

**Efectos de género y etnicidad en la brecha salarial entre jornaleros
agrícolas del noroeste mexicano****Effects of Gender and Ethnicity on the Wage Gap Among Farmworkers
in Northwestern Mexico**Omar Stabridis¹ y Cecilia Salgado-Viveros²

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es analizar el efecto del género y la etnicidad en la brecha salarial entre jornaleros agrícolas de la región noroeste de México, con base en la muestra censal de 2020. Mediante estimaciones de pareamiento (*matching*) y modelos de probabilidad inversa ponderada ajustada por regresión (IPWRA), se estudian los efectos en la media y a lo largo de la distribución de los salarios de la muestra. Se observa que, en relación con el género y la etnicidad, estos son negativos, especialmente cuando se consideran de manera simultánea, ya que entre los trabajadores indígenas, son las mujeres quienes presentan los peores salarios. Para ellas se presentan condiciones tanto de “piso pegajoso” como de “techo de cristal”, y para los hombres solo la segunda. Los resultados indican que parte de esta diferencia puede interpretarse como discriminación.

Palabras clave: 1. jornaleros agrícolas, 2. brecha salarial por género y etnicidad, 3. discriminación, 4. región noroeste, 5. México.

ABSTRACT

The objective of this research is to analyze the effect of gender and ethnicity on the gender wage gap among farmworkers in the northwest region of Mexico, based on the 2020 census sample. By employing matching estimates and Inverse Probability Weighted Regression Adjustment (IPWRA) models, the effects on the mean and throughout the wage distribution of the sample are studied. It is observed that, in relation to gender and ethnicity, these are negative, especially when considered simultaneously, since among indigenous farmworkers, it is women who have the worst salaries. For women there are conditions of both a “sticky floor” and a “glass ceiling,” and for men only the second. The results indicate that part of this difference can be interpreted as a result of discrimination.

Keywords: 1. farmworkers, 2. gender and race wage gap, 3. discrimination, 4. northwest region, 5. Mexico.

Recepción: 15 de febrero, 2023

Aceptación: 10 de abril, 2023

Publicación web: 15 de septiembre, 2023

¹ El Colegio de la Frontera Norte, sede Tijuana, México, ostabridis@colef.mx, <https://orcid.org/0000-0001-9070-6311>

² El Colegio de la Frontera Norte, sede Tijuana, México, csalgado.postdoctoral@colef.mx, <https://orcid.org/0000-0003-3575-0082>



INTRODUCCIÓN

La agricultura es un sector relevante en la economía de muchos países porque es un pilar para su abastecimiento y su seguridad alimentaria, además por los beneficios y empleos que genera. El sector agrícola mexicano se caracteriza por su heterogeneidad debido a que coexisten tanto productores de subsistencia como empresas agroindustriales, tal como lo señala Yúnez Naude (2010). Al respecto, con base en el Censo Agropecuario 2007 (Inegi, 2012), Stabridis (2022) muestra que, a pesar de que las unidades productivas de subsistencia (con hasta dos hectáreas de extensión) son la mitad del total, solo poseen 5.5 por ciento del total de tierra agrícola, mientras que las grandes unidades (de más de 20 hectáreas) poseen el 65 por ciento de las tierras productivas. Estas últimas son las que tienen un régimen hídrico de riego y las que contratan la mayor parte de la mano de obra y sus cultivos están conformados por uno o más ciclos al año. Con el tiempo, han desarrollado una agricultura que les permite vender al mercado extranjero a través de asociaciones de productores-exportadores o de empresas transnacionales con las que tienen contratos de producción.

Por lo anterior, podemos decir que la agricultura en México se puede identificar en dos tipos: el primero está relacionado con la producción de cultivos básicos como el maíz y el frijol, entre otros, cuyo valor comercial es regularmente bajo; y el segundo se enfoca en productos hortícolas (p. ej. tomate, pimientos, etc.) y frutales (*berries*,³ cerezas, nueces), los cuales tienen un alto valor comercial; su patrón de demanda de mano de obra asegura durante todo el año un flujo continuo de exportación a Estados Unidos, Europa o Asia, otorgando amplias ganancias a este tipo de unidades productivas. Esto genera una demanda de trabajo agrícola también heterogénea que depende del tipo de unidad productiva, si es comercial o de subsistencia. Respecto a estas últimas, regularmente solo utilizan trabajo familiar; las unidades comerciales pequeñas contratan trabajadores por temporadas cortas; mientras que las grandes unidades productivas que abastecen al mercado nacional y de exportación tienen un flujo continuo de demanda de mano de obra asalariada que es cubierta por los jornaleros agrícolas.

Los jornaleros agrícolas son trabajadores temporales (en su mayoría) que padecen condiciones laborales precarias.⁴ Muchos de ellos se ven obligados a migrar de sus lugares de origen –regularmente de los estados más pobres– hacia las grandes regiones agrícolas ubicadas en el occidente y el noroeste de México en busca de mejores salarios. La precariedad es una característica de la ocupación de jornalero agrícola (Lara Flores, 2011). Un rasgo importante de este grupo laboral es que una gran parte de las personas que ocupan estos empleos son indígenas, de las cuales entre 10 y 15 por ciento son mujeres, tal como se observa en los datos del Censo de Población y Vivienda 2020 y de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) (Inegi, 2020, 2021). Cuando se toman en cuenta estas dos variables se identifica que existe una

³ Las *berries* o frutos rojos son unas bayas que se cultivan en arbustos. Tienen un alto valor proteico y antioxidante y son los productos agrícolas con mayor valor por tonelada. Este grupo de frutas está conformado por fresas, frambuesas, moras azules y zarzamoras.

⁴ Se caracterizan por la ausencia de contrato, salarios bajos e incertidumbre laboral, entre otras.

brecha salarial respecto a las variables opuestas, es decir, las personas no indígenas y los hombres, respectivamente. Una parte de esta brecha salarial se puede explicar por la diferencia de habilidades para cumplir la labor, pero sin duda, otra parte se explica por la segregación ocupacional y la discriminación.

El objetivo de esta investigación es analizar el efecto del género y la etnicidad en la brecha salarial entre jornaleros agrícolas de la región noroeste de México, utilizando la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020. Mediante el uso de métodos de *matching* se explica cuál es el efecto directo de la etnicidad y del género sobre la brecha salarial entre jornaleros agrícolas, y se analiza si esto puede ser asociado o no a la discriminación. La ventaja de utilizar este marco metodológico es que no solo permite aislar los efectos del género y de la etnicidad en los salarios del resto de características, sino que también permite observar el efecto de otras variables como la edad, la escolaridad o la condición de migración. La región de estudio es el noroeste de México – Baja California, Baja California Sur, Sinaloa y Sonora– por ser una de las regiones agrícolas más importantes debido a su alto valor de producción agrícola, sus niveles de exportación y por la gran demanda de trabajadores agrícolas a lo largo del año.

Los resultados del ejercicio muestran que el salario de las mujeres tiende a ser siete por ciento menor que el que ganan los hombres, y que esta diferencia crece entre la parte media y alta de la distribución. El comportamiento es análogo cuando se considera la variable de la etnicidad, ya que los indígenas ganan 17 por ciento menos que los no indígenas, acentuándose en la parte alta de la distribución. Es decir, la brecha va aumentando conforme se desplaza hacia los cuantiles más altos. Cuando se intersecan las variables de género y etnicidad, se observa que los salarios más bajos son para las mujeres indígenas jornaleras. Se considera que parte de esta diferencia puede atribuirse a la discriminación.

El artículo se divide en seis secciones: en la primera se aborda el marco conceptual sobre los jornaleros agrícolas, en la segunda se considera la revisión de la literatura sobre brechas salariales, la tercera detalla la metodología utilizada, en la cuarta se describe la fuente de información, en la quinta se muestran los resultados, y en la última se presentan las conclusiones.

EL TRABAJO JORNALERO AGRÍCOLA EN LA REGIÓN NOROESTE

Concepto y precisiones

Distintos estudios reportan cifras muy diferentes respecto al total de jornaleros agrícolas que existen en el país. Esto no solo sucede por el origen diverso de las fuentes, sino que, aun refiriéndose a la misma fuente, hay estudios que reportan cifras diferentes. Esta diversidad de cifras puede deberse a las diferentes definiciones de jornalero agrícola. Para efectos del presente artículo, se considera que el jornalero es en primer lugar un trabajador asalariado⁵ que tiene por ocupación

⁵ Fueron excluidos los auto-empleados, los patrones y los trabajadores familiares sin pago.

la agricultura.⁶ En este sentido, solo se considera a aquellos jornaleros que trabajan en el sector agrícola, excluyendo otras categorías y guardando concordancia con lo que postulan Coubès (2018) y Stabridis y Salgado Viveros (2022).

El trabajo del jornalero es una de las ocupaciones más precarias porque tienen bajos salarios, sufren por tener menor acceso a prestaciones sociales que el resto de las ocupaciones asalariadas, y padecen mayores niveles de pobreza laboral (Stabridis y Salgado Viveros, 2022). Cuando se consideran diferencias regionales, se observa que las condiciones laborales de los jornaleros pueden ser heterogéneas. Algunas regiones concentran al sector agroexportador⁷ y deben cumplir las certificaciones de responsabilidad social que imponen los países a los que exportan. Estos productores y empresas exportadoras suelen ofrecer mejores condiciones laborales durante la temporada de cosecha, que es cuando la mayoría de los trabajadores prestan sus servicios. Los beneficios de estas condiciones laborales son temporales, lo cual no implica que disminuya necesariamente su vulnerabilidad económica.

