



CRECIMIENTO ECONÓMICO, E M P L E O, INNOVACIÓN y DESIGUALDAD REGIONAL EN MÉXICO

COORDINAN

VÍCTOR HUGO TORRES PRECIADO

YOLANDA CARBAJAL SUÁREZ

LEOBARDO DE JESÚS ALMONTE

UNIVERSIDAD DE COLIMA

Crecimiento económico, empleo, innovación y desigualdad regional en México

© Universidad de Colima, 2026

Avenida Universidad 333

C.P. 28040, Colima, Colima, México

Dirección General de Publicaciones

Teléfonos: 312 316 1081 y 312 316 1000, extensión: 35004

Correo electrónico: publicaciones@ucol.mx

www.ucol.mx

Derechos reservados conforme a la ley

Publicado en México / *Published in Mexico*

ISBN electrónico: 978-968-9733-19-5

DOI: 10.53897/LI.2026.0003.UCOL

5E.1.1/317000/018/2025 Edición de publicación no periódica



Este libro está bajo la licencia de Creative Commons, Atribución – NoComercial - CompartirIgual 4.0 Internacional (CC BY-NC-SA 4.0)

Usted es libre de: Compartir: copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato. Adaptar: remezclar, transformar y construir a partir del material bajo los siguientes términos: Atribución: Usted debe dar crédito de manera adecuada, brindar un enlace a la licencia, e indicar si se han realizado cambios. Puede hacerlo en cualquier forma razonable, pero no de forma tal que sugiera que usted o su uso tienen el apoyo de la licenciante. NoComercial: Usted no puede hacer uso del material con propósitos comerciales. CompartirIgual: Si remezcla, transforma o crea a partir del material, debe distribuir su contribución bajo la misma licencia del original.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution – NonCommercial – ShareAlike 4.0 International License.

You are free to: Share: copy and redistribute the material in any medium or format. Adapt: remix, transform, and build upon the material under the following terms: Attribution: You must give appropriate credit, provide a link to the license, and indicate if changes were made. You may do so in any reasonable manner, but not in any way that suggests the licensor endorses you or your use. NonCommercial: You may not use the material for commercial purposes. ShareAlike: If you remix, transform, or build upon the material, you must distribute your contributions under the same license as the original.

Proceso editorial certificado con normas ISO desde 2005

Dictaminación doble ciego y edición registradas en el Sistema Editorial Electrónico PRED

Registro: LI-008-25

Recibido: Febrero de 2025

Dictaminado: Junio de 2025

Publicado: Febrero de 2026

Índice

Introducción general.....	7
Capítulo 1. Crecimiento económico y manufactura. Un análisis desde las regiones de México.....	14
<i>Leobardo de Jesús Almonte</i> <i>Víctor Hugo Torres Preciado</i>	
Capítulo 2. La destrucción creativa de la I4.0 y su impacto en la productividad laboral de la manufactura mexicana. Una visión por sexo	37
<i>Mayrén Polanco Gaytán</i> <i>Víctor Hugo Torres Preciado</i> <i>Renato Francisco González Sánchez</i>	
Capítulo 3. Las exportaciones manufactureras en el Estado de México. Un análisis de ventaja comparativa a nivel de subsector, 2007-2023	66
<i>Yolanda Carbajal Suárez</i> <i>Brenda Murillo Villanueva</i>	
Capítulo 4. Identificación y pronóstico de los ciclos del empleo en Ciudad Juárez, Chihuahua, México	100
<i>Isaac Sánchez-Juárez</i> <i>Rosa María García-Almada</i>	
Capítulo 5. Desacoplamiento entre actividades productivas y emisiones contaminantes al aire en México, 2003-2022.....	134
<i>Rafael Ortiz Pech</i> <i>Lilian Albornoza Mendoza</i> <i>Javier Becerril García</i>	

Capítulo 6. Implicaciones económicas de la prohibición de las importaciones de maíz transgénico en México. Un enfoque de cadena agroalimentaria.....	170
<i>Lilian Alborno Mendosa</i>	
<i>Alba Rosa Rivera de la Rosa</i>	
Capítulo 7. Brecha salarial de género por regiones en México. Un estudio de regresión cuantil.....	195
<i>Dayna Priscila Saldaña Zepeda</i>	
<i>Mayrén Polanco Gaytán</i>	
Capítulo 8. La pobreza por ingresos como detonante de las carencias habitacionales y servicios básicos de la vivienda en Zonas Metropolitanas de México en 2020	221
<i>Gabriel Darío Ramírez Sierra</i>	
<i>Roldán Andrés-Rosales</i>	
Capítulo 9. El comercio exterior agropecuario de México. El caso del jitomate 2002-2022	258
<i>Laura Elena del Moral Barrera</i>	
Capítulo 10. Estrategias de gestión administrativa para mejorar el desempeño de las Mipymes en Baja California. Un enfoque basado en ecuaciones estructurales.....	316
<i>Sósima Carrillo</i>	
<i>Renato Francisco González Sánchez</i>	
<i>Ana Jazmín Sandoval Sánchez</i>	
Conclusiones generales	348
Reseñas curriculares	350

Capítulo 7. Brecha salarial de género por regiones en México. Un estudio de regresión cuantil

Dayna Priscila Saldaña Zepeda
Mayrén Polanco Gaytán

Introducción

La literatura sobre desigualdad salarial de género se ha desarrollado sobre la base de dos enfoques teóricos: la acumulación de capital humano y la discriminación —Altonji y Blank, 1999, ofrecen una extensa discusión de estas teorías—, teniendo como propósito principal identificar los factores causales de las brechas de género y su nivel de contribución, así como el impacto de la discriminación en el mercado laboral. La técnica más ampliamente utilizada para identificar estos factores es el método de descomposición conocido como Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973), que consiste en dividir la brecha salarial de género total en un componente explicado y otro no explicado. El tamaño del componente explicado representa la parte de la brecha salarial de género producto de las diferencias entre hombres y mujeres observadas en ciertas características que determinan los salarios (por ejemplo, educación y ocupación). El tamaño del componente no explicado representa la parte de la brecha salarial de género que se debe a la influencia de características no

observadas, y a que hombres y mujeres reciben diferentes retornos por la misma característica. En la literatura, la parte no explicada es interpretada como indicador del grado de discriminación de género.

Comúnmente, los estudios empíricos sobre diferencias salariales de género se han centrado en modelar la media, principalmente mediante la técnica de mínimos cuadrados ordinarios; sin embargo, para muchas variables, la media no describe completamente la distribución, y el efecto medio no caracteriza adecuadamente las relaciones subyacentes entre variables si los efectos de los predictores no permanecen uniformes en toda la distribución. Adicionalmente, hay casos en los que el interés se centra en el impacto de las variables independientes en puntos distintos del centro de la distribución; por ejemplo, si se desea medir el efecto de la educación en el ingreso, probablemente será de mayor interés para las políticas públicas el efecto en la cola baja de la distribución que el efecto en la media de la distribución. Los modelos de regresión cuantil surgen para permitir la posibilidad de cuantificar el efecto de los predictores en diferentes puntos de la distribución de la variable dependiente (Koenker y Bassett Jr., 1978), y son especialmente útiles en aplicaciones donde los extremos son importantes.

Otro factor fundamental para considerar cuando se estudian las disparidades salariales entre hombres y mujeres es el indicador usado para revelar las diferencias. Los estudios empíricos usan el salario por hora con mayor frecuencia que el salario mensual; sin embargo, el salario por hora obedece en gran medida a cambios en la legislación en el mercado de trabajo, que han contribuido a reducir significativamente la brecha en el valor de este indicador por sexo. Por ejemplo, a nivel internacional, la declaración de la Organización Internacional del Trabajo, adoptada en 1998, compromete a los Estados miembros a promover la igualdad de remuneración de hombres y mujeres por un trabajo de igual valor; en cambio, el salario (mensual) refleja otras cuestiones que ponen en desventaja a la mujer en el mercado de trabajo, entre otras, la formación de expectativas, el número de horas de trabajo y el tipo de empleo. Goldin (2022) muestra evidencia de que la expectativa o posibilidad de la maternidad impacta en la elección de la carrera y en la inversión en educación, y que gran parte de la divergencia sala-

rial entre hombres y mujeres después del nacimiento de un hijo se debe a la reducción de las horas de trabajo remunerado de las madres.¹ En consecuencia, las trayectorias profesionales entre madres y padres, y entre mujeres con y sin hijos, divergen.

