-0.146*** (0.028)
Índice de marginación medio=1	0.085 (0.193)	-0.272*** (0.084)	-0.076*** (0.026)
Índice de marginación alto=1	0.097 (0.180)	-0.105 (0.087)	-0.035 (0.026)
R. Centro=1	0.048 (0.091)	-0.102* (0.056)	-0.030** (0.015)
R. Centro-occidente=1	-0.066 (0.087)	-0.492*** (0.051)	-0.118*** (0.016)
R. Noreste=1	0.053 (0.105)	-0.298*** (0.063)	-0.079*** (0.018)
R. Noroeste=1	0.094 (0.107)	-0.448*** (0.079)	-0.121*** (0.023)
Municipio de frontera norte=1	-0.547*** (0.081)	-0.307*** (0.088)	-0.031 (0.026)
Préstación de salud=1	0.170*** (0.056)	-0.730*** (0.063)	-0.198*** (0.019)
Salario por hora (pesos)	0.003*** (0.001)		
Vivienda propia=1	-0.378*** (0.046)		
Prop. Migrante munic. (censo 2020)	3.273*** (0.143)		
Pobreza municipal 2020	0.002 (0.003)		
Pobreza extrema municipal 2020	-0.016** (0.006)		
Se considera indígena=1	0.337*** (0.048)	0.216*** (0.038)	0.026** (0.011)
Persona es migrante=1		-0.795*** (0.118)	-0.200*** (0.021)
Constante	-1.746*** (0.352)	-0.209 (0.187)	
Observaciones	7,517	7,517	7,517
Correlación tetracórica (athrho)	0.451*** -0.087		

Fuente: elaboración propia

Nota: Errores estándar entre paréntesis

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

Figura 1. Probabilidad predicha de pobreza en función de la edad por condición de migración.



Fuente: elaboración propia a partir del probit bivariado de migración y pobreza

visualmente el efecto de tratamiento de la migración estimado en la Tabla 5: independientemente de la edad del jornalero, migrar está asociado con una menor probabilidad de pobreza.

La Figura 2 presenta los efectos marginales promedio de todas las covariables incluidas en la ecuación de pobreza sobre $P(\text{pobreza}=1)$, estimados a partir del probit bivariado recursivo. Cada punto representa el efecto marginal promedio de la variable correspondiente y las barras indican el intervalo de confianza al 95%. Las variables cuyas barras no cruzan la línea punteada en cero son estadísticamente significativas. Se observa que las variables con mayor efecto reductor sobre la probabilidad de pobreza son la proporción de migrantes municipal en 2020, la prestación de salud y la condición de migrante, con efectos marginales de aproximadamente -0.29 , -0.20 y -0.20 puntos porcentuales, respectivamente. Por el contrario, ser jefe de hogar es la variable con el efecto positivo más grande sobre la probabilidad de pobreza ($\sim +0.09$), lo que sugiere que en los hogares jornaleros la jefatura implica una mayor carga de dependientes.

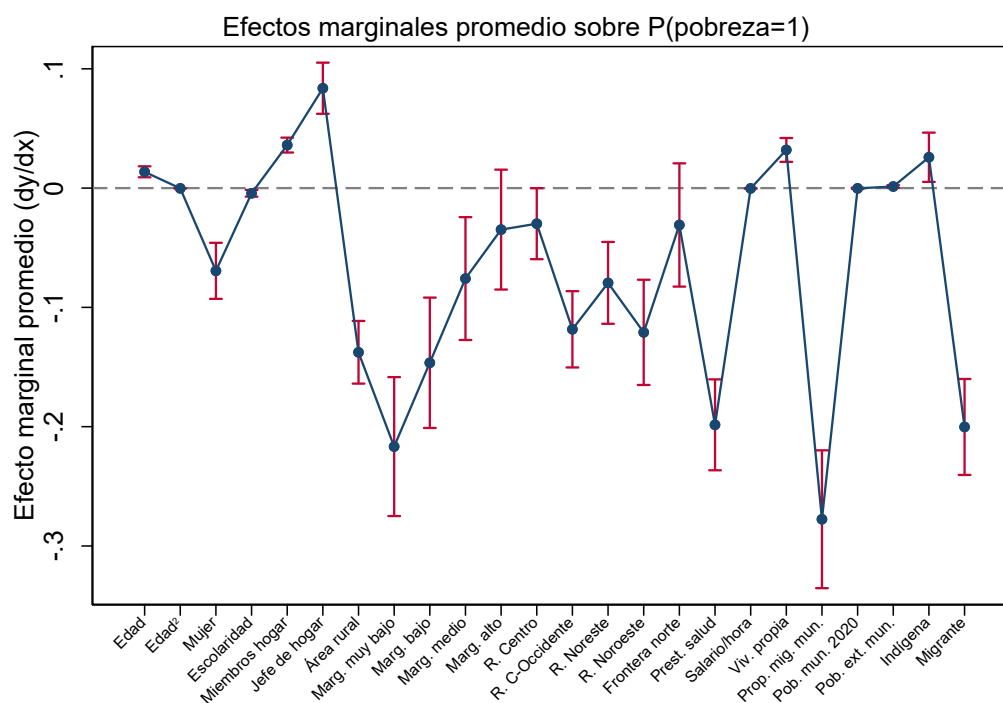
Variables como vivienda propia, indigenidad e índice de marginación alto no son estadísticamente significativas al 95%.