Para considerar los aspectos heterogéneos en materia de producción agrícola, se construyeron categorías para dividir el país en cinco regiones: 1) Región sur-sureste, la cual alberga a los principales estados expulsores de mano de obra jornalera: Chiapas, Oaxaca, Guerrero y Veracruz, a los cual se suman Campeche, Quintana Roo, Tabasco y Yucatán. 2) Región centro, que comprende tres estados con producción agrícola importante: Estado de México, Morelos y Puebla, además de Hidalgo, Tlaxcala y Ciudad de México. 3) Región occidente, la más importante en volumen de producción y con estados de gran vocación agroexportadora: Michoacán, Jalisco y Guanajuato, así como otros estados con producción agrícola importante como San Luis Potosí, Nayarit, Zacatecas, Aguascalientes, Querétaro y Colima. 4) Región noreste, que incluye a los estados de Chihuahua, Nuevo León, Durango, Coahuila y Tamaulipas. 5) Región noroeste, que incluye los estados de Sinaloa –el productor más importante en tomate y pimientos, entre otros–, Sonora –primer productor de uva de mesa–, Baja California Sur y Baja California, estados con vocación agroexportadora, siendo este último el que, de acuerdo con el Censo de Población y Vivienda 2020,⁸ cuenta con el municipio que mayor número de jornaleros reporta en el país: San Quintín. Esta última es la región que se aborda en esta investigación.

Existen dos razones por las que se eligió analizar la región noroeste: la primera, porque las unidades agrícolas que se concentran en ella forman una de las regiones más productivas; y la segunda, porque la intensificación de sus procesos productivos tienen una gran demanda de trabajo jornalero, tal como lo señalan Barrón Pérez (2000) y Grammont y Lara Flores (2004). Estos últimos han detallado el importante flujo de demanda de mano de obra jornalera que tiene la región noroeste como región exportadora, la cual se caracteriza por su origen migrante y multiétnico.

⁶ De este modo, se excluye a otros jornaleros del sector primario como los ganaderos, los silvícolas y los pesqueros.

⁷ Como es el caso de las regiones occidente y noroeste.

⁸ Este dato se calculó a partir de los microdatos de la muestra censal 2020 (Inegi, 2021).

El cuadro 1 muestra la producción agrícola por regiones para 2021. Se observa que, a pesar de que solo posee 10 por ciento de la superficie cosechada, la región noroeste genera 20.2 por ciento del valor total de producción agrícola. Lo que resalta es que el valor de producción agrícola por hectárea (83 753 pesos) es el más alto de todas las regiones, ya que representa cuatro veces el valor de lo que se produce en la región centro y sur-sureste, más del doble que la noreste y 50 por ciento más alto que la región centro-occidente. Así mismo, con base en el Censo de Población y Vivienda 2020, en la región noroeste es donde el salario por hora que perciben los jornaleros es más alto, ya que es de casi 42 pesos,⁹ el cual supera los 32 pesos que se paga en la región noreste y centro-occidente, mientras que en las regiones sur-sureste y centro el salario apenas sobrepasa los 20 pesos (Inegi, 2021).

Cuadro 1. Superficie y valor de la producción agrícola por región (2021)

Región	Superficie sembrada (ha)	Superficie cosechada (ha)	Valor de la producción agrícola (millones de pesos)	Porcentaje de participación en el valor de la producción agrícola	Valor de la producción promedio por hectárea (pesos)
Sur-sureste	5 108 794.8	4 932 383.1	114 981	16.6	23 311.4
Centro	2 376 057.4	2 321 910.6	66 173.6	9.6	28 499.6
Centro-occidente	5 709 845.4	5 458 629.9	275 904.4	39.8	50 544.6
Noreste	3 265 219.7	2 847 052.7	95 930.8	13.8	33 694.8
Noroeste	1 691 117.6	1 669 640.3	139 838.8	20.2	83 753.9
México	18 151 034.9	17 229 616.6	692 828.6	100	40 211.5

Fuente: Datos de Producción Agrícola 2021 obtenidos del Sistema de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP).¹⁰

Estos datos pueden explicar por qué la región noroeste es la mayor receptora de trabajo jornalero y, como lo señalan Grammont y Lara Flores (2004), por qué la composición de la fuerza laboral es en gran medida indígena y migrante. A pesar de ello, los jornaleros agrícolas en la región noroeste solo representan el 10 por ciento del total de jornaleros del país. El cuadro 2 muestra que en la región noroeste, de un total de 2.3 millones de jornaleros, se emplea solo a 237 395. Los jornaleros agrícolas representan el 6.1 por ciento del total de trabajadores asalariados, cifra que varía por región; en la región noroeste, estos representan el 6.6 por ciento del total de trabajadores asalariados.

⁹ Esta información no fue incluida en el artículo, pero se le puede solicitar a los autores.

¹⁰ Esta información es interactiva y puede consultarse en <https://nube.siap.gob.mx/cierreagricola/>

Cuadro 2. Total de jornaleros agrícolas por región (2020)

Región	Jornaleros agrícolas	Jornaleras agrícolas	Total	Porcentaje de jornaleros indígenas	Porcentaje del total de trabajadores asalariados
Sur-sureste	751 110	45 777	796 887	43.2	11.3
Centro	434 054	49 885	483 939	45.3	4.1
Centro-occidente	578 706	88 596	667 302	21.6	7.3
Noreste	102 135	8 273	110 408	11.1	1.9
Noroeste	181 951	55 444	237 395	33.4	6.6
México	2 047 956	247 975	2 295 931	34.8	6.1

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020 (Inegi, 2021).

Respecto a la composición por género, se encontró que 11 por ciento de los jornaleros agrícolas en el país son mujeres, mientras que en la región noroeste representan el 23.4 por ciento. Esto confirma lo señalado por Lara Flores (1995) y Barrón Pérez (2000) en torno al aumento sistemático de la participación femenina en el trabajo agrícola asalariado desde la década de 1990. Lara Flores (1995) considera este aumento como el inicio de la feminización del trabajo agrícola debido a que a principios de dicha década emergió el sector agrícola de exportación. Escobar Latapí *et al.* (2019) muestran que, según una encuesta levantada a jornaleros en empresas agroexportadoras en Jalisco, Michoacán y Sinaloa, más del 40 por ciento de los trabajadores son mujeres. Por otro lado, en el caso de la estructura ocupacional en San Quintín, Baja California, Velasco *et al.* (2014), con base en una encuesta con representatividad en los asentamientos en este municipio, encuentran que las mujeres tienen mayor participación en la horticultura que los hombres.

En cuanto a la etnicidad, la penúltima columna del cuadro 2 muestra que el porcentaje de trabajadores que se declaran indígenas son el 34.8 por ciento. Las regiones centro y sur-sureste sobrepasan el 40 por ciento de jornaleros indígenas; mientras que la región noroeste tiene 33.4 por ciento. Para el caso de Sonora, Sariago Rodríguez (2007) describe que hay dos tipos de jornaleros: los indígenas y los mestizos. Los indígenas, además de ser migrantes temporales, son los que regularmente ofrecen su mano de obra al sector de hortalizas y sufren de condiciones precarias. Los mestizos son locales que se dedican a la uva de mesa y sufren menos precariedad que los indígenas.

Para los casos de Baja California y Baja California Sur, Velasco *et al.* (2014) y Velasco y Hernández (2018) dan cuenta de la segregación ocupacional étnica en la agricultura y a su vez de las precarias condiciones laborales que sufren los jornaleros indígenas. Lara Flores (1998) describe que la actividad agrícola pasó de ser una agricultura comercial a un modelo de agroexportación que se acompañó de un proceso de flexibilización laboral en detrimento de las condiciones laborales de los jornaleros. En el caso de San Quintín, Zlolniski (2019) encontró que a pesar de que han mejorado algunas condiciones laborales, la intensificación laboral ha ido en aumento, lo que ha perjudicado a los jornaleros agrícolas.

LA BRECHA SALARIAL

Trabajos previos

La brecha salarial se refiere a la diferencia en los salarios entre trabajadores por una categoría determinada, como el género, la etnia o la condición de migrante. Es importante conocer antes cuál es la diferencia salarial entre jornaleros agrícolas y el resto de los trabajadores asalariados para corroborar que es una ocupación típicamente de bajos ingresos. Para ello, en la primera columna del cuadro 3 se muestra el salario para el total de trabajadores asalariados y por región. Se observa que el salario promedio por hora del total de trabajadores asalariados es de 49.6 pesos. El de los jornaleros agrícolas es de 27.4 pesos en promedio, mientras que el del resto de trabajadores asalariados es de 51 pesos, lo que representa una diferencia del 54 por ciento. Las diferencias regionales también están presentes en el salario, siendo el de la región noroeste el más alto, con 42.8 pesos por hora en promedio. Así mismo, el salario del jornalero es 30.9 por ciento menor del que ganan los asalariados no jornaleros.

Cuando se considera la brecha salarial por género se observa una ligera diferencia entre hombres y mujeres (29.4 vs. 27.2 pesos), siendo la región centro-occidente donde la diferencia es más pequeña (1 %) y la noreste donde las mujeres ganan más que los hombres. Respecto a la brecha por etnicidad, se observa que los jornaleros indígenas ganan 19 por ciento menos que los no indígenas, diferencia que en la región noroeste es de 1 por ciento. Esta información compara solo los promedios salariales,¹¹ por lo que en la sección de la metodología explicaremos cuánto de esta brecha se debe al género y a la etnicidad.