De manera particular, en el caso de México se identifica una importante cantidad de estudios sobre desigualdad salarial de género, principalmente haciendo uso de la información sobre el mercado de trabajo que se recaba en los censos y encuestas de los programas del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). En el A1 del anexo se presentan algunas de las aportaciones más recientes. En todas, la variable a explicar es el logaritmo del salario por hora, y se estudia el papel de la escolaridad y de la experiencia en la diferencia salarial media explicada entre hombres y mujeres. Adicionalmente, se incluyen, entre otras, algunas variables asociadas con la maternidad, como el número de hijos, el número de horas trabajadas y la ocupación. El nivel de análisis es principalmente nacional, únicamente Rodríguez Pérez (2018) realiza una segmentación por regiones según su nivel de exposición a la apertura comercial.

Respecto a los resultados más notables hay un consenso en que el rendimiento de la educación ha disminuido para ambos sexos, pero sigue siendo favorable para las mujeres; a pesar de que se ha cerrado la brecha en escolaridad entre hombres y mujeres (a nivel nacional, el número de años de educación promedio es 9.8 en los hombres y 9.6 en las mujeres [INEGI, 2020]), la brecha salarial persiste y la mayor parte de las diferencias no se explican por las características productivas.

Por otro lado, los resultados indican que la brecha salarial por género se ha reducido a partir del año 2000, excepto en la contribución de Orraca et al. (2016), quienes examinan el rol de la segregación ocupacional para explicar la brecha salarial de género, mostrando que las diferencias salariales por hora se incrementaron entre 2000 y 2010. Las diferencias salariales dentro de la ocupación contribuyeron positivamente a la brecha salarial de género total,

1 Goldin (2022) señala que las exigencias desproporcionadas del tiempo en el hogar de las mujeres con relación a los hombres pueden continuar mucho después de que los hijos crezcan; y los padres, al envejecer, con frecuencia se suman a las exigencias de cuidado que recaen principalmente sobre las mujeres.

mientras que las diferencias salariales entre ocupaciones tuvieron el efecto opuesto; es decir, la brecha salarial de género fue producto de las diferencias compensatorias dentro de las categorías ocupacionales, más que entre ellas.

El objetivo del presente trabajo es estudiar la brecha salarial de género por regiones y cuantiles de ingreso en México, subrayando la importancia de examinar la brecha salarial en diferentes partes de la distribución y en distintas zonas del país. La variable de observación es el ingreso mensual y no el ingreso por hora, y se investiga la influencia de la situación conyugal y de la maternidad en las mujeres; se incluyen, además, a la escolaridad y el sector de empleo (formal o informal) como variables de control. Las regiones se definen en función del ingreso mediano. Los términos ingreso y salario se usan indistintamente, y se refieren al salario del individuo por la actividad principal. El resto del documento se organiza de la siguiente manera: la primera sección especifica y describe las características de los datos empleados, los criterios para la formación de las regiones y la metodología a emplear; la segunda sección presenta los resultados; y en la última sección se discuten las conclusiones y algunas direcciones de trabajo futuro.

Metodología y datos

Datos

Para el presente estudio se procesaron los microdatos del tercer trimestre de 2023 de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) del INEGI. La base de datos se compone de las personas ocupadas en zonas urbanas del país, con edades entre 15 y 65 años; se incluye a personal subordinado y remunerado, empleadores y quienes trabajan por cuenta propia, excluyendo a quienes no reciben ingresos por la actividad económica que realizan. Se eliminan, además, las observaciones con escolaridad no especificada, número de hijos no especificado y los registros con 168 horas de trabajo por semana (que equivale a trabajar 24 horas diarias los siete días de la semana). La muestra final consiste en 73,771 observaciones.

Las variables de interés que caracterizan a los ingresos laborales provenientes de la actividad principal son el ingreso por hora, el ingreso mensual y el número de horas trabajadas por semana. Se consideran, además, las siguientes variables sociodemográficas para describir su contribución a las diferencias salariales de género: sexo, número de hijas e hijos nacidos vivos y situación conyugal. Aunque la escolaridad ha sido una variable comúnmente usada para explicar la brecha salarial entre hombres y mujeres, estudios recientes muestran que la reducción en la brecha de escolaridad no se ha trasladado a la paridad en el ingreso; por el contrario, esta variable representa sólo una porción insignificante de la brecha salarial que permanece (Goldin, 2014; Blau y Kahn, 2017; Quadlin et al., 2023). No obstante, debido a que la escolaridad contribuye positivamente a mejorar el ingreso de las personas, se incluye como una variable de control.

Por otra parte, cuando se estudia la relación entre el salario, el empleo y la maternidad, el sector de actividad (formal o informal) tiene un papel muy importante. La maternidad promueve menor cantidad de horas de trabajo en las mujeres (Wood et al., 1993; Bertrand et al., 2010; Goldin, 2014), por lo que ellas dejan su empleo durante algún tiempo o se trasladan a ocupaciones más flexibles que les permitan conciliar con sus deberes maternos. La flexibilidad en el empleo suele estar inmersa en la informalidad. Si bien la informalidad afecta a hombres y mujeres, esto ocurre de manera diferente, siendo las mujeres quienes ocupan con mayor frecuencia las formas más vulnerables. Alrededor de siete de cada 10 personas que trabajan sin remuneración en el sector informal son mujeres. La informalidad también se manifiesta diferente entre las madres y las mujeres sin hijos; las posibilidades de un empleo formal disminuyen cuando las mujeres se convierten en madres: 40 % de mujeres sin hijos, 45 % de madres y 53 % de mujeres con tres o más hijos se ocupan en un empleo informal (INEGI, 2024). Debido a la relevancia del sector de actividad, se incluye a este como una variable de control.

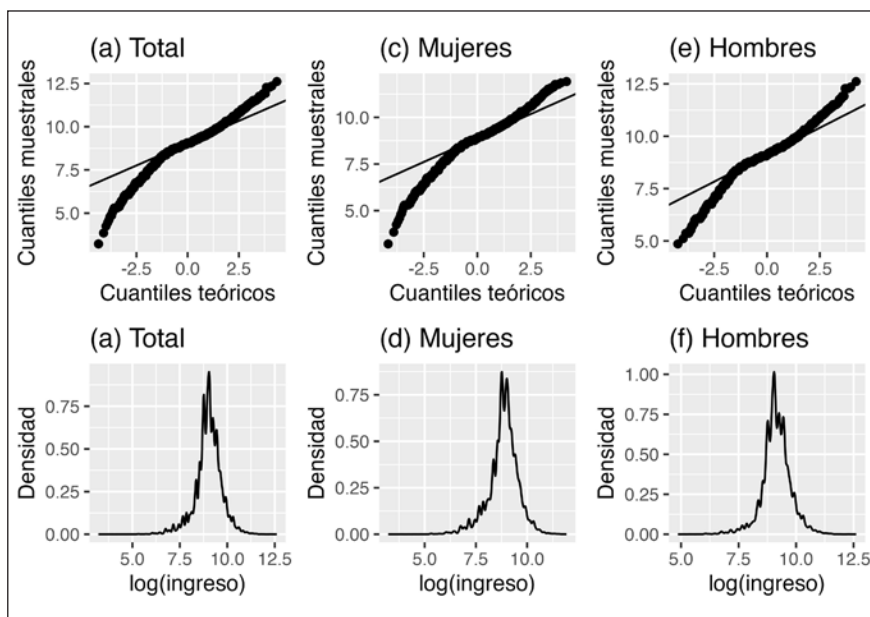
La medición de las variables se realiza de la siguiente manera: el ingreso por hora resulta de dividir el salario mensual por el número de horas trabajadas en la semana, multiplicadas por 4.3.