Para cuantificar el efecto de tratamiento de la migración en la pobreza, tanto para cualquier persona jornalera y para un tipo de persona específica se puede observar la tabla 5, donde se muestran los coeficientes, errores estándar e intervalos de confianza al 95%. En el panel A se estiman las probabilidades conjuntas de la condición de migración y la pobreza. Las personas que son migrantes y pobres son apenas el 6.4% de la muestra, las personas no migrantes y pobres son el 36.2% de la muestra; el 57.7% de la muestra es no pobre (migrante y no migrante). El panel B muestra las probabilidades condicionales de ser migrantes y pobres y de ser no migrantes y pobres⁴. La diferencia entre la probabilidad de ser no migrante y pobre, la cual se le resta a la probabilidad de ser migrante y pobre es el efecto de tratamiento de la migración y la

⁴ Estas probabilidades se obtienen como probabilidades conjuntas a partir de los resultados del modelo, tal como lo hacen Zhang et al. (2009) y Stabridis y van Gameren (2018).



Figura 2. Efectos marginales promedio de todas las covariables incluidas en la ecuación de pobreza sobre P(pobreza=1)



Fuente: elaboración propia a partir del probit bivariado de migración y pobreza

pobreza; se observa que la migración reduce en 8.3 puntos porcentuales la probabilidad de ser pobre, lo que confirma que la migración se puede considerar una estrategia de enfrentamiento a la condición de pobreza. Con el fin de evaluar si existe un efecto de tratamiento de la migración en la pobreza cuando consideramos diferencias por género y etnicidad, tenemos los paneles C a F.

En el panel C se observa el efecto de tratamiento de la migración en la pobreza para mujeres jornaleras indígenas. Se observa un efecto de 18.9 puntos porcentuales menos en la probabilidad de ser pobre para mujeres jornaleras indígenas y migrantes, respecto a mujeres indígenas no migrantes; el efecto es más grande que para un trabajador promedio de la muestra. En el panel D se observa el efecto para mujeres no indígenas; como se observa, el efecto de tratamiento no es significativos. Para el efecto de la migración en la pobreza para jornaleros indígenas migrantes es 18.4 puntos porcentuales menos que para los jornaleros indígenas no migrantes, como se observa en el panel E; por último, para el caso del efecto de la migración en la pobreza para jornaleros agrícolas no indígenas, se puede observar el panel

F; se observa que la migración no tiene un impacto significativo en la pobreza para los jornaleros no indígenas, lo que confirma que tanto para hombres y mujeres indígenas el efecto de la migración en la pobreza es más alto que para sus pares no indígenas, lo que podría interpretarse a la migración como una estrategia de enfrentamiento de la pobreza por parte de las y los jornaleros indígenas.

M=1 indica condición de migrante (persona que no nació en la entidad donde vive); M=0 indica trabajador local. P=1 indica situación de pobreza multidimensional; P=0 indica no pobreza. Las probabilidades predichas se obtienen del modelo probit bivariado recursivo estimado por máxima verosimilitud. Las probabilidades condicionales $P(P=1|M=1)$ y $P(P=1|M=0)$ se calculan como cocientes de probabilidades conjuntas predichas, siguiendo a Zhang, Zhao y Harris (2009) y Stabridis y van Gameren (2018). Las medias reportadas son promedios simples de las probabilidades predichas a nivel individual, calculadas sobre la muestra sin ponderadores muestrales. Errores estándar por bootstrapping con 200 replicaciones y semilla aleatoria fija. * $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Tabla 5. Probabilidades predichas y efectos de tratamiento para tipos de jornaleros