Cuadro 3. Salario promedio por hora, por tipo de trabajador y por región (2020)*

Región	Total de trabajadores (pesos)	Trabajador no agrícola (pesos)	Jornalero agrícola (pesos)
Sur-sureste	40.09	42.40	22
Centro	50.69	51.99	20.56
Centro-occidente	47.76	48.96	32.51
Noreste	54.72	55.14	32.10
Noroeste	60.80	62.07	42.88
México	49.59	51.04	27.39

* Se usan factores de expansión.

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020 (Inegi, 2021).

¹¹ Es importante señalar que no se presenta la información por detalle a nivel región porque la potencia estadística de los salarios para jornaleros en la muestra censal de 2020 limita la generalización a nivel regional (Inegi, 2021).

Las brechas salariales se han analizado a través de su descomposición: una parte explica las diferencias en el capital humano y la otra lo referente a la estructura salarial, lo cual se asocia a la discriminación. Para dicho análisis se parte de los trabajos seminales de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). También se aplican métodos de matching que permiten detectar, mediante el control de características observables, el efecto del género y de la etnicidad en los salarios. Estos métodos se basan en las investigaciones pioneras de Ñopo (2008) y de Frölich (2007), así como en otras más recientes (Meara *et al.*, 2020; Fisher *et al.*, 2021) que usan un enfoque de multitratamiento. La literatura se ha extendido al comparar trabajadores migrantes contra locales, indígenas contra no indígenas, entre otros. Para facilitar la exposición, la revisión de la literatura se presenta en dos apartados: uno dedicado a la descomposición salarial por razones de género y étnico-raciales, y otro donde se aborda la descomposición salarial de los trabajadores jornaleros.

La descomposición salarial por género y etnicidad

El artículo de Oaxaca (1973) es pionero en el estudio de la brecha salarial de género. A partir de un enfoque basado en la estimación de regresiones de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) por cada sexo, el autor divide la brecha salarial en dos componentes, uno que atribuye la brecha a las diferencias en las características entre los grupos (experiencia laboral, escolaridad, etc.) y el otro que se debe enteramente a diferencias en la estructura salarial, y el cual se asocia a la discriminación. Debido a su practicidad, el método ha sido aplicado en una gran cantidad de investigaciones a nivel mundial; sin embargo, se han señalado varios problemas en su aplicación. Tanto el aporte de Oaxaca (1973) como el de Blinder (1973) sentaron las bases para el estudio de la brecha salarial. A partir de estas investigaciones se han desarrollado otras que usan métodos más estadísticamente robustos y que pueden extender el estudio de la brecha a otros estadísticos tales como quintiles o deciles (DiNardo *et al.*, 1996; Machado y Mata, 2005; Firpo *et al.*, 2009; Firpo *et al.*, 2018). La brecha de género ha sido estudiada por diversos autores: Ahmed y Maitra (2015) para Bangladesh; Biewen *et al.* (2020) para Alemania; Zhang *et al.* (2008) para China; Pham y Reilly (2007) para Vietnam; Arabsheibani *et al.* (2018) para India; Arulampalam *et al.* (2007) para varios países europeos; y Blau y Kahn (2017) que documentaron ampliamente el caso de Estados Unidos.

En el trabajo desarrollado por Ñopo (2008) se propone el uso de técnicas de pareamiento (matching) para estudiar la brecha salarial de género en Perú, y elabora un análisis para varios países de América Latina (Ñopo, 2012). Por su parte, Frölich (2007) utiliza el método de *Propensity Score Matching* (PSM) para estudiar la brecha a través de la distribución salarial en Reino Unido. Así mismo, otros autores lo utilizan: Hirsch *et al.* (2013) para el caso alemán, Obermann *et al.* (2020) para Vietnam, y Morello y Anjolim (2021) para Brasil. También Meara *et al.* (2020) desarrollan un estudio muy completo sobre la brecha salarial de género en Estados Unidos donde exploran varios tipos de matching (*coarse*,¹² distancia de Mahallanobis y PSM) además de un enfoque de multitratamiento. En dicho estudio, el género interactúa con

¹² Es otra técnica de matching; para conocer más acerca de esta, se sugiere consultar Iacus *et al.* (2012).

características como el tipo de empleo, la afiliación a sindicatos, entre otros, y se utilizan modelos de probabilidad inversa ponderada con ajuste de regresión (conocidos como IPWRA)¹³ lo que le permite modelar efectos de tratamiento (ATE).¹⁴

En relación con la brecha de género en México, se cuenta con trabajos como el de Alarcón y McKinley (1994), el cual es uno de los primeros donde se aborda el tema y se utiliza la descomposición Oaxaca-Blinder (DOB); los autores encontraron que buena parte de la brecha salarial de género puede deberse a discriminación. Por su parte, Brown *et al.* (1999) estudian la brecha considerando la segregación ocupacional; mientras que en trabajos más recientes, como los de Popli (2013) y Arceo-Gómez y Campos-Vázquez (2014), el análisis de la brecha va más allá de la media ya que incluye también los cuantiles. A su vez, Arceo-Gómez y Campos-Vázquez (2014) se basan en la descomposición propuesta en DiNardo *et al.* (1996).

En cuanto a la brecha salarial por etnicidad o raza, destaca el trabajo de Blinder (1973) por ser el primero en analizar la brecha entre trabajadores blancos y negros en Estados Unidos. Bucheli y Porzecanski (2011) estimaron la misma brecha para el caso de Uruguay, mientras que Gradín (2016) lo hizo para Costa Rica; ambos trabajos argumentan que una buena parte de la brecha se atribuye a la discriminación. Por otro lado, Neuman y Silber (1996) investigaron la brecha salarial entre personas judías que viven en Israel, considerando su país de origen como un posible marcador de discriminación y confirmaron que la brecha hacia las personas nacidas en Asia y África se expresaba en un 26 por ciento de la brecha total.

Para el caso de México, existen varios trabajos sobre la brecha salarial por género, pero existen pocos que analizan la brecha salarial indígena entre trabajadores, y no existe ningún trabajo que explore la brecha salarial entre jornaleros agrícolas asalariados. Cano-Urbina y Mason (2016) encuentran que existe una penalización en los salarios de quienes se autoidentifican como indígenas, la cual es más aguda cuando la persona además habla una lengua indígena. Aguilar-Rodríguez *et al.* (2018) estudian la brecha salarial entre trabajadores indígenas bilingües (los que hablan español y lengua indígena) y encuentran que buena parte de la diferencia se debe al capital humano, pero existe un componente no explicado que se asocia a la discriminación. Canedo (2019) explora la brecha salarial entre trabajadores indígenas usando la DOB para analizar toda la distribución y encuentra que una parte de la brecha es explicada en gran parte por el capital humano pero el resto se asocia a la discriminación, la cual además es más alta en la parte baja de la distribución. Recientemente, Arceo-Gómez y Torres (2021) exploran la brecha salarial indígena e implementan una corrección del sesgo de identificación indígena usando la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) de 2018 (Inegi, 2019). Los autores encuentran que la mayor parte de la brecha se explica por el sesgo de selección y el resto podría deberse, entre otras cosas, a la discriminación.

¹³ Las siglas corresponden a Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment.

¹⁴ Las siglas corresponden a Average Treatment Effect.

La descomposición salarial para jornaleros agrícolas por género y etnicidad

A pesar de que la bibliografía relacionada con el estudio de la brecha salarial entre jornaleros agrícolas es muy escasa, Fisher *et al.* (2021) analizan la brecha de género y de acceso a prestaciones laborales entre jornaleros agrícolas en Estados Unidos, utilizando DOB, Propensity Matching y modelos IPWRA. Su estudio está basado en los datos de la National Agricultural Workers Survey (NAWS), la cual tiene frecuencia anual y representatividad nacional. Sus resultados muestran que del seis por ciento de la brecha entre hombres y mujeres, la mayor parte (80 %) se debe a la discriminación y a otras diferencias no medidas.

Existen otros trabajos sobre la brecha salarial de género agrícola, específicamente sobre la brecha de género entre productores agrícolas, como el desarrollado por Fremstad y Paul (2020) para el caso de Estados Unidos; y en cuanto a los estudios que consideran los aspectos de productividad rural en los países africanos, se encuentran: Makate y Mutenje (2021) para Malawi, Ali *et al.* (2016) para Uganda y Oseni *et al.* (2015) para el caso de Nigeria. Por último, el trabajo de Kilic *et al.* (2015) aborda los aspectos distribucionales de la brecha en la productividad agrícola en Malawi. En todos estos trabajos se muestra que existe discriminación de género. Para el caso de México, solo el trabajo de Stabridis y Salgado Viveros (2022) estiman la brecha salarial de género entre jornaleros agrícolas, la cual se estima en 15 por ciento, siendo una parte de ella asociada a la discriminación, aunque su medición se hace sólo para la media y utiliza la DOB.

METODOLOGÍA

Como ya fue señalado, la DOB es el primer acercamiento al estudio de la brecha salarial. Este modelo hace una separación entre el aspecto delimitado por las diferencias en la composición de los grupos y el componente que se define por la estructura de los salarios, el cual es asociado con discriminación. Sin embargo, a pesar de lo práctico del método, se considera que este presenta varios inconvenientes, como el hecho de que solo se ajusta a estimaciones cuando la especificación de los parámetros es lineal, como lo señalan Barsky *et al.* (2002). Así mismo, Weichselbaumer y Winter-Ebmer (2005) afirman que el componente no explicado no necesariamente incluye discriminación sino también otras variables omitidas –como diferencias en la productividad o segregación ocupacional–. Al respecto, Ñopo (2008) señala que la DOB toma en cuenta las diferencias en las distribuciones de los trabajadores sin considerar que no todos son necesariamente comparables, pudiendo generar sesgos en las estimaciones. Ante este problema, el autor utiliza técnicas de matching exacto para analizar la brecha salarial entre individuos que tienen características observables similares. También Frölich (2007) utiliza PSM para estimar el Efecto de Tratamiento Promedio en los Tratados (ATET, por sus siglas en inglés)¹⁵ del género en la brecha.