El ingreso mensual, el promedio de ingreso por hora trabajada y el número de horas trabajadas por semana se toman directamente de la ENOE. El nivel de escolaridad es una variable con tres categorías (básico, licenciatura y posgrado) construida a partir de la información de la encuesta: el nivel básico se refiere a la población ocupada con escolaridad máxima de bachillerato o equivalente; el nivel licenciatura incluye a la población con estudios profesionales terminados (con bachillerato o equivalente como requisito de ingreso) y a quienes cursaron algunos estudios de nivel maestría, pero que no concluyeron con el grado; y en el nivel de posgrado se incluye a la población con grado de maestría y a quienes cursaron estudios de doctorado, con el grado o no terminado. El número de hijas e hijos nacidos vivos es un dato que recaba la ENOE para las mujeres. La situación conyugal es una variable binaria construida que toma el valor de 1 si la persona vive en pareja (casada o en unión libre), y de 0 en cualquier otra situación. Finalmente, el sector de actividad es una variable binaria que toma el valor de 0 si el empleo pertenece al sector formal y 1 si se ubica en el sector informal.

Por otra parte, se definieron cuatro regiones en el país de acuerdo con la mediana del ingreso mensual, como se especifica más adelante. El uso de la mediana se basa en la exploración inicial de los datos. La figura 1 muestra los gráficos de probabilidad normal y las densidades no paramétricas, estimadas con la función *densityPlot* de la librería *car* en R (*R Core Team*, 2023), para el logaritmo del ingreso en la muestra total y por sexo. La desviación de la normalidad es evidente; usando la prueba *Lilliefors*, la normalidad se rechaza con un nivel de significancia menor a 0.001 en todas las muestras. Adicionalmente, usando la prueba Jarque-Bera, se concluye la asimetría y curtosis con un nivel de significancia menor a 0.001. Las distribuciones son ligeramente sesgadas a la izquierda (sesgo negativo), lo que implica que la mediana es mayor a la media, y presentan curtosis (leptocúrticas), lo que significa que hay más oportunidad de presentar valores atípicos.

Figura 1

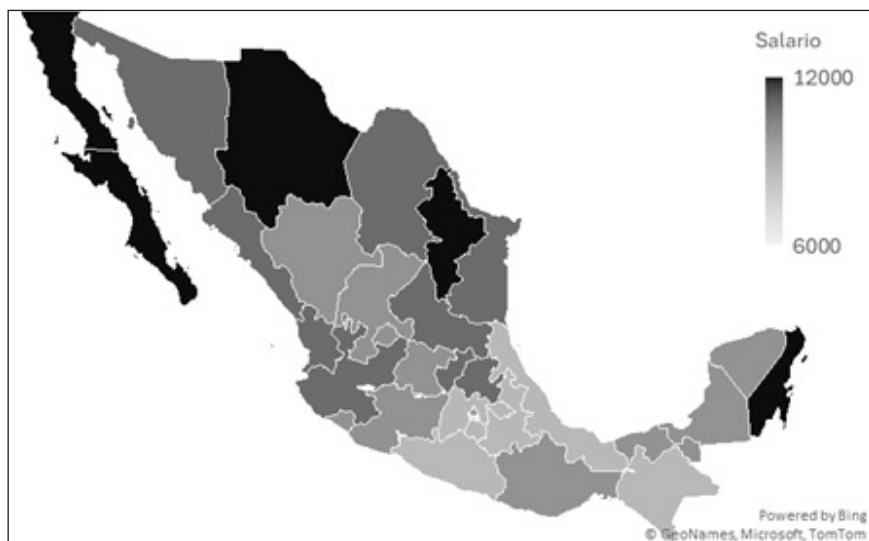
Gráficos de probabilidad normal y densidades del ingreso mensual según sexo



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE (INEGI, 2023).

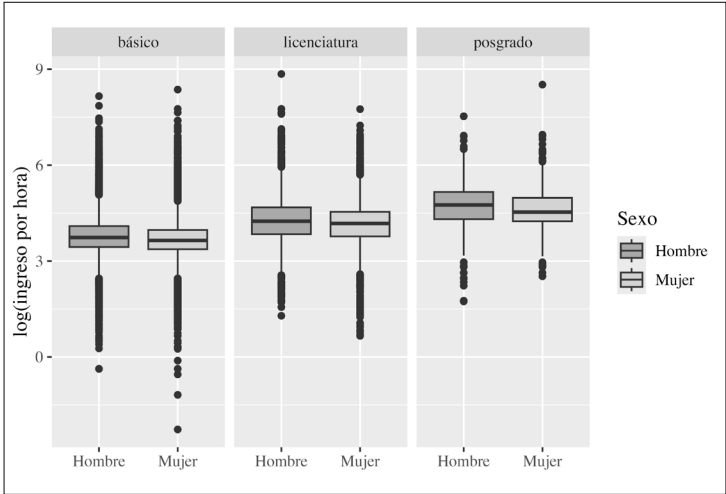
Las regiones fueron definidas de acuerdo con la mediana del salario mensual (en MXN) del siguiente modo (figura 2): región 1, menor a \$7,500 (Chiapas, Guerrero, Estado de México, Morelos, Puebla, Tlaxcala y Veracruz); región 2, de \$7,500 hasta menos de \$8,500 (Aguascalientes, Campeche, Colima, Ciudad de México, Durango, Guanajuato, Michoacán, Oaxaca, Tabasco, Yucatán y Zacatecas); región 3, de \$8,500 a menos de \$9,500 (Coahuila, Hidalgo, Jalisco, Nayarit, Querétaro, San Luis Potosí, Sinaloa, Sonora y Tamaulipas); y, región 4, mayor a \$9,500 (Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Nuevo León y Quintana Roo). No es sorprendente que las regiones de mayores ingresos se componen principalmente de los estados de la frontera norte del país, mientras que los estados del centro-sur conforman las regiones de ingresos más bajos.

Figura 2
Regiones de salario mensual mediano en México



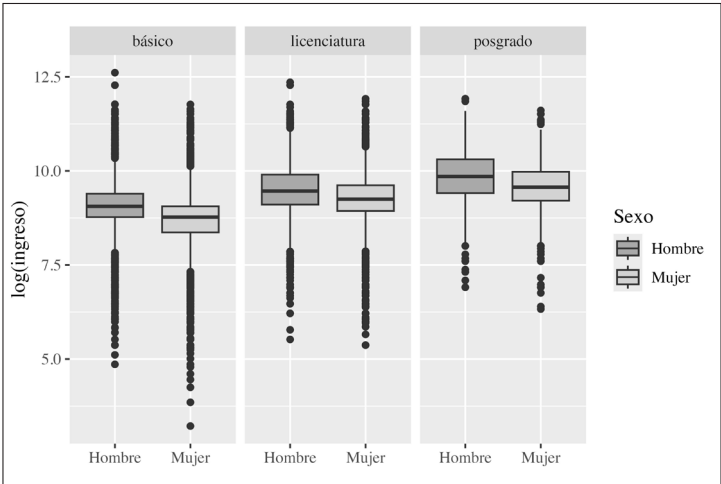
El uso del ingreso mensual en lugar del ingreso por hora para definir las regiones se debe a que el primero refleja mejor las brechas en el mercado laboral en contra de las mujeres. Las figuras 3 y 4 muestran las distribuciones del ingreso por hora y mensual, respectivamente, según nivel de escolaridad y sexo. Se observan algunas características en común para las dos variables: los valores son mayores en hombres que en mujeres; a medida que aumenta la escolaridad, se observa una tendencia creciente del salario para ambos sexos, una característica esperada y a favor de la inversión en educación; finalmente, el rango intercuartil aumenta y la cantidad de valores atípicos disminuye conforme aumenta la escolaridad, lo que sugiere que la distribución es más cercana a la normal en los niveles más altos. Por otra parte, hay una clara diferencia entre las dos variables: la brecha en el valor mediano entre hombres y mujeres es muy reducida en la distribución del ingreso por hora; mientras que, en la distribución del ingreso mensual, las medianas en mujeres están más cerca de los valores del primer cuartil en las distribuciones de hombres.