Panel A: Probabilidades generales	Media	Error estándar	Intervalo de confianza al 95%	
Pr(M=0, P=0)	0.459	0.224	0.003	0.952
Pr(M=1, P=1)	0.064	0.068	0.000	0.690
Pr(M=1, P=0)	0.115	0.207	0.000	0.958
Pr(M=0, P=1)	0.362	0.275	0.000	0.980
Panel B: Efecto de tratamiento de migración en pobreza para toda la muestra				
Prob(P=1 M=1)	0.357	0.005	0.347	0.368
Prob(P=1 M=0)	0.441	0.003	0.435	0.447
Efecto de tratamiento	-0.083***	0.005	-0.094	-0.073
Panel C: Efecto de tratamiento de migración en pobreza para mujeres indígenas				
Prob(P=1 M=1)	0.259	0.015	0.229	0.288
Prob(P=1 M=0)	0.448	0.013	0.422	0.474
Efecto de tratamiento	-0.189***	0.017	-0.222	-0.156
Panel D: Efecto de tratamiento de migración en pobreza para mujeres no indígenas				
Prob(P=1 M=1)	0.235	0.009	0.217	0.253
Prob(P=1 M=0)	0.239	0.008	0.224	0.254
Efecto de tratamiento	-0.004	0.010	-0.024	0.016
Panel E: Efecto de tratamiento de migración en pobreza para hombres indígenas				
Prob(P=1 M=1)	0.428	0.012	0.405	0.451
Prob(P=1 M=0)	0.612	0.005	0.602	0.623
Efecto de tratamiento	-0.184***	0.012	-0.206	-0.161
Panel F: Efecto de tratamiento de migración en pobreza para hombres no indígenas				
Prob(P=1 M=1)	0.385	0.007	0.371	0.399
Prob(P=1 M=0)	0.387	0.004	0.379	0.395
Efecto de tratamiento	-0.002	0.007	-0.016	0.012

Fuente: Elaboración propia a partir de la estimación del probit bivariado recursivo

Notas: Errores estándar por bootstrapping con 200 replicaciones y semilla aleatoria fija

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.

6. Discusión y Conclusiones

La ocupación de jornalero agrícola ha sido históricamente precarizada, caracterizándose por tener salarios bajos, informalidad laboral y ausencia de contrato y prestaciones. Muchos de los jornaleros vienen de las regiones más pobres del país (con una alta proporción de población indígena), lo que ha convertido a la migración laboral jornalera en una de las estrategias para enfrentar la pobreza. Los principales estados de origen de los jornaleros migrantes son Chiapas, Guerrero, Oaxaca y Veracruz, quienes migran de manera temporal o permanente a las regiones agrícolas de exportación como el occidente (Michoacán, Jalisco y Guanajuato) o al noroeste (Baja California, Baja California Sur, Sinaloa y Sonora). Para contrastar si la migración tiene por

tanto un efecto de tratamiento como mitigador de la pobreza, hicimos uso de un modelo probit bivariado recursivo donde se modela la probabilidad de migrar y posteriormente la probabilidad de ser pobre.

Los resultados de la ecuación de migración muestran que las mujeres tienen mayor probabilidad de migrar que los hombres, que las personas con mayor escolaridad tienden a migrar menos; las personas que viven en la Zona Libre de la Frontera Norte tienen una menor probabilidad de migrar. Existe una relación positiva entre migrar y el acceso a prestación de salud. Respecto a la ecuación de pobreza, las mujeres tienen una menor probabilidad de ser pobres, lo mismo que las personas con mayor escolaridad; se observa que personas jornaleras que son jefes de hogar y con mayor número de miembros



tienden a ser más pobres; las personas que se adscriben indígenas tienden a ser más pobres; las personas migrantes tienen una menor probabilidad de ser pobres, siendo este un efecto exógeno, ya que la migración fue estimada en la primera ecuación, por lo que se puede interpretar como un efecto de tratamiento de la migración sobre la pobreza, bajo los supuestos de identificación del modelo. La correlación positiva y significativa de las ecuaciones de migración y pobreza implica que los factores no observados que aumentan la probabilidad de ser migrante aumentan también los factores no observados que aumentan la probabilidad de ser pobre.

En relación con el efecto de tratamiento de la migración en la pobreza, se observa que las personas jornaleras migrantes tienen 8.3 puntos porcentuales menos probabilidad de ser pobres que sus pares no migrantes. Cuando consideramos diferencias de género y etnicidad, observamos que el efecto de tratamiento es significativo y alto entre personas jornaleras indígenas (hombres y mujeres) y no significativo en los no indígenas. El hecho de que el efecto de tratamiento de la migración en la pobreza sea más grande en personas jornaleras indígenas se debe a que ellas, al ser en promedio más pobres, usan a la migración como una estrategia de enfrentamiento de la pobreza, tanto para hombres como para mujeres. Una limitante podría ser que consideramos a la auto-adscripción como exógena, lo cual de no cumplirse implicaría el uso de un modelo mucho más complejo.