Para este artículo se aplican las técnicas de matching para estimar por separado el efecto del género y de la etnicidad en la brecha salarial de los jornaleros. Para la modelación simultánea del

¹⁵ Las siglas corresponden a Average Treatment Effect for the Treated.

género y de la etnicidad en la brecha se usan los modelos IPWRA. A continuación se explica brevemente cada uno de los métodos.¹⁶

Matching de un solo tratamiento

El objetivo de los métodos de matching es determinar si existen diferencias estadísticamente significativas en una variable de resultados determinada entre dos grupos que son comparables entre sí, uno que recibe el tratamiento y el otro que no lo recibe (grupo de control), considerando las características observables de ambos grupos. Cuando la asignación del tratamiento y del control entre los grupos se hace de manera aleatoria, las diferencias predeterminadas entre estos tienen media cero, pero cuando la asignación no es aleatoria, entonces pueden existir diferencias predeterminadas (o sesgo de selección) que afectan la estimación del ATET. Los métodos de matching usan información sobre características observables en ambos grupos (p. ej. el tratamiento es ser mujer o indígena)¹⁷ para que, con el control de estas variables, se puedan hacer estimaciones de ATET o ATE. El matching presupone que el sesgo de selección puede reducirse por características observables a ambos grupos, como son las variables explicativas X_s en la ecuación (1), la cual muestra un modelo de probabilidad de asignación del tratamiento. El matching requiere de dos supuestos básicos para eliminar el sesgo de selección. El primero es el supuesto de soporte en el que se requiere que

$$0 < \Pr[D = 1 | X] < 1 \quad (1)$$

es decir, que para cada valor de cada una de las variables explicativas es necesario que existan tanto personas tratadas así como otras que sean del grupo de control, cuya probabilidad de ser seleccionados con una u otra característica sea positiva y menor a uno. De esa manera, los individuos que tengan probabilidades similares (siendo uno control y el otro tratamiento) se comparan en su variable de resultado, lo que permite encontrar el efecto de ser mujer o indígena.

El segundo supuesto requiere que, al controlar el vector de variables explicativas, la participación en el tratamiento sea independiente de las variables del resultado (en este caso el salario). Así, se podrá tener una estimación del efecto atribuible al tratamiento. Esta condición se conoce como el supuesto de *ignorabilidad del tratamiento*, el cual señala que de existir variables no observables que afecten a la participación en el tratamiento, este supuesto no se cumplirá (Rosenbaum y Rubin, 1983). El supuesto de ignorabilidad también es conocido como independencia condicional.

En el PSM los individuos se comparan únicamente en función de su probabilidad para participar en el tratamiento, y de esta manera se sintetiza la información de todo un vector de variables en una sola (se reduce la dimensionalidad). La lógica detrás de esta metodología es que para los individuos que tienen la misma probabilidad de participar en el tratamiento, la participación es aleatoria en el

¹⁶ Para profundizar en el tema, se sugiere consultar a Rosenbaum y Rubin (1983), Caliendo y Kopeinig (2008) y Cattaneo (2010).

¹⁷ Se expresa de esta manera para que en las estimaciones se observe el efecto del género y de la etnicidad en la brecha salarial.

sentido de que no depende de las características observables que se están utilizando para obtener el Propensity Score.

Los pasos para llevar a cabo el PSM son:

1. Se propone una especificación para estimar un modelo de probabilidad (probit o logit) y se obtiene una probabilidad de selección (llamada Propensity Score).
2. Se ordenan los datos de manera ascendente respecto del Propensity Score.
3. Se dividen las observaciones en estratos de tal manera que no existan diferencias significativas entre los grupos tratamiento y control dentro de los estratos (se hacen pruebas de diferencias de medias para esto).
4. Se busca que no existan diferencias significativas en las variables que forman el vector X entre los grupos de tratamiento y control dentro de los estratos.

Una vez que se ha estimado el Propensity Score, el investigador deberá optar por alguno de los algoritmos de estimación (vecino más cercano, Kernel o radio) y entonces hallar la diferencia en los salarios entre los tratados (indígenas o mujeres) versus los controles (no indígenas u hombres) y la diferencia obtenida es atribuible al género o a la etnicidad. Lo que hace la distancia de Mahallanobis es considerar la existente entre variables aleatorias en un entorno multidimensional y ponderar la matriz de covarianzas de las variables, para obtener probabilidades similares al PSM.

Para conocer el desempeño de los métodos de matching, se debe corroborar que los estratos de observaciones que han sido pareadas (tratamientos y controles) no presenten diferencias significativas entre ellas. Caliendo y Kopeinig (2008) señalan que si se observa un sesgo de máximo cinco por ciento después de hacer el matching es un buen indicador, y también lo es si las variables explicativas no presentan significancia una vez efectuado el matching.

Estimaciones de matching por multitratamiento

Para considerar el efecto simultáneo del género y la etnicidad, se tomaron como base los modelos de efectos de tratamiento formulados por Cattaneo (2010), en los que se propone un estimador eficiente que consta de dos pasos: el primero consiste en estimar la probabilidad de cada tipo de tratamiento para todos los individuos (es decir, ser hombre no indígena, mujer no indígena, hombre indígena y mujer indígena), y el segundo consiste en estimar el efecto de tratamiento de cada categoría a través de mínimos cuadrados, usando como ponderador el inverso de las probabilidades estimadas de la primera etapa. Al generar probabilidades para cada grupo (observadas y contrafactuales)¹⁸ entonces es posible obtener el ATE. Otra gran ventaja de los modelos IPWRA es que presentan la propiedad de doble robustez, de manera que, mientras uno de los modelos sea correctamente especificado, los resultados serán consistentes. Un importante supuesto que requiere el modelo IPWRA es que las probabilidades obtenidas para cada individuo de la muestra deben ser

¹⁸ El contrafactual es la situación que no le ocurrió al individuo. Si alguien recibe una beca, el contrafactual es la situación donde la persona no la hubiera recibido. Como no se puede observar a alguien simultáneamente con y sin el acceso a un programa, es por esa razón que se usaron grupos.

positivas. Además, no solo se analizará la brecha en el promedio de la distribución salarial sino en toda la distribución, desde el percentil 10 hasta el 90.

Siguiendo a Meara *et al.* (2020) y a Fisher *et al.* (2021), se define a la variable multitratamiento de la siguiente manera: 0=hombre no indígena; 1=mujer no indígena; 2=hombre indígena; 3=mujer indígena.

Los efectos serán comparados, primero respecto a la categoría de referencia (la cero) y luego entre todas las categorías.

FUENTES DE INFORMACIÓN

La base de datos que se utiliza es la muestra censal derivada del levantamiento del cuestionario ampliado del Censo de Población y Vivienda 2020, el cual es representativo de todos los municipios y localidades de más de 50 000 habitantes –donde se levantaron muestras representativas–. Así mismo, el levantamiento de información se realizó en los municipios con bajo Índice de Desarrollo Humano, en los de alta concentración de población indígena y/o afrodescendiente y en los de menos de 1 300 viviendas ocupadas (Inegi, 2021). La muestra censal consta de aproximadamente la décima parte de los hogares de México. De esta se seleccionó solo a los jornaleros agrícolas asalariados que viven en la región noroeste, considerando a la población de entre 12 y 75 años con el fin de captar con amplitud la fuerza laboral agrícola. Por tanto, la submuestra de estudio está constituida por las siguientes variables:

- Indígena: toma el valor de uno si la persona se reconoce indígena y de cero cuando no.
- Lengua indígena: toma el valor de uno si habla una lengua indígena y de cero si no habla ninguna.
- Mujer: toma el valor de uno para mujeres y de cero para hombres.
- Edad: en años.
- Escolaridad: años de escolaridad de la persona.
- Migrante: toma el valor de uno para los nacidos en una entidad distinta a la de residencia y de cero en los casos contrarios.
- Casado/unión libre: toma el valor de uno para las personas que viven en pareja y de cero para las solteras.
- Pobre laboral extremo: toma el valor de uno cuando el ingreso per cápita del hogar del jornalero es menor o igual a la línea de bienestar mínimo (establecida por el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social [Coneval]) y de cero en los casos contrarios.
- Rural: toma el valor de uno para los jornaleros agrícolas que viven en localidades de menos de 2 500 habitantes y de cero para los que viven en áreas urbanas (de 2 500 habitantes o más).
- Municipio ZLFN: toma el valor de uno para los jornaleros que viven en los municipios de la Zona Libre de la Frontera Norte (todo Baja California y los municipios de Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas que son frontera con Estados Unidos) y de cero en los casos contrarios.

Los promedios de estas variables se muestran en el cuadro 4.¹⁹ El salario promedio es de 33.3 pesos por hora, siendo más alto para los hombres que para las mujeres (33.7 y 31.7 pesos, respectivamente), y para los jornaleros no indígenas que para los indígenas (35.1 y 29.6 pesos, respectivamente). La brecha salarial por género es más alta en los jornaleros no indígenas (35.6 y 33.6 pesos, respectivamente) que en los indígenas (29.6 y 29.4 pesos, respectivamente), donde es casi cero. Esto da una idea de las diferencias salariales que se presentan por género y etnicidad en la región noroeste.