Figura 3
Distribución del ingreso por hora en México,
según nivel de escolaridad y sexo



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE (INEGI, 2023).

Figura 4
Distribución del ingreso mensual en México,
según nivel de escolaridad y sexo



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE (INEGI, 2023).

Como se mencionó en la sección anterior, si bien se ha avanzado en asuntos de discriminación salarial por sexo, de manera que las diferencias salariales por hora entre hombres y mujeres con las mismas dotaciones de capital humano como educación, experiencia y habilidades se han reducido sustancialmente, el estudio de la brecha salarial debe considerar los roles de género y la discriminación en el mercado laboral, que dejan a las mujeres con menos disponibilidad de emplearse (menor número de horas trabajadas) y sobrerrepresentadas en ocupaciones de menor salario.

Regresión cuantil

Una de las características más atractivas de la regresión cuantil (Koenker y Bassett, 1978) es su capacidad para estimar el impacto de los predictores no sólo en el centro, sino también en las colas de la distribución de las observaciones. De manera más general, la regresión cuantil permite estimar la relación entre los predictores y las observaciones en múltiples puntos de la distribución.

El uso de la regresión cuantil se fundamenta principalmente en la exploración de los datos, que sugiere que la distribución condicional de la variable dependiente cambia con respecto a las variables predictoras (cuantiles condicionales), y se plantea como una propuesta para descubrir relaciones más útiles entre las variables en casos en los que se encuentra una relación débil, o no se encuentra relación, entre las medias de las variables. Si bien el efecto medio obtenido mediante la regresión media condicional es una medida que resume el impacto de los predictores, no describe el impacto en la distribución completa, a menos que la variable afecte tanto al cuantil central como a los de las colas de la misma manera.

Una de las principales ventajas de la regresión cuantil frente a la regresión lineal es sobre la distribución de los datos. En una regresión lineal se asume que los errores, y por tanto las observaciones, tienen una distribución normal; las violaciones de este supuesto pueden afectar las pruebas estadísticas, por lo que son a menudo motivo de preocupación. En cambio, la regresión cuantil no hace supuestos sobre la distribución de los errores; en consecuencia, es más robusta a errores no normales y valores atípicos. Otra ventaja de la regresión cuantil es que utiliza todo el conjunto de observacio-

nes para estimar la relación entre las variables al ajustar cuantiles a lo largo del rango de las variables dependientes, lo que proporciona información sobre cómo la relación puede cambiar en diferentes partes de la distribución de la variable dependiente.

La regresión cuantil introducida en Koenker y Bassett (1978) generaliza el problema de minimización del que se obtienen los cuantiles muestrales al modelo lineal. Desde su introducción, se ha extendido gradualmente a una gran variedad de aplicaciones en el análisis de datos, como en ecología (Salari et al., 2021), economía (Alvarado et al., 2021), finanzas (Baruník y Čech, 2021), medicina (Linli et al., 2021) y meteorología (Han et al., 2020), debido a su capacidad de proporcionar una visión más completa de los efectos de las covariables en distintos puntos de la distribución condicional de las variables respuesta. En esta sección se presenta de manera breve la definición de la regresión cuantil. Para una revisión más completa y reciente de otros varios aspectos, incluidos algoritmos computacionales para estimar los coeficientes de regresión, intervalos de confianza, pruebas estadísticas, aplicaciones con grandes cantidades de datos, métodos Bayesianos, entre otros, consultar Koenker et al. (2018).

Considere una variable aleatoria Y con función de distribución de probabilidad $Y(y) = \Pr(Y \leq y)$. El τ -ésimo cuantil de Y se define como:

$$Q(\tau) = F^{-1}(\tau) = \inf\{y: F(y) \geq \tau\}$$

donde $0 < \tau < 1$. En particular, la mediana es $Q(1/2)$. Para una muestra aleatoria de $\{y_1, \dots, y_n\}$ de Y , es conocido que la mediana muestral ξ minimiza la suma de las desviaciones absolutas:

$$\min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^n |y_i - \xi|$$

El problema de encontrar el τ -ésimo cuantil muestral $\xi(\tau)$ se puede formular como la solución al problema de optimización (véase Koenker y Bassett, 1978):

$$\min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \xi)$$

donde $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$ es la función de pérdida cuantil para $0 < \tau < 1$. $I(\cdot)$ denota la función indicadora. Partiendo del conocimiento de que la media muestral minimiza la suma de los residuos al cuadrado, $\hat{\mu} = \operatorname{argmin}_{\mu \in R} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2$, entonces la función media condicional lineal $E(Y|X=x) = x'\beta$ es tal que

$$\hat{\beta} = \operatorname{argmin}_{\beta \in R^p} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i'\beta)^2$$

De manera similar, la función cuantil condicional lineal, $Q(\tau|X=x) = x'\beta(\tau)$, $\tau \in (0,1)$, se estima como

$$\hat{\beta}(\tau) = \operatorname{argmin}_{\beta \in R^p} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - x_i'\beta)$$

$\hat{\beta}(\tau)$ se conoce como el τ -ésimo cuantil de regresión. El valor $\tau = 1/2$ corresponde a la regresión mediana, que minimiza la suma de residuales absolutos.

Para la estimación de los parámetros se empleó la función `rq()` del paquete *quantreg* (Koenker, 2023) implementado en R. La función calcula una estimación de la función cuantil condicional τ -ésimo de la variable respuesta, dadas las covariables, asumiendo una especificación lineal en los parámetros del modelo de regresión. La función minimiza una suma ponderada de los residuales absolutos que puede ser formulada como un problema de programación lineal, y permite elegir entre varios algoritmos para el ajuste. En este trabajo se utilizó el algoritmo Frisch-Newton (`fn`) descrito con detalle en Portnoy y Koenker (1997).

Resultados

El modelo de regresión cuantil estimado asocia al logaritmo del ingreso mensual con las variables: estado conyugal, maternidad y la interacción entre estas, controlando por nivel educativo y sector de actividad. El modelo permite investigar la influencia del rol de la mujer en el hogar a través de la maternidad y del estado conyugal. Las estimaciones se realizan de manera independiente

para cada región. Debido a que la variable explicada se especifica en forma logarítmica y las variables explicativas son categóricas, la correcta interpretación del intercepto está dada por el antilogaritmo, y la transformación $100 \cdot \{\exp(\beta_j) - 1\}$ expresa la diferencia porcentual entre la categoría j y la categoría de referencia para los coeficientes de pendiente β (Halvorsen y Palmquist, 1980).

Usando la transformación, la tabla 1 muestra el efecto diferencial porcentual de cada variable respecto a la categoría de referencia para los cuantiles 0.25, 0.50 y 0.75. Excepto para la interacción de mujeres sin hijos viviendo en pareja, todos los parámetros son significativos. Sin embargo, la prueba de igualdad simultánea de pendientes no se rechaza para todas las variables, lo que significa que la contribución de esas variables a lo largo de la distribución de ingresos es la misma. Las variables con efecto diferenciado entre cuantiles varían entre las regiones. Las regiones 2 y 3 observan mayor número de comparaciones significativas, y en menor número en la región de menores ingresos. Como referencia, las columnas del efecto medio muestran las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios.

Como se observa en la tabla 1, los valores del intercepto aumentan con los cuantiles y entre regiones. Esta característica es natural en la regresión por cuantiles. Debido a que el análisis está condicionado a los valores de la variable dependiente, los cuantiles más altos se asocian con valores observados más altos y, por tanto, con intersecciones mayores en comparación con las intersecciones en los cuantiles más bajos. Adicionalmente, las regiones fueron definidas en función de rangos crecientes de la mediana del salario, lo que se hace evidente en las estimaciones del intercepto.