A partir de estos resultados podemos considerar que a pesar de que la migración es una estrategia efectiva para enfrentar a la pobreza para las personas jornaleras, en especial para las que se adscriben como indígenas, es importante que se implementen políticas públicas para este sector laboral. Contar con un marco regulatorio efectivo que permita mejorar las condiciones laborales de las personas jornaleras agrícolas, que además considere la pertinencia cultural y promueva el conocimiento de sus derechos laborales y la sensibilización entre el sector empresarial agrícola. Por otro lado, es importante garantizar el acceso efectivo a la salud a las personas jornaleras, lo que reduciría su vulnerabilidad laboral y por tanto su probabilidad de caer en pobreza. Por último, pero no menos importante, fortalecer a las economías locales en las comunidades de origen de los jornaleros agrícolas podría reducir su probabilidad de pobreza y su necesidad de migrar.

En investigaciones futuras se considera el uso de un esquema dinámico al contar con dos o más periodos para medir la pobreza y la migración, lo que además permitirá una estimación de la migración en la vulnerabilidad a la pobreza. Asimismo, se considerará un esquema de probit multivariado para incluir la decisión de autorreporte de la etnicidad con el fin de explorar si esto tiene influencia en el efecto de la migración como un mitigador de la pobreza.

Una limitación adicional del presente trabajo es que la ENIGH 2024 no contiene información directa sobre el envío o la recepción de remesas a nivel individual, por lo que no es posible modelar en este marco el vínculo entre migración jornalera, remesas y pobreza. Asimismo, dado que la muestra está restringida a personas jornaleras agrícolas, no existe variación en la posición en el trabajo que permita estimar un modelo con esa variable como dependiente. Futuros trabajos podrían abordar estas extensiones utilizando fuentes de datos que contengan información directa sobre remesas y trayectorias ocupacionales, lo que permitiría analizar de manera más completa el papel de la migración jornalera como estrategia de mitigación de la pobreza a lo largo del ciclo de vida.

Por último, la definición de migrante utilizada en este trabajo —persona jornalera que no nació en la entidad donde vive— captura migración interestatal acumulada de por vida y no necesariamente migración laboral reciente o movilidad temporal, que es el patrón más frecuente entre jornaleros agrícolas. Esta restricción está determinada por la información disponible en la ENIGH 2024 y podría incluir casos de migración infantil o no capturar la movilidad pendular entre regiones agrícolas. Futuras investigaciones con datos que registren el momento y la frecuencia de la migración permitirán una medición más precisa de este fenómeno.

Bibliografía

- Adams, R. H., Jr., & Page, J. (2005). Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries? *World Development*, 33(10), 1645–1669. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.05.004>.
- Boltvinik, J. (2012). Treinta años de medición de la pobreza en México. Una mirada desde Coplamar. *Estudios sociológicos*, 83-110. <https://doi.org/10.24201/es.2012v30nextra.186>.