Cuadro 4. Promedios de la muestra de jornaleros agrícolas de la región noroeste (2020)*

Variables	Total	Hombres	Mujeres	No		No indígenas		Indígenas	
				indígenas	Indígenas	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Salario por hora (pesos)	33.29	33.76	31.73	35.1	29.57	35.59	33.29	29.65	29.36
Mujer=1	0.23	-	-	0.21	0.28	-	-	-	-
Auto-declarado indígena=1	0.33	0.31	0.4	-	-	-	-	-	-
Edad en años	37.36	38.04	35.14	38.07	35.9	38.59	36.12	36.79	33.65
Años de escolaridad	6.97	7.02	6.81	7.22	6.47	7.22	7.23	6.58	6.18
Hablante de lengua indígena=1	0.14	0.12	0.19	0.01	0.4	0.01	0.01	0.38	0.46
Migrante=1	0.3	0.27	0.40	0.23	0.44	0.21	0.3	0.4	0.54
Casado/unión libre=1	0.61	0.62	0.57	0.6	0.61	0.61	0.57	0.62	0.58
Pobre laboral extremo=1 ¹	0.15	0.17	0.1	0.14	0.17	0.15	0.09	0.2	0.11
Vive en localidad rural=1	0.41	0.45	0.3	0.44	0.35	0.47	0.31	0.38	0.28
Vive en municipio ZLFN=1 ²	0.13	0.12	0.14	0.14	0.11	0.13	0.15	0.1	0.13
Muestra	20 298								

* Datos sin ponderación.

¹ Son todas las personas cuyo ingreso per cápita del hogar es menor al valor de la canasta alimentaria calculada por el Coneval.

² La Zona Libre de la Frontera Norte comprende a todos los municipios de México que son frontera con Estados Unidos; también incluye a la totalidad de municipios de Baja California.

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020 (Inegi, 2021).

¹⁹ Se hizo un análisis considerando el diseño complejo de la muestra censal y se observó que los resultados de los descriptivos con y sin ponderadores eran muy similares, con excepción de los salarios por hora para los grupos, por lo que se decidió no usar los ponderadores. Los autores agradecen al Dr. Enrique Minor (ITESM) por sus comentarios a este aspecto.

En cuanto al porcentaje de mujeres jornaleras (23 %), se observa que es más alto en indígenas (28 %) que en no indígenas (21 %). La tercera parte de los jornaleros (33 %) se auto adscribe como indígena, siendo más alta esta cifra en hombres (40 %) que en mujeres (31 %). En cuanto a la edad, se observa que el promedio de la muestra es de 37.4 años, siendo más jóvenes las mujeres (35.1 años) que los hombres (38 años); así mismo, los indígenas son más jóvenes (35.9 años) que los no indígenas (38.1 años).

La escolaridad promedio es de primero de secundaria (7 años), siendo muy similar entre hombres y mujeres, y 0.7 años más alta en no indígenas que en indígenas (7.2 y 6.5 años, respectivamente); esta diferencia es menor que la que resulta cuando se comparan los trabajadores sin distinguir su ocupación. Los hablantes de lengua indígena representan el 14 por ciento del total, siendo este claramente más alto entre los trabajadores que se identifican como indígenas (40 %) que en los no indígenas (1 %). El 30 por ciento de los jornaleros agrícolas del noroeste son migrantes, siendo este el porcentaje más alto de todas las regiones.

En el caso de los jornaleros migrantes, el porcentaje de mujeres (40 %) es mayor que el de hombres (27 %), así como el de indígenas (44 %) es mayor que el de los no indígenas (23 %). En todos los casos (el total, hombres, mujeres, indígenas y no indígenas) los jornaleros tienen cónyuge. En cuanto a la pobreza laboral extrema, se observa que 15 por ciento de los jornaleros sufren de pobreza extrema, siendo más alta la tasa en hombres (tanto indígenas como no indígenas) que en mujeres. Alrededor del 40 por ciento de los jornaleros vive en áreas rurales (es decir, de menos de 2 500 habitantes). Los jornaleros del noroeste que viven en un municipio de la ZLFN representan el 13 por ciento del total, siendo las mujeres no indígenas las trabajadoras con una ligera presencia mayor en municipios de la ZLFN (15 %).

RESULTADOS

Los resultados de los matching por género se muestran en el cuadro 5, donde se presentan tanto los obtenidos por PSM como los de matching por Mahalanobis.²⁰ Los resultados obtenidos son todos significativos al 99 % y es que el efecto de ser mujer en la brecha salarial promedio ronda el cuatro por ciento. Los resultados se expresan como porcentaje de la brecha y es respecto a la parte pareada (matching).

²⁰ Se estimó un modelo logit y se obtuvo una región de soporte común y un sesgo cercano a 1 por ciento. Por cuestiones de espacio no se incluye esta información en el artículo, pero puede ser solicitada a los autores. Lo mismo aplica para los resultados del efecto de la etnicidad, mostrado en el cuadro 6. Los errores estándar se calculan mediante *bootstrapping*. Se utilizó el comando *psmatch2* de Stata.

Cuadro 5. Efectos de tratamiento del género en la brecha salarial de jornaleros agrícolas en la región noroeste (2020)

Muestra	Tratamiento =mujer	Control =hombre	Diferencia	Error estándar	Valor T	Efecto de tratamiento en los tratados como porcentaje de la brecha
Matching por Mahalanobis						
Vecino más cercano						
No pareado	3.3024	3.3435	-0.0411	0.0085	4.83	-3.3
Pareado	3.3024	3.3357	-0.0333***	0.0129	-2.57	
Calibración de radio de 0.001						
No pareado	3.3024	3.3435	-0.0411	0.0085	-4.83	-4.2
Pareado	3.2896	3.3326	-0.0431***	0.0110	-3.93	
Kernel (Epanechnikov)						
No pareado	3.3024	3.3435	-0.0411	0.0085	-4.83	-4.2
Pareado	3.3003	3.3435	-0.0432***	0.0110	-3.92	
Propensity Score Matching						
Vecino más cercano						
No pareado	3.3024	3.3435	-0.0411	0.0085	-4.83	-4.3
Pareado	3.3024	3.3459	-0.0435***	0.0135	-3.22	
Calibración de radio de 0.001						
No pareado	3.3024	3.3435	-0.0411	0.0085	-4.83	-4.4
Pareado	3.3025	3.3475	-0.0450***	0.0080	-5.64	
Kernel (Epanechnikov)						
No pareado	3.3024	3.3435	-0.0411	0.0085	-4.83	-4.3
Pareado	3.3024	3.3464	-0.0440***	0.0084	-5.21	
Muestra	20 298					

* Significativo al 90 por ciento; ** significativo al 95 por ciento; *** significativo al 99 por ciento.

Estimación del Efecto de Tratamiento en los Tratados para el Logaritmo del Salario por Hora.

Errores estándar por *bootstrapping* con 200 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020 (Inegi, 2021).

De acuerdo con Meara *et al.* (2020), el efecto de tratamiento de ser mujer en la brecha salarial es la diferencia entre los grupos pareados. Es decir, al comparar a hombres y mujeres de características similares (edad, escolaridad, etc.) se observa que las mujeres reciben cuatro por ciento menos de salario, lo cual puede estar asociado a discriminación y a otras características no observables, como la productividad. En la ocupación de los jornaleros agrícolas es difícil ver segregación ocupacional que no favorezca a las mujeres, ya que más bien se da una segregación por el tipo de unidad productiva hacia aquellas que funcionan con esquemas más informales, como el pago por destajo.

Los resultados para los matching por etnicidad se presentan en el cuadro 6. El efecto de la etnicidad es ampliamente desfavorable para los jornaleros indígenas, quienes reciben un salario menor en 16 por ciento (15.7 % a 17.7 % con Mahalanobis y 15.7 % a 15.9 % con PSM) respecto a los no indígenas. Este 16 por ciento menor puede estar relacionado con discriminación y, en su caso, se puede observar en varias entidades del país que se les asignan tareas de mayor esfuerzo físico y menor posibilidad de pago extra, o también que priorizan trabajar en unidades productivas informales que les ofrecen pago por destajo sin acceso a prestaciones. Para el caso de Reino Unido, Meara *et al.* (2020) muestran que si se toma en cuenta la segregación ocupacional, los resultados pueden ser un poco diferentes.

Para el caso de las estimaciones de multitratamiento, los resultados se muestran en el cuadro 7²¹ con base en Cattaneo (2010) y Cattaneo *et al.* (2013). Al considerar a los hombres indígenas como categoría de referencia, se obtienen los efectos del resto de las categorías en el salario de los jornaleros agrícolas.

Cuadro 6. Efectos de tratamiento de la etnicidad en la brecha salarial de jornaleros agrícolas en la región noroeste en 2020

Muestra	Tratamiento =indígena	Control =no indígena	Diferencia	Error estándar	Valor T	Efecto de tratamiento en los tratados como porcentaje de la brecha
Matching por Mahalanobis						
Vecino más cercano						
No pareado	3.2216	3.3922	-0.1706	0.0075	-22.76	-17.7
Pareado	3.2216	3.4160	-0.1944***	0.0289	-6.72	
Calibración de radio 0.001						
No pareado	3.3024	3.3922	-0.1706	0.0075	-22.76	-16.8
Pareado	3.2896	3.3699	-0.1845***	0.0095	-19.33	
Kernel (Epanechnikov)						
No pareado	3.2216	3.3922	0.1706	0.0075	-22.76	-15.7
Pareado	3.2216	3.3922	-0.1706***	0.0078	-21.89	
Propensity Score Matching						
Vecino más cercano						
No pareado	3.2216	3.3922	-0.1706	0.0075	-22.76	-15.9
Pareado	3.2216	3.3943	-0.1727***	0.0341	-5.06	
Radio de 0.001						
No pareado	3.2216	3.3922	-0.1706	0.0075	-22.76	-15.6
Pareado	3.2135	3.3836	-0.1701***	0.0212	-8.03	

(continúa)

²¹ Los resultados de la primera etapa son logit multinomiales, pero no se muestran por cuestiones de espacio.