Una de las principales cuestiones de interés en este trabajo es el efecto de la situación conyugal sobre el ingreso. De acuerdo con las estimaciones de la tabla 1, vivir en pareja aumenta significativamente el ingreso para los hombres, pero de forma distinta entre regiones: en las regiones 1 y 2 la magnitud de la proporción tiene una forma de U invertida conforme se avanza en los cuantiles; en la región 3, la proporción aumenta a lo largo de los cuantiles, es decir, los hombres con salarios altos reciben mayor salario si viven en pareja; mientras que en la región 4, no hay di-

ferencia significativa entre los cuantiles, es decir, con salarios altos el efecto de vivir en pareja es más homogéneo en toda la distribución de ingresos. En las regiones centrales, la compensación en el salario que genera vivir en pareja para los hombres es mayor que en las regiones extremas, las de menor y mayor salario.

La evidencia empírica sobre la existencia de una prima por la unión (legalmente constituida) para los hombres ha sido bastante documentada en la literatura; por ejemplo, Antonovics y Town (2004); Juhn y McCue (2017) estiman un diferencial entre 10 y 50 % mayor en los ingresos de hombres casados respecto a los solteros, incluso después de controlar por un amplio conjunto de covariables. Las principales explicaciones respecto a la prima por matrimonio en los hombres pueden resumirse en dos categorías: primero, la especialización genera un crecimiento más rápido de los salarios masculinos después del matrimonio, debido a que la unión permite a los hombres orientarse hacia más trabajo en el mercado y menos en el doméstico (Becker, 1981; Korenman y Neumark, 1991; Rodríguez y Flores, 2020); segundo, la decisión de la unión o matrimonio puede estar basada en el nivel de salario, por lo que puede existir una probabilidad mayor de matrimonio en el hombre cuando su ingreso aumenta (Hill, 1979; Korenman y Neumark, 1991; Ibarra, 2019).

El efecto parcial por ser mujer sin hijos tiende a ser mayor que por ser madre en todas las regiones; la penalización por ser mujer sin hijos es mayor en las regiones 1 y 2 (las de menor ingreso), que en las regiones 3 y 4 (de mayor ingreso); en cambio, en todas las regiones las mujeres sin hijos reciben la penalización más baja si viven en pareja; incluso, la región de mayores ingresos no muestra significancia estadística en el efecto de *mujer que vive en pareja sin hijos*. Es decir, hay una penalización mayor en el salario por ser mujer (sin hijos) que por ser mujer y vivir en pareja (sin hijos).

En cambio, para las madres, la penalización es mayor cuando viven en pareja que el efecto parcial de ser madres, excepto en la región 4. Se observa, además, que las pendientes son significativamente iguales en toda la distribución de salarios (excepto en la región 2, que es decreciente con significancia del 10 %); es decir, las mujeres reciben alta penalización en el salario cuando son madres y tienen pareja, sin importar en qué lugar de la distribución salarial se ubiquen.

Tabla 1

Estimaciones de los parámetros del modelo de regresión cuantil por regiones (en porcentaje)

Parámetro/ cuantil	Q(0.25)	Q(0.5)	Q3(0.75)	Prueba de igualdad de pendientes	Efecto medio
Región 1					
Constante	8,554***	11,047***	15,504***		11,382***
Pareja	11.1***	16.4***	14.7***	***	18.8***
Mujer con hijo	-16.7***	-15.1***	-14.0***	NS	-18.0***
Mujer sin hijo	-19.3***	-18.5***	-20.0***	NS	-20.9***
Mujer con hijo/pareja	-16.0***	-16.9***	-12.8***	NS	-17.5***
Mujer sin hijo/pareja	0.62 ^{NS}	-4.54*	-6.3***	NS	-4.4 ^{NS}
Básico	-27.6***	-31.2***	-35.5***	***	-31.2***
Posgrado	40.3***	37.3***	35.0***	NS	35.6***
Informal	-37.5***	-27.1***	-25.0***	***	-34.6***
Región 2					
Constante	9,075***	12,015***	17,779***		12858***
Pareja	21.2***	23.6***	20.9***	*	25.4***
Mujer con hijo	-11.8***	-15.8***	-18.7***	***	-15.85***
Mujer sin hijo	-15.3***	-16.8***	-23.8***	***	-21.51***
Mujer con hijo/pareja	-20.7***	-19.1***	-15.6***	S	-22.22***
Mujer sin hijo/pareja	-7.19 ^S	-4.85*	2.55 ^{NS}	*	-3.20 ^{NS}
Básico	-27.3***	-32.0***	-39.5***	***	-33.26***
Posgrado	30.1***	38.4***	42.9***	**	38.01***
Informal	-38.5***	-25.0***	-21.3***	***	-35.40***
Región 3					
Constante	9,758***	12,800***	18,000***		13,491***
Pareja	19.44***	25.00***	29.00***	***	26.62***
Mujer con hijo	-10.42***	-8.00***	-11.40***	**	-13.87***
Mujer sin hijo	-16.39***	-14.06***	-18.34***	**	-19.21***
Mujer con hijo/pareja	-18.59***	-19.52***	-22.23***	NS	-21.58***
Mujer sin hijo/pareja	-7.73**	-12.73***	-10.35**	S	-10.73***
Básico	-26.21***	-32.81***	-37.98***	***	-32.17***
Posgrado	29.02***	26.62***	40.40***	*	33.78***
Informal	-36.22***	-24.36***	-19.38***	***	-32.72***

Parámetro/ cuantil	Q(0.25)	Q(0.5)	Q3(0.75)	Prueba de igualdad de pendientes	Efecto medio
Región 4					
Constante	11,520***	15,750***	22,000***		16243***
Pareja	15.38***	14.29***	17.27***	NS	18.76***
Mujer con hijo	-13.19***	-18.10***	-16.67***	***	-16.2***
Mujer sin hijo	-14.62***	-18.10***	-16.67***	S	-18.71***
Mujer con hijo/pareja	-13.33***	-12.50***	-14.69***	NS	-16.78***
Mujer sin hijo/pareja	-6.30 ^{NS}	-5.04 ^{NS}	-7.73 ^S	NS	-7.06*
Básico	-28.83***	-33.33***	-41.36***	***	-34.70***
Posgrado	35.42***	39.53***	47.29***	NS	41.46***
Informal	-31.82***	-20.00***	-14.73***	***	-28.19***

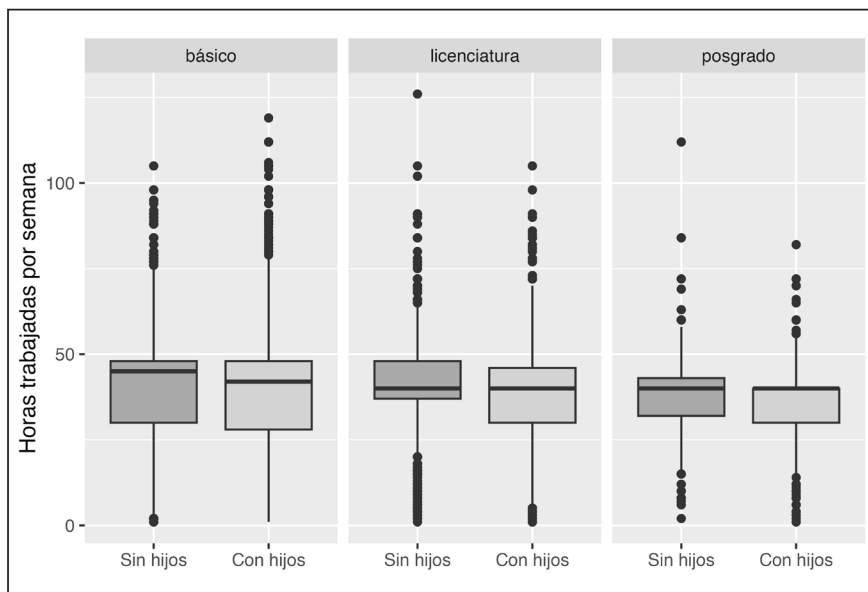
Nota: Valores en MXN; NS= no significativo; s= significativo al 10 %; *significativo al 5 %; **significativo al 1 %; ***significativo al 0.1 %.