- Boltvinik, J. (2024). De la pobreza al florecimiento humano: Crítica de la Economía Política de la Pobreza.
- Boltvinik, J. (2019). Pobreza y persistencia del campesinado. En Boltvinik, J., & Mann, S. A. (2019), Pobreza y persistencia campesina en el siglo XXI: Teorías, debates, realidades y políticas. Editorial Siglo Veintiuno.
- CONEVAL (2019). Metodología para la medición multidimensional de la pobreza en México (tercera edición). CONEVAL.
- Damián, A. y E. Pacheco (2019). Empleo y Pobreza Rural en México. En Boltvinik, J., & Mann, S. A. (2019), Pobreza y persistencia campesina en el siglo XXI: Teorías, debates, realidades y políticas. Editorial Siglo Veintiuno.
- Davidson, R., & MacKinnon, J. G. (1993). Estimation and inference in econometrics (Vol. 63). New York: Oxford.
- De la Fuente, A. (2010). Remittances and vulnerability to poverty in rural Mexico. *World Development*, 38(6), 828-839. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.02.002>
- Flores-Mariscal, J. R. (2021). Determinantes de la precariedad del trabajo jornalero agrícola en México: un análisis histórico-institucional. *Región y sociedad*, 33. <https://doi.org/10.22198/rys2021/33/1487>.
- Greene, W. (2008). *Econometric analysis* (6th ed.). Prentice Hall.
- Guzmán, Elsa y León López (2005). "Multiactividad y migración campesina en el poniente de Morelos, México", *Política y cultura*, No. 23. México, Universidad Autónoma Metropolitana-Xochimilco.
- Hernández, J. (2019). Los Jornaleros Agrícolas de Origen Indígena y su Mercado de Trabajo en México. *Trayectorias*, 21(48).
- INEGI. (2025). Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), 2024. Recuperado de <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2024/>.
- Lara, Sara (2008). "¿Es posible hablar de un trabajo decente en La agricultura moderno-empresarial en México?". *Cotidiano*, Vol. 23, No. 147, enero-febrero. México, Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco.
- Lara, Sara (2016). Migraciones de trabajo y movilidad territorial. Ciudad de México: Instituto de Investigaciones Sociales, UNAM.
- Lara, S., Sánchez, K., & Ramírez, A. S. (2014). Asentamientos de trabajadores migrantes en torno a enclaves de agricultura intensiva en México: nuevas formas de apropiación de espacios en disputa. In *De cadenas, migrantes y jornaleros: Los territorios rurales en las cadenas globales agroalimentarias* (pp. 150-171). Talasa.
- Maddala, G. S. (1983). Limited-dependent and qualitative variables in econometrics. *Econometric Society Monographs*, 3.
- Núñez Medina, G. (2024). Patterns of spatial distribution of migration and poverty in Mexican municipalities: A Bayesian spatial analysis. *Migraciones Internacionales*, 15. <https://doi.org/10.33679/rmi.viii.2941>
- Posadas Segura, F. (2015). Obreros agrícolas migrantes en Sinaloa. *Región y sociedad*, 27(63), 181-211. <https://doi.org/10.22198/rys.2015.63.a241>.
- Posadas Segura, F. (2018). Mercado de trabajo de los jornaleros agrícolas en México. *Región y sociedad*, 30(72). <https://doi.org/10.22198/rys.2018.72.a885>.
- Saldaña Ramírez, Adriana y Kim Sánchez Saldaña (2012). "Trabajadores migrantes: movilidad y transformaciones domésticas. La experiencia de un pueblo nahua en campos agrícolas mexicanos". *Pacarina del Sur* [En línea]. Año 3, No. 12, julio-septiembre. ISSN: 2007-2309.
- Salgado-Viveros, Cecilia. (2015). "Andamos tras el trabajo porque a eso estamos impuestos": Estrategias familiares de vida en contextos de pobreza rural el caso de una familia inmigrante. *El Colegio de México*.
- Salgado-Viveros, Cecilia. (2023). El ocaso laboral: trabajo y vejez en los cultivos de berries del sur de Jalisco. *Región y sociedad*, 35. <https://doi.org/10.22198/rys2023/35/1765>
- Salgado-Viveros, C., & Stabridis, O. (2024). Evolución del mercado laboral agrícola: hacia una tipología de jornaleros para Jalisco. *Estudios sociológicos*, 42. <https://doi.org/10.24201/es.2024v42.e2606>.
- Sariego, J. L., & Castañeda, P. (2007). Los jornaleros agrícolas de Sonora: recuento de una experiencia de investigación. Los jornaleros agrícolas, invisibles productores de riqueza. Nuevos procesos migratorios en el noroeste de México, 119-144.
- Stabridis, O. (2022). La semilla de la vulnerabilidad. Desventajas acumuladas en jornaleros de la agroindustria mexicana de exportación. *Región y Sociedad*, 34, e1656. <https://doi.org/10.22198/rys2022.34.1656>
- Stabridis, O., & van Gameren, E. (2018). Exposure to firewood: Consequences for health and labor force participation in Mexico. *World development*, 107, 382-395. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.03.009>.
- Stark, O., & Taylor, J. E. (1991). Migration incentives, migration types: The role of relative deprivation. *The economic journal*, 101(408), 1163-1178. <https://doi.org/10.2307/2234433>.
- Trujillo, G. M., & Rey, G. N. (2020). ¿Por qué migrar? La realidad de una comunidad de jornaleros agrícolas



- migrantes en México. Clivajes. *Revista de Ciencias Sociales*, (14), 161-161.
- Vanackere, M. (1988). Situación de los jornaleros agrícolas en México. *Investigación económica*, 47(185), 171-198.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- Zhang, X., Zhao, X., & Harris, A. (2009). Chronic diseases and labour force participation in Australia. *Journal of Health Economics*, 28(1), 91-108. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.08.001>.