(continuación)

Kernel (Epanechnikov)

No pareado	3.2216	3.3922	0.1706	0.0075	-22.76	-15.7
Pareado	3.2216	3.3922	-0.1706***	0.0202	-8.44	
Muestra	20 298					

* Significativo al 90 por ciento, ** significativo al 95 por ciento; *** significativo al 99 por ciento.

Estimación del Efecto de Tratamiento en los Tratados para el Logaritmo del Salario por Hora.

Errores estándar por *bootstrapping* con 200 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020 (Inegi, 2021).

Cuadro 7. Modelo IPWRA de los efectos del género y la etnicidad en la brecha salarial jornalera agrícola para el noroeste

Categoría	Media	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Hombre no indígena	3.4060*** (0.0103)	2.9345*** (0.0163)	3.2005*** (0.0194)	3.3022*** (0.0116)	3.5899*** (0.0254)	3.9154*** (0.0192)
Mujer no indígena	3.3315*** (0.0161)	2.925*** (0.0200)	3.1326*** (0.0317)	3.2222*** (0.0221)	3.4453*** (0.0095)	3.7612*** (0.0516)
Efecto relativo a hombre no indígena (%)	-7.5	-1.0	-6.8	-8.0	-14.5	-15.4
Hombre indígena	3.2411*** (0.0081)	2.7114*** (0.0055)	2.9345*** (0.0096)	3.2020*** (0.0073)	3.4436*** (0.0111)	3.7186*** (0.0173)
Efecto relativo a hombre no indígena (%)	-16.5	-22.3	-26.6	-10.0	-14.6	-19.7
Mujer indígena	3.1648*** (0.0129)	2.7114*** (0.0170)	2.9221*** (0.0239)	3.1858*** (0.0195)	3.3557*** (0.0118)	3.5507*** (0.0335)
Efecto relativo a hombre no indígena (%)	-24.1	-22.3	-27.8	-11.6	-23.4	-36.5
Muestra	20 298	20 298	20 298	20 298	20 298	20 298

* Significativo al 90 por ciento, ** significativo al 95 por ciento; *** significativo al 99 por ciento.

Modelo bietápico con una primera etapa de probit multinomial.

Errores estándar por *bootstrapping* con 3 000 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020 (Inegi, 2021).

Se reportan los valores del logaritmo de salarios y el efecto de tratamiento. Para el caso de la media, se observa que las mujeres no indígenas ganan 7.5 por ciento menos que los hombres no indígenas, controlando por características observables, de modo que ese 7.5 por ciento menor es el efecto de ser mujer no indígena. Los hombres indígenas perciben un salario 16.5 por ciento menor que el de los hombres no indígenas. La categoría más desfavorecida es la de mujeres indígenas, ya que su salario es 24.1 por ciento menor que el de los hombres no indígenas, lo que da cuenta de la vulnerabilidad que sufren las jornaleras indígenas a través de sus ingresos.

Ahora cabe cuestionar si estos efectos del género y la etnicidad se mantienen a lo largo de la distribución salarial. Esto se puede conocer al explorar los resultados por cuantiles: en el percentil 10, se observa que el efecto del género se diluye y es el de etnicidad el que pesa más (la diferencia de género entre las personas no indígenas, hombres y mujeres, es solo del 1 %) y las diferencias de los hombres no indígenas respecto a los hombres y mujeres indígenas es de 22.2 por ciento.

Conforme se avanza hacia los percentiles más altos, la diferencia por género va cobrando importancia y la de etnicidad aumenta, siendo muy alta en el percentil 90, donde las mujeres no indígenas tienen un salario 15 por ciento menor respecto a sus pares hombres y el extremo se da en las jornaleras indígenas, cuyo salario es 36.5 por ciento menor respecto a los hombres no indígenas. Este aumento de las brechas en los percentiles más altos denota la presencia de techo de cristal,²² tal como lo mide Arulampalam *et al.* (2007). En el cuadro 8 se observa la comparación entre todas las categorías.

Cuadro 8. Comparación de efectos por categorías de jornalero agrícola en la brecha salarial en el noroeste

Categorías en comparación	Media	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Mujer no indígena vs. hombre no indígena	-0.0745*** (0.0192)	-0.0096 (0.0259)	-0.0680* (0.0372)	-0.0800*** (0.0251)	-0.1446*** (0.0271)	-0.1542*** (0.0552)
Hombre indígena vs. hombre no indígena	-0.1650*** (0.013)	-0.2231*** (0.0173)	-0.2660*** (0.0215)	-0.1002*** (0.0137)	-0.1463*** (0.0280)	-0.1967*** (0.0258)
Mujer indígena vs. hombre no indígena	-0.2412*** (0.0164)	-0.2231*** (0.023)	-0.2784*** (0.0304)	-0.1164*** (0.0227)	-0.2342*** (0.0280)	-0.3646*** (0.0388)
Hombre indígena vs. mujer no indígena	-0.0904*** (0.0179)	-0.2136*** (0.0207)	-0.1981*** (0.0328)	-0.0202 (0.0232)	-0.0018 (0.0146)	-0.0426 (0.0547)
Mujer indígena vs. mujer no indígena	-0.1667*** (0.0203)	-0.2136*** (0.0260)	-0.2105*** (0.0389)	-0.0364 (0.0291)	-0.0896*** (0.0149)	-0.2105*** (0.0611)
Mujer indígena vs. hombre indígena	-0.0763*** (0.0153)	0.0000 (0.0180)	-0.0124 (0.0260)	-0.0162 (0.0207)	-0.0879*** (0.0162)	-0.1679*** (0.0375)
Muestra	20 298	20 298	20 298	20 298	20 298	20 298

* Significativo al 90 por ciento, ** significativo al 95 por ciento; *** significativo al 99 por ciento.

Efectos marginales derivados del Modelo IPWRA del cuadro 7.

Errores estándar por *bootstrapping* con 3 000 replicaciones.

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020 (Inegi, 2021).

²² Techo de cristal se refiere al hecho de cuando la brecha salarial es más amplia en los percentiles más altos, y en términos operativos, cuando la brecha salarial es más alta en el percentil 90 respecto al percentil 50 (la mediana).

Cuando se compara a los hombres indígenas con las mujeres no indígenas, se observa que los primeros tienen un salario nueve por ciento menor al de ellas en la media; esta diferencia es más alta en la parte baja de la distribución (19.8 % en el percentil 25), pero en la parte media y alta de la distribución las diferencias no son significativas en los salarios de estos grupos. Comparando a las mujeres se puede observar el efecto de la etnicidad: las no indígenas tienen un salario 16.7 por ciento más alto que las indígenas en la media, y cuando se explora a través de la distribución se observa que esta diferencia es más amplia en los extremos de la distribución y no significativa en la mediana. En el percentil 25 las mujeres no indígenas tienen un salario 21.1 por ciento más alto que sus pares indígenas; así mismo, esta diferencia es de 21.1 por ciento en el percentil 90. Esto podría interpretarse como la presencia de piso pegajoso²³ y techo de cristal.

La comparación entre hombres y mujeres indígenas permite observar el efecto de género en los indígenas. En la media las mujeres indígenas tienden a percibir un salario 7.6 por ciento menor que sus pares hombres, pero cuando se explora la diferencia a través de la distribución salarial, se observa que solo se presenta en la parte alta de la distribución, es decir, 16.8 por ciento de diferencia en el percentil 90.

La importancia de estos resultados radica en la interacción que pueden tener los efectos del género y la etnicidad en los salarios y que estos pueden variar dependiendo de la parte de la distribución a la que se hace referencia. De esta manera se muestra que la interacción género-etnicidad (mujeres indígenas) denota una diferencia amplia que va de 21 a 36 por ciento, siendo reducida solo en la mediana de la distribución; de este modo los dos efectos amplían las diferencias.

Para corroborar la robustez de los resultados obtenidos con el modelo IPWRA, se consideró compararlos con las estimaciones de las brechas para género y etnicidad a través de los métodos de descomposición RIF (Firpo *et al.*, 2018), usando los comandos desarrollados por Rios-Avila (2020). Los resultados, en los cuadros 9 y 10, muestran que la brecha por género y etnicidad favorecen a los trabajadores hombres e indígenas. Se observa que la mayor parte de la brecha no es explicada por las características de los grupos, lo que no necesariamente implica que esto se deba a la discriminación, sino que, como señalan Meara *et al.* (2020), esto se debe a un alto grado de heterogeneidad entre los grupos, algo que se observa desde el cuadro 4, donde se evidencian las diferencias en edad, escolaridad y condición de migración. Es por ello que se considera que los resultados obtenidos con los modelos matching e IPWRA son una mejor opción para modelar los efectos estudiados que con los modelos RIF.

²³ Esto se da cuando la brecha es más grande en la parte baja de la distribución.