La influencia negativa de la maternidad generalmente se asocia a la presencia de hijos menores de edad; una limitación de la información empleada en este trabajo es que no es posible conocer la edad de los hijos, por lo que las observaciones no descuentan el posible efecto de hijos mayores. Al respecto, Goldin et al. (2022) muestran que la penalización por maternidad es considerablemente reducida a medida que los hijos crecen y las mujeres trabajan más horas, especialmente para las mujeres con menor escolaridad.

Si bien los artículos académicos que se centran en la penalización por maternidad han mostrado que los salarios de las madres son significativamente más bajos que los de las no madres con características similares de capital humano, los resultados de la tabla 1 muestran que las mujeres sin hijos tienen una penalización mayor en el salario respecto a las mujeres con hijos. Una posible explicación es un mayor número de horas en el empleo, que puede traducirse en mayor ingreso. La figura 5 muestra las distribuciones de horas trabajadas por semana para las mujeres, según escolaridad y presencia de hijos. Se observa que el ancho de las distribuciones disminuye conforme aumenta la escolaridad, y las distribuciones parecen más planas y sesgadas a la izquierda con la presencia de hijos, lo que significa que una proporción grande de madres trabaja mayor número de horas por semana, quizás debido a la necesidad de completar el ingreso para la manutención de los hijos.

Figura 5

Distribución de las horas trabajadas por semana por las mujeres, según nivel de escolaridad y presencia de hijos



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE (INEGI, 2023).

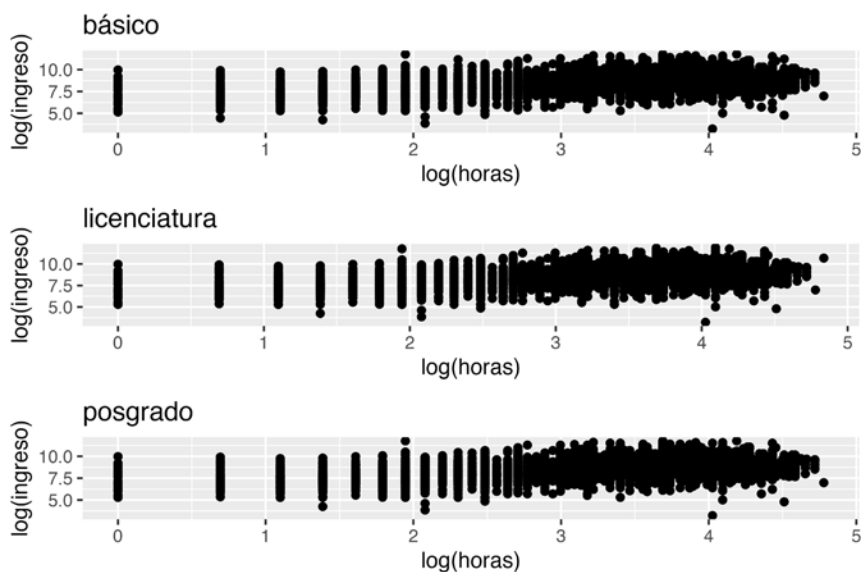
La literatura ha mostrado bastante evidencia empírica sobre el retorno positivo de la educación en el ingreso a partir de la propuesta de Mincer (1974). Aunque el principal interés de estudio en este trabajo no es el efecto de la educación, los resultados de la tabla 1 son consistentes con lo esperado. Mayor nivel de escolaridad representa una prima en el salario; sin embargo, la proporción difiere entre regiones. La penalización en el ingreso que representa la educación básica tiende a ser mayor en las regiones de ingresos más altos. Por otro lado, es importante mencionar que en las regiones 1 y 4 el rendimiento de la educación de posgrado es estadísticamente homogéneo en toda la distribución salarial, mientras que en las regiones centrales 2 y 3, el efecto positivo aumenta significativamente a lo largo de la distribución de ingresos. En cambio, la penalización de la educación básica difiere estadísticamente entre cuantiles y es creciente a medida que se avanza en la distribución en todas las

regiones. Finalmente, los resultados muestran que la informalidad penaliza fuertemente el salario y que esta penalización es mayor a medida que el ingreso disminuye, tanto entre regiones como dentro de cada una.

En la figura 6 se puede apreciar una tendencia positiva en la relación entre el ingreso y las horas trabajadas en mujeres con hijos para todos los niveles de escolaridad. De hecho, el coeficiente de correlación en los tres niveles de educación es alrededor de 0.5. Es importante recordar que la muestra de estudio está constituida por subordinados, empleadores y trabajadores por cuenta propia; aunque no se presenta aquí el tipo de ocupación, las mujeres se emplean proporcionalmente más que los hombres en el sector agropecuario, comercio, oficinistas y servicios personales, y en menor proporción en la educación, vigilancia y como funcionarias y directivas.

Figura 6

Relación ingreso-horas trabajadas en mujeres con hijos,
según nivel de escolaridad



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE (INEGI, 2023).

Conclusiones

Este trabajo contribuye al estudio de la brecha salarial de género por regiones y cuantiles de ingreso en México. La variable de interés es el salario mensual y no el salario por hora, ya que este último subestima la verdadera brecha de género. Uno de los objetivos es evaluar el efecto de la maternidad y el estado conyugal de las mujeres sobre la diferencia con el salario de los hombres en diferentes puntos de la distribución de ingresos y por regiones. La elección de estas variables se debe a que se asocian con los roles o cargas familiares de las mujeres en el hogar, que ejercen un efecto negativo en el ingreso como consecuencia de una reducción de horas de trabajo remunerada. Además, se incluyen en el modelo los efectos de la educación y del sector del empleo (formal o informal) como variables de control, debido a la relevancia que tienen estas variables sobre el ingreso. Los principales hallazgos se resumen en los siguientes puntos:

- Vivir en pareja ejerce un efecto positivo en el salario para los hombres, pero de distinto nivel entre regiones. En las regiones de ingresos medianos se presentan los valores mayores, comparado con las regiones extremas. De manera semejante, a medida que se avanza en la distribución de ingresos en las regiones 1 y 2, el efecto de la pareja tiene forma de U invertida, con un valor máximo en el centro y menor en los extremos. En cambio, en la región 3 la tendencia es significativamente creciente, mientras que en la región de mayores ingresos no se observa un efecto diferenciado a medida que se avanza en la distribución.
- La presencia de hijos representa una penalización en el salario para las mujeres. Las mujeres con hijos reciben entre 8 y 19 % menos salario que los hombres. Si se adiciona la pareja, la penalización aumenta significativamente en las regiones 1, 2 y 3, pero no en la región 4, la de mayores ingresos. Este resultado puede ser aún más desfavorable si se considera sólo el número de hijos en edad escolar (hasta primaria). La literatura ha mostrado que la brecha salarial de género que surge después del nacimiento del primer hijo tiende a persistir incluso cuando los hijos superan la edad de cuidado preescolar, debido a la menor disponibilidad de las madres para participar en el mercado de trabajo y a su desplazamiento hacia empleos de bajos salarios, que no penalicen las interrupciones laborales (véase

Goldin et al., 2024). En este sentido, las políticas públicas debieran orientarse hacia el acceso al cuidado de los niños y la extensión de horarios en las escuelas primarias públicas (algunas experiencias al respecto pueden consultarse en Berthelon et al., 2015; Gambaro et al., 2019 y Duchini y Van Effenterre, 2024).