Cuadro 9. Descomposición Oaxaca-RIF de la brecha salarial de etnicidad en jornaleros agrícolas (2020)

Diferencial	Media	Percentil 25	Mediana	Percentil 75
No indígenas	3.3922*** (0.0043)	3.2231*** (0.0015)	3.3197*** (0.0043)	3.5386*** (0.0065)
Indígenas	3.2216*** (0.0061)	2.9703*** (0.0064)	3.2560*** (0.0029)	3.4320*** (0.0053)
Brecha étnica total	0.1706*** (0.0075)	0.2528*** (0.0066)	0.0636*** (0.0051)	0.1066*** (0.0083)
Descomposición de la brecha				
Explicada	0.0267*** (0.0035)	0.0017 (0.0011)	0.0154*** (0.0033)	0.0475*** (0.0048)
Porcentaje del total	15.7	0.7	24.2	44.6
No explicada	0.1439*** (0.0075)	0.2511*** (0.0065)	0.0482*** (0.0057)	0.0590*** (0.0091)
Porcentaje del total	84.3	99.3	75.8	55.3
Muestra	20 298	20 298	20 298	20 298

* Significativo al 90 por ciento, ** significativo al 95 por ciento; *** significativo al 99 por ciento. Errores estándar entre paréntesis. Estimaciones de regresión RIF-OLS.

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020 (Inegi, 2021).

Cuadro 10. Descomposición Oaxaca-RIF de la brecha salarial de género en jornaleros agrícolas (2020)

Diferencial	Media	Percentil 25	Mediana	Percentil 75
Hombres	3.3467*** (0.0041)	3.0854*** (0.0051)	3.2632*** (0.0025)	3.5242*** (0.0047)
Mujeres	3.3020*** (0.0071)	3.0731*** (0.0083)	3.3088*** (0.0032)	3.4715*** (0.0055)
Brecha étnica total	0.0447*** (0.0082)	0.0123 (0.0097)	-0.0456*** (0.0041)	0.0527*** (0.0073)
Descomposición de la brecha				
Explicada	-0.0319*** (0.0037)	-0.0420*** (0.0042)	-0.0202*** (0.0020)	-0.0168*** (0.0035)
Porcentaje del total	71.4	-341.5	-44.3	-31.9
No explicada	0.0766*** (0.0080)	0.0543*** (0.0095)	-0.0254*** (0.0041)	0.0695*** (0.0075)
Porcentaje del total	84.3	441.5	55.7	131.9
Muestra	20 298	20 298	20 298	20 298

* Significativo al 90 por ciento, ** significativo al 95 por ciento; *** significativo al 99 por ciento. Errores estándar entre paréntesis. Estimaciones de regresión RIF-OLS.

Fuente: Elaboración propia a partir de la muestra censal del Censo de Población y Vivienda 2020 (Inegi, 2021).

CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo fue analizar el efecto del género y la etnicidad en la brecha salarial entre jornaleros agrícolas asalariados en el noroeste de México, tanto en la media como a lo largo de la distribución salarial para determinar si existe un componente de discriminación. Mediante el uso de métodos de matching se encontraron estos efectos, tomando en cuenta como tratamiento al género o a la etnicidad y luego, con el uso de modelos IPWRA, para evaluar simultáneamente ambos efectos.

Los resultados con el matching dan cuenta de que existe un efecto directo negativo del género y la etnicidad en los salarios, de modo que las mujeres tienden a tener menores salarios que los hombres, así como los indígenas menores que los no indígenas, en un entorno donde se comparan jornaleros de características observables similares. El efecto de la etnicidad es mayor al del género (16.5 % vs. 4 %). La ventaja de las estimaciones con matching sobre la DOB es que se controla por heterogeneidad y así se reduce sustancialmente el sesgo de selección en características observables.

Para evaluar el efecto simultáneo del género y la etnicidad a través de la distribución de salarios se utilizaron los modelos IPWRA. Los resultados en la media muestran que los salarios más altos son los de los hombres no indígenas, siendo los trabajadores indígenas (hombres y mujeres) los que presentan los salarios más bajos.

Cuando se analizaron estas brechas a lo largo de la distribución salarial se observó que en la parte baja de la distribución solo se presenta el efecto de la etnicidad, siendo el de género no significativo. Sin embargo, conforme se avanzó a los percentiles más altos, entonces el efecto de la etnicidad se redujo un poco pero aumentó el de género, razón por la cual las mujeres no indígenas perciben salarios casi iguales a sus pares hombres en el percentil 10, pero muy superiores a los indígenas. Sin embargo, en el percentil 90 ellas presentaron salarios 15 por ciento más bajos que los jornaleros no indígenas, y la distancia de los trabajadores indígenas respecto a los hombres no indígenas aumentó, por lo que en materia de género se presentó techo de cristal. Mientras que en el caso de los hombres indígenas, respecto a los no indígenas, el efecto de la etnicidad se redujo conforme se avanzó en la distribución. Cuando se comparó el efecto de la etnicidad en las mujeres, se observó que la brecha es más grande en los extremos y que incluso en la mediana no se pueden distinguir diferencias salariales, lo que denota la presencia de piso pegajoso al mismo tiempo que techo de cristal.

Por último, al comparar el efecto del género entre jornaleros indígenas, se observó que desde el percentil 10 a la mediana de la distribución, las diferencias salariales entre hombres y mujeres indígenas no son significativas, y fue en la parte alta de la distribución donde se observaron menores salarios para las mujeres, lo que denota la presencia de techo de cristal. Como se señaló antes, son escasos los trabajos sobre la brecha salarial de los jornaleros. Para el caso de Estados Unidos, Fisher *et al.* (2021) encontraron que las mujeres tienen un salario seis por ciento menor que los hombres, lo que en parte se debe a la discriminación. Para el caso de México, Stabridis y Salgado Viveros (2022) encontraron que las jornaleras tenían un salario 15 por ciento menor a los jornaleros y que una parte de esta diferencia se debe a la discriminación.

El hecho de que se encuentren efectos negativos en materia de género y etnicidad en los salarios no solo puede atribuirse a factores como la discriminación, pues existen algunas características no observables como el tipo de pago (salario integrado, mixto, destajo), algún tipo de selección en ocupación (algunas labores pueden asignarse a mujeres o a indígenas, o ellos elegir realizarlas para conseguir una mayor remuneración) o la dificultad que las mujeres, por su rol de género, puedan tener para acceder a algunos pagos extras por cumplir un horario laboral más extenso, por lo que podrían tener salarios más bajos. Sin embargo, sí es posible atribuir este efecto negativo a cierto grado de discriminación por género y etnicidad.

Es importante señalar que en futuros trabajos se pudiera incluir la oferta laboral por género a nivel local como una variable que puede afectar los salarios, así como incluir información sobre los productores que pueda tener efecto en los salarios o influir en la oferta laboral. El problema que se tiene ahora es que no se cuenta con una encuesta o censo que recoja las particularidades de los jornaleros agrícolas ni de las unidades productivas para las que ellos trabajan, similar a la que en Estados Unidos se recoge con la NAWS o las encuestas agrícolas de Chile, Perú y Colombia. La Encuesta Nacional Agropecuaria que levanta el Inegi es muy limitada en información y su acceso es restringido.

REFERENCIAS

- Aguilar-Rodriguez, A., Miranda, A. y Zhu, Y. (2018). Decomposing the language pay gap among the indigenous ethnic minorities of Mexico: Is it all down to observables? *Economics Bulletin*, 38(2), 689-695.
- Ahmed, S. y Maitra, P. (2015). A distributional analysis of the gender wage gap in Bangladesh. *The Journal of Development Studies*, 51(11), 1444-1458. <https://doi.org/10.1080/00220388.2015.1046444>
- Alarcón, D. y McKinley, T. (1994). Gender differences in wages and human capital: Case study of female and male urban workers in Mexico from 1984 to 1992. *Frontera Norte*, 6(12), 41-50.
- Ali, D., Bowen, D., Deininger, K. y Duponchel, M. (2016). Investigating the gender gap in agricultural productivity: Evidence from Uganda. *World Development*, 87, 152-170. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.06.006>
- Arabsheibani, G., Gupta, P., Mishra, T. y Parhi, M. (2018). Wage differential between caste groups: Are younger and older cohorts different? *Economic Modelling*, 74, 10-23. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.04.019>
- Arceo-Gómez, E. O. y Campos-Vázquez, R. M. (2014). Evolución de la brecha salarial de género en México. *El Trimestre Económico*, 81(323), 619-653.
- Arceo-Gómez, E. O. y Torres, P. (2021). Brechas salariales por autoidentificación indígena y rasgos lingüísticos en México. *Sobre México. Temas de Economía*, 1(3), 129-161. <https://doi.org/10.48102/rsm.vi3.94>

- Arulampalam, W., Booth, A. L. y Bryan, M. L. (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *ILR Review*, 60(2), 163-186. <https://doi.org/10.1177/001979390706000201>
- Barrón Pérez, A. (2000). Cambios en las relaciones salariales en los mercados de trabajo rurales en México. *Investigación Económica*, 60(234), 17-32.
- Barsky, R., Bound, J., Charles, K. K. y Lupton, J. P. (2002). Accounting for the black-white wealth gap. *Journal of the American Statistical Association*, 97(459), 663-673. <https://doi.org/10.1198/016214502388618401>
- Biewen, M., Fitzenberger, B. y Seckler, M. (2020). Counterfactual quantile decompositions with selection correction taking into account Huber/Melly (2015): An application to the German gender wage gap. *Labour Economics*, 67, (101927). <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101927>
- Blau, F. D. y Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789-865. <https://doi.org/10.1257/jel.20160995>
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Brown, C. J., Pagán, J. A. y Rodríguez-Oreggia, E. (1999). Occupational Attainment and Gender Earnings Differentials in Mexico. *ILR Review*, 53(1), 123-135. <https://doi.org/10.1177/001979399905300107>
- Bucheli, M. y Porzecanski, R. (2011). Racial inequality in the Uruguayan labor market: An analysis of wage differentials between Afro-descendants and whites. *Latin American Politics and Society*, 53(2), 113-150. <https://doi.org/10.1111/j.1548-2456.2011.00119.x>
- Caliendo, M. y Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
- Canedo, A. (2019). Labor market discrimination against indigenous peoples in Mexico: A decomposition analysis of wage differentials. *Iberoamericana. Nordic Journal of Latin American and Caribbean Studies*, 48(1). <https://doi.org/10.16993/iberoamericana.433>
- Cano-Urbina, J. y Mason, P. L. (2016). Acculturation and the labor market in Mexico. *IZA Journal of Labor Policy*, 5(1), 1-29. <https://doi.org/10.1186/s40173-016-0077-6>
- Cattaneo, M. D. (2010). Efficient semiparametric estimation of multi-valued treatment effects under ignorability. *Journal of Econometrics*, 155(2), 138-154. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.09.023>
- Cattaneo, M. D., Drukker, D. M. y Holland, A. D. (2013). Estimation of multivalued treatment effects under conditional independence. *The Stata Journal*, 13(3), 407-450. <https://doi.org/10.1177/1536867X1301300301>

- Coubès, M.-L. (Coord.). (2018). *Estado del arte sobre la situación de la población jornalera agrícola en Baja California y Baja California Sur* [Informe de proyecto inédito]. El Colegio de la Frontera Norte; Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación.
- DiNardo, J., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, 64(5), 1001-1044. <https://doi.org/10.2307/2171954>
- Escobar Latapí, A., Martín, P. y Stabridis, O. (2019). *Farm labor and Mexico's export produce industry*. Wilson Center. <https://www.wilsoncenter.org/publication/farm-labor-and-mexicos-export-produce-industry>
- Firpo, S., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973. <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>
- Firpo, S. P., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (2018). Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics*, 6(2), 28. <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>
- Fisher, M., Lewin, P. A. y Pilgeram, R. (2021). Farmworkers and the gender wage gap: An empirical analysis of wage inequality in US agriculture. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 44(4), 2145-2163. <https://doi.org/10.1002/aep.13202>
- Fremstad, A. y Paul, M. (2020). Opening the farm gate to women? The gender gap in U.S. agriculture. *Journal of Economic Issues*, 54(1), 124-141. <https://doi.org/10.1080/00213624.2020.1720569>
- Frölich, M. (2007). Propensity Score Matching without conditional independence assumption— with an application to the gender wage gap in the United Kingdom. *The Econometrics Journal*, 10(2), 359-407.
- Gradín, C. (2016). Race, ethnicity, immigration, and living conditions in Costa Rica. *Review of Income and Wealth*, 62(S1), S90-S119. <https://doi.org/10.1111/roiw.12176>
- Grammont, H. C. y Lara Flores, S. M. (2004). Encuesta a hogares de jornaleros migrantes en regiones hortícolas de México: Sinaloa, Sonora, Baja California Sur y Jalisco. UNAM.
- Hirsch, B., König, M. y Möller, J. (2013). Is there a gap in the gap? Regional differences in the gender pay gap. *Scottish Journal of Political Economy*, 60(4), 412-439. <https://doi.org/10.1111/sjpe.12017>
- Iacus, S. M., King, G. y Porro, G. (2012). Causal inference without balance checking: Coarsened exact matching. *Political Analysis*, 20(1), 1-24.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi). (2012). *Atlas agropecuario de México: Censo Agropecuario 2007*. Autor.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi). (2019). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2018 Nueva serie*. Autor. <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2018/>

- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi). (2020). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2020 Nueva serie*. Autor. <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2020/>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi). (2021). *Censo de Población y Vivienda 2020. Diseño de la muestra censal*. Autor. https://www.inegi.org.mx/contenidos/productos/prod_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/nueva_estruc/702825197629.pdf
- Kilic, T., Palacios-López, A. y Goldstein, M. (2015). Caught in a productivity trap: A distributional perspective on gender differences in Malawian agriculture. *World Development*, 70, 416-463. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.06.017>
- Lara Flores, S. M. (1995). *Jornaleras, temporeras y boías frías. El rostro femenino del mercado de trabajo rural en América Latina*. Nueva Sociedad; Instituto de Investigaciones de las Naciones Unidas para el Desarrollo Social. <http://ru.iis.sociales.unam.mx/handle/IIS/4919>
- Lara Flores, S. M. (1998). *Nuevas experiencias productivas y nuevas formas de organización flexible del trabajo en la agricultura mexicana*. Juan Pablos Editor. <http://ru.iis.sociales.unam.mx/handle/IIS/4917>
- Lara Flores, S. M. (2011). Precarización del trabajo asalariado en la agricultura. En E. Pacheco Gómez, *Trabajos atípicos y precarización del empleo* (pp. 367-400). El Colegio de México.
- Machado, J. A. F. y Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445-465. <https://doi.org/10.1002/jae.788>
- Makate, C. y Mutenje, M. (2021). Discriminatory effects of gender disparities in improved seed and fertilizer use at the plot-level in Malawi and Tanzania. *World Development Perspectives*, 23, 100344. <https://doi.org/10.1016/j.wdp.2021.100344>
- Meara, K., Pastore, F. y Webster, A. (2020). The gender pay gap in the USA: A matching study. *Journal of Population Economics*, 33(1), 271-305. <https://doi.org/10.1007/s00148-019-00743-8>
- Morello, T. y Anjolim, J. (2021). Gender wage discrimination in Brazil from 1996 to 2015: A matching analysis. *Economía*, 22(2), 114-128. <https://doi.org/10.1016/j.econ.2021.03.002>
- Neuman, S. y Silber, J. G. (1996). Wage discrimination across ethnic groups: Evidence from Israel. *Economic Inquiry*, 34(4), 648-661. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1996.tb01402.x>
- Ñopo, H. (2008). Matching as a tool to decompose wage gaps. *The Review of Economics and Statistics*, 90(2), 290-299. <https://doi.org/10.1162/rest.90.2.290>
- Ñopo, H. (2012). *New century, old disparities: Gender and ethnic earnings gaps in Latin America and The Caribbean*. Inter-American Development Bank; The World Bank. <https://publications.iadb.org/en/new-century-old-disparities-gender-and-ethnic-earnings-gaps-latin-america-and-caribbean>
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>

- Obermann, G., Hoang Oanh, N. y Hong Ngoc, N. (2020). Gender pay gap in Vietnam: A propensity score matching analysis. *Journal of Economics and Development*, 23(3), 238-253. <https://doi.org/10.1108/JED-07-2020-0089>
- Oseni, G., Corral, P., Goldstein, M. y Winters, P. (2015). Explaining gender differentials in agricultural production in Nigeria. *Agricultural Economics*, 46(3), 285-310. <https://doi.org/10.1111/agec.12166>
- Pham, T. H. y Reilly, B. (2007). The gender pay gap in Vietnam, 1993-2002: A quantile regression approach. *Journal of Asian Economics*, 18(5), 775-808.
- Popli, G. K. (2013). Gender wage differentials in Mexico: A distributional approach. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 176(2), 295-319. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2011.01031.x>
- Rios-Avila, F. (2020). Recentered influence functions (RIFs) in Stata: RIF regression and RIF decomposition. *The Stata Journal*, 20(1), 51-94. <https://doi.org/10.1177/1536867X20909690>
- Rosenbaum, P. R. y Rubin, D. B. (1983). The central role of the Propensity Score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Sariego Rodríguez, J. L. (2007). Los jornaleros agrícolas de Sonora: Recuento de una experiencia de investigación. En M. I. Ortega Vélez, P. A. Castañeda Pacheco y J. L. Sariego Rodríguez, *Los jornaleros agrícolas, invisibles productores de riqueza: Nuevos procesos migratorios en el noroeste de México* (pp. 119-144). CIAD; Plaza yValdés; Fundación Ford.
- Stabridis, O. (2022). La semilla de la vulnerabilidad: Desventajas acumuladas en jornaleros de la agroindustria mexicana de exportación. *Región y Sociedad*, 34, e1656-e1656. <https://doi.org/10.22198/rys2022/34/1656>
- Stabridis, O. y Salgado Viveros, C. (2022). Jornaleros agrícolas en México: entre la indefensión laboral y la pobreza. En A. Rodríguez Nava, F. Vela Peón y C. A. García Villanueva (Coords.), *Trabajo, pobreza y pobreza laboral* (pp. 167-190). Universidad Autónoma Metropolitana-Unidad Xochimilco.
- Velasco, L. y Hernández, C. (2018). *Migración, trabajo y asentamiento en enclaves globales: indígenas en Baja California Sur*. El Colegio de la Frontera Norte.
- Velasco, L., Zlolninski, C. y Coubès, M.-L. (2014). *De jornaleros a colonos: residencia, trabajo e identidad en el valle de San Quintín*. El Colegio de la Frontera Norte. <https://libreria.colef.mx/detalle.aspx?id=7677>
- Weichselbaumer, D. y Winter-Ebmer, R. (2005). A meta-analysis of the international gender wage gap. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 479-511. <https://doi.org/10.1111/j.0950-0804.2005.00256.x>
- Yúnez Naude, A. (2010). Las políticas públicas dirigidas al sector rural: el carácter de las reformas para el cambio estructural. En A. Yúnez Naude (Coord.), *Los grandes problemas de México: economía rural* (vol. XI) (pp. 23-62). El Colegio de México. <https://2010.colmex.mx/16tomos/XI.pdf>

Zhang, J., Han, J., Liu, P. W. y Zhao, Y. (2008). Trends in the gender earnings differential in urban China, 1988-2004. *ILR Review*, 61(2), 224-243.

Zlolski, C. (2019). *Made in Baja: The lives of farmworkers and growers behind Mexico's transnational agricultural boom*. University of California Press.