- Las mujeres con hijos que no viven con una pareja tienden a trabajar más horas que las mujeres sin hijos en una situación conyugal comparable, lo que puede ser explicado por la necesidad de mayor ingreso para la manutención de los hijos.
- En las regiones 2, 3 y 4, las mujeres de mayor nivel salarial y sin hijos reciben mayor penalización en el ingreso que en la cola baja de la distribución. En la región 1, no hay diferencia significativa en la penalización a lo largo de la distribución.
- El nivel de escolaridad básico presenta una penalización significativamente creciente en la distribución de ingresos en todas las regiones. El nivel de posgrado tiene un efecto positivo en todas las regiones, con tendencia significativamente creciente en las regiones 2 y 3, mientras que en las regiones extremas 1 y 4 no hay diferencia significativa a lo largo de la distribución. Estos resultados coinciden con lo ya encontrado en la literatura respecto al efecto positivo de la educación en el ingreso.
- Las variables con efecto diferenciado entre cuantiles varían entre las regiones. Las regiones 2 y 3 observan mayor número de comparaciones significativas, mientras que, en las regiones con menor y mayor salario, el efecto de las variables es significativamente igual a lo largo de la distribución.

Dentro de las principales limitantes de este trabajo es que no se toma en cuenta el sesgo de selección en la fuerza laboral; sin embargo, los hallazgos subrayan la importancia de examinar la brecha salarial de género en diferentes partes de la distribución salarial y por regiones, ya que las contribuciones de las variables tienden a ser no uniformes en toda la distribución de ingresos. Adicionalmente, una investigación más exhaustiva sobre la penalización de la maternidad debe considerar las estructuras de las edades de los hijos y la evolución de la brecha salarial a medida que los hijos crecen. Un estudio longitudinal permitiría también mostrar los cambios en el tiempo de los efectos de las variables en el contexto particular para México.

Referencias

- Altonji, J. G. y Blank, R. M. (1999). Race and Gender in the Labor Market. *Handbook of Labor Economics*, 3 (Parte C): 3143-3259. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)30039-0](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)30039-0)
- Alvarado, R., Tillaguango, B., Dagar, V. Ahmad, M., Işık, C., Méndez, P. y Toledo, E. (2021). Ecological footprint, economic complexity and natural resources rents in Latin America: Empirical evidence using quantile regressions. *Journal of Cleaner Production*. 318, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.128585>
- Antonovics, K. y Town, R. (2004). Are All the Good Men Married? Uncovering the Sources of the Marital Wage Premium. *The American Economic Review*, 94(2), 317-321. <https://doi.org/10.1257/0002828041301876>
- Barsky, R.; Bound, J., Charles, K. K. y Lupton, J. P. (2002). Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach. *Journal of the American Statistical Association*, 97(459), 663-673. <https://doi.org/10.1198/016214502388618401>
- Baruník, J. y Čech, F. (2021). Measurement of common risks in tails: A panel quantile regression model for financial returns. *Journal of Financial Markets*, 52, 1-24. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2020.100562>
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Harvard University Press.
- Berthelon, M., Kruger, D. y Oyarzún, M. (2015). *The effects of longer school Days on Mothers' labor force participation*. IZA. Discussion Paper No. 9212, pp. 1-40. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2655161>
- Bertrand, M., Goldin, C. y Katz, L. F. (2010). Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3), 228-255. <https://doi.org/10.1257/app.2.3.228>
- Bhalotra, S. R., Fernández, M. y Venkataramani, A. S. (2015). The right tail and the right tale: the gender wage gap in Mexico. *Research in Labor Economics*, 41, 299-341. <https://doi.org/10.1108/S0147-912120140000041016>
- Blau, F. D. y Kahn, L. (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. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Brown, R. S., Moon, M. y Zoloth, B. S. (1980). Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials. *The Journal of Human Resources*, 15(1), 3-28. <https://doi.org/10.2307/145344>
- Cuellar, C. Y. y Moreno, J. O. (2022). Employment, wages, and the gender gap in Mexico: Evidence of three decades of the urban labor market. *Latin American Journal of Central Bankin*, 3(2), 1-22. <https://doi.org/10.1016/j.latchb.2022.100055>
- Duchini, E. y Van Effenterre, C. (2024). School schedule and the gender pay gap. *Journal of Human Resources*, 59(4), 1052-1089. <https://doi.org/10.3368/jhr.0121-11431R2>
- Gambaro, L., Marcus, J. y Peter, F. (2019). School entry, afternoon care and mothers' labour supply. *Empirical Economics*, 57, 769-803. <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1462-3>
- Goldin, C. (2014). A grand gender convergence: Its last chapter. *American Economic Review*, 104(4), 1091-1119. <https://doi.org/10.1257/aer.104.4.1091>
- Goldin, C., Kerr, S. P. y Olivetti, C. (2022). *When the kids grow up: women's employment and earnings across the family cycle*. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w30323>
- Goldin, C., Kerr, S. P. y Olivetti, C. (2024). The parental pay gap over the life cycle: Children, jobs, and labor supply. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 169, 1-24. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2024.104963>
- Halvorsen, R. y Palmquist, R. (1980). The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations. *The American Economic Review*, 70(3), 474-475.
- Han, X., Fang, W., Li, H., Wang, Y. y Shi, J. (2020). Heterogeneity of influential factors across the entire air quality spectrum in Chinese cities: A spatial quantile regression analysis. *Environmental Pollution*, 262, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.envpol.2020.114259>
- Hill, M. S. (1979). The wage effects of marital status and children. *The Journal of Human Resources*, 14(4), 579-594. <https://doi.org/10.2307/145325>
- Ibarra, I. (2019). La conformación de hogares con hijos en México: el papel del ingreso, la edad y la desigualdad salarial. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 34(3), 535-567. <https://doi.org/10.24201/edu.v34i3.1762>

- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2020). *Censo de Población y Vivienda 2020. Tabulados*. <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/#Tabulados>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2023, 2024). *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE)*. <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/>
- Jenkins, S. P. (1994). Earnings discrimination measurement: A distributional approach. *Journal of Econometrics*, 61(1), 81-102. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90078-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90078-7)
- Juhn, C. y McCue, K. (2017). Specialization then and now: marriage, children, and the gender earnings gap across cohorts. *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), 183-204. <https://doi.org/10.1257/jep.31.1.183>
- Koenker, R. W. (2023). *quantreg: Quantile regression. Paquete R versión 5.97*. <https://CRAN.R-project.org/package=quantreg>
- Koenker, R. W. y Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Koenker, R. W., Chernozhukov, V., He, X. y Peng, L. (2018). *Handbook of Quantile Regression*. CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9781315120256>
- Korenman, S. y Neumark, D. (1991). Does marriage really make men more productive? *Journal of Human Resources*, 26(2), 282-207. <https://doi.org/10.2307/145924>
- Linli, Z., Chen, Y., Tian, G., Guo, S. y Fei, Y. (2021). Identifying and quantifying robust risk factors for mortality in critically ill patients with COVID-19 using quantile regression. *The American Journal of Emergency Medicine*, 45, 345-351. <https://doi.org/10.1016/j.ajem.2020.08.090>
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research.
- Mulligan, C. B. y Rubinstein, Y. (2008). Selection, Investment, and Women's Relative Wages over Time. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 1061-1110. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.3.1061>
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Orraca, P., Cabrera, F. J. y Iriarte, G. (2016). The gender wage gap and occupational segregation in the Mexican labour market. *EconoQuantum*, 13(1), 51-72. <https://doi.org/10.18381/eq.v13i1.4871>

- Popli, G. K. (2012). 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>
- Portnoy, S. y Koenker, R. W. (1997). The gaussian hare and the laplacean tortoise: Computability of Squared-error *vs* absolute error estimators. *Statistical Science*, 12, 279-300. <https://doi.org/10.1214/ss/1030037960>
- Quadlin, N., VanHeuvelen, T. y Ahearn, C. (2023). Higher education and high-wage gender inequality. *Social Science Research*, 112, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2023.102873>
- R Core Team. (2023). *R: A Language and Environment for Statistical Computing (4.1.0)*. R Foundation for Statistical Computing Vienna. <https://www.R-project.org>
- Rodríguez, R. E. (2018). Brecha salarial por género en México: desde un enfoque regional, según su exposición a la apertura comercial. *Nóesis*, 27(54), 19-38. <https://doi.org/10.20983/noesis.2018.2.2>
- Rosales, A., Czarnecki, L. y Mendoza, M. A. (2019). A spatial analysis of precariousness and the gender wage gap in Mexico, 2005-2018. *The Journal of Chinese Sociology*, 6(13), 2-21. <https://doi.org/10.1186/s40711-019-0104-2>
- Salari, T. E., Roumiani, A. y Kazemzadeh, E. (2021). Globalization, renewable energy consumption, and agricultural production impacts on ecological footprint in emerging countries: using quantile regression approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 49627-49641. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-14204-x>
- Victoria, A. A. y Flores, D. (2020). Especialización del trabajo y acumulación de riqueza de los hogares en México. *Revista de Economía*, 37(95), 50-72. <https://doi.org/10.33937/reveco.2020.147>
- Wood, R. G., Corcoran, M. E. y Courant, P. N. (1993). Pay differences among the highly paid: The male-female earnings gap in lawyers' salaries. *Journal of Labor Economics*, 11(3), 417-444. <https://doi.org/10.1086/298302>

Anexo

Tabla A1

Aportaciones a la literatura sobre desigualdad salarial de género en México, 2012-2022

Autor (año)	Cuellar y Moreno (2022)
Variable estudiada	Logaritmo del salario por hora en el empleo formal.
Variables explicativas	Estado civil, años de escolaridad, edad, número de hijos (para las mujeres), residencia, y una variable <i>dummy</i> que especifica si es jefe/a de familia.
Metodología y datos	Los datos provienen de 16 áreas metropolitanas de México en el periodo 1988:Q1-2019:Q4, se usan distintas fuentes de datos. Se estima un modelo transversal de series de tiempo mediante MCO. Se usa la descomposición Oaxaca (1973)-Blinder (1973) y Mulligan-Rubinstein (2008) para estimar la brecha salarial de género.
Principales resultados	El rendimiento promedio de la escolaridad disminuye para ambos sexos; la brecha en el rendimiento favorece a las mujeres a partir del 2001. La brecha salarial de género es positiva y ha permanecido por más 30 años, principalmente debida a efectos no observables (sesgo de selección y discriminación).
Autor (año)	Rosales et al. (2019)
Variable estudiada	Logaritmo de la razón de ingresos por hora entre hombres y mujeres (sector formal e informal).
Variables explicativas	Escolaridad, experiencia, horas de capacitación y ocupación e índice de precariedad laboral.
Metodología y datos	Los datos provienen de las 32 áreas metropolitanas de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) de 2005 a 2018.
Principales resultados	Las mujeres tienen más escolaridad y experiencia en el trabajo, sin embargo, la discriminación salarial en contra de la mujer existe. Con grado universitario, la brecha salarial se reduce. Los hombres mantienen su ventaja salarial con nivel de educación básica.
Autor (año)	Rodríguez (2018)
Variable estudiada	Logaritmo del salario por hora.
Variables explicativas	Escolaridad, experiencia, exposición a la apertura comercial.
Metodología y datos	Los datos corresponden a las personas subordinadas y remuneradas del tercer trimestre de la ENOE 2005 y 2015. Se utiliza regresión cuantil y la descomposición Oaxaca (1973)-Blinder (1973). Se estudia por regiones según su exposición a la apertura comercial (alta, media, baja).
Principales resultados	Los rendimientos de la educación y experiencia mejoran para las mujeres con salarios altos. La brecha salarial se ha reducido, pero sigue desfavoreciendo a las mujeres; la mayor parte de las diferencias no se explican por las características productivas. Se mantiene el techo de cristal en la región de media exposición a la apertura comercial; en la región de baja exposición hay reducción de la desigualdad al avanzar en los cuantiles de salario.

Autor (año)	Orraca et al. (2016)
Variable estudiada	Logaritmo del salario por hora
Variabes explicativas	Edad, escolaridad, horas trabajadas por semana, ocupación, sector de empleo, estado civil, ámbito urbano o rural y número de hijos menores de 6 años
Metodología y datos	Escolaridad, experiencia, número de hijos/as menores de 18 años en la misma vivienda, tipo y sector de ocupación
Principales resultados	Edad, estado civil, escolaridad, región de residencia y ocupación
Autor (año)	Bhalotra et al. (2015)
Variable estudiada	Logaritmo del salario por hora
Variabes explicativas	Los datos provienen de una muestra de los censos de población y vivienda 2000 y 2010; se incluye a los asalariados de tiempo completo y excluye a los trabajadores en el 0.5 % inferior y superior de la distribución. Se usa la descomposición de Brown et al. (1980), que requiere la estimación de regresiones del salario para cada ocupación y género
Metodología y datos	Los datos provienen de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) del periodo 1989 - 2012; se incluye a los trabajadores asalariados y se excluye a quienes trabajan sin pago. El modelo se estima mediante regresión cuantil condicional
Principales resultados	Los datos provienen de la ENIGH 1996 y 2006; se excluye a quienes se autoemplean, tienen más de un empleo y a quienes trabajan sin pago. Se usan tres metodologías de descomposición para medir la discriminación en el mercado de trabajo: Oaxaca (1973)-Blinder (1973), Jenkins (1994) y una alternativa no paramétrica (Barsky et al., 2002)
Autor (año)	Popli (2012)
Variable estudiada	Logaritmo del salario por hora en el sector formal e informal
Variabes explicativas	La diferencia salarial se incrementa de 2000 a 2010; la brecha de género se debe principalmente a las diferencias salariales dentro de las categorías ocupacionales, y no entre ellas, impulsadas en gran medida por el componente no explicable. Los puestos superiores tienden a ser ocupados por hombres, mientras que en los subordinados suelen ser mujeres
Metodología y datos	La brecha de género disminuye a partir del 2000, principalmente en las colas (superior e inferior) de la distribución salarial. Los retornos de la educación disminuyen en la cola superior, pero se incrementan en la cola inferior; los retornos de la educación y de la experiencia favorecen a las mujeres
Principales resultados	La brecha salarial de género y el componente no explicado son mayores en el sector formal que en el sector informal. Las tres medidas de discriminación indican que la discriminación salarial ha disminuido de 1996 a 2006. Sin embargo, la medida no paramétrica muestra evidencia de un techo de cristal en el sector formal, siendo la brecha de género no explicada mayor en la cola superior

Crecimiento económico, empleo, innovación y desigualdad regional en México, coordinan Víctor Hugo Torres Preciado, Yolanda Carbajal Suárez y Leobardo de Jesús Almonte, fue editado en la Dirección General de Publicaciones de la Universidad de Colima, avenida Universidad 333, Colima, Colima, México, www.ucol.mx. La edición digital se terminó en febrero de 2026. En la composición tipográfica se utilizó la familia ITC Veljovick Book. El tamaño del libro es de 22.5 cm por 16 cm de ancho. Programa Editorial No Periódico: Eréndira Cortés Ventura. Diseño de portada: Erika Coral Martínez Ortega. Diseño de interiores, corrección y cuidado de la edición: Myriam Cruz Calvario. Plataformas digitales: Benjamín Cortés Vega y Damara Josselin Jiménez Armenta.

Esta obra, conformada por diez trabajos de distinguidos académicos y académicas de distintas instituciones educativas del país, envía un mensaje contundente para quienes se interesan en el estudio de la geografía económica y de la economía sectorial: las diferencias económicas de largo plazo se deben atender con un enfoque de equidad de oportunidades económicas. No obstante, los diferentes hallazgos empíricos resaltan la importancia de disponer de medidas de políticas públicas que incidan en la estructura de ingresos, motiven la innovación tecnológica, fortalezcan las ventajas comparativas del comercio internacional y protejan el medio ambiente.

ISBN: 978-968-9733-19-5



UNIVERSIDAD DE COLIMA