RICCA
Revista de Investigación en Ciencias Contables y Administrativas

Brecha de ingresos laborales entre mujeres y hombres en México, 2022: remuneración por hora y jornada de trabajo

Labor income gap between women and men in Mexico, 2022: hourly pay and working hours

Fernando Ávila Carreón[1], Alfonso Salvador P. Morelos Hernández[2], Fátima Karina Medina González[3]

[1] Tecnológico Nacional de México, Instituto Tecnológico de Morelia, México · ORCID 0000-0002-6416-0121

[2] Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México · ORCID 0009-0004-5063-6848

[3] Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México · ORCID 0009-0002-7734-8198

Aceptado: 20 de noviembre de 2026

Correo de contacto: fernando.ac@morelia.tecnm.mx

© Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo

Licencia Creative Commons CC BY-NC 4.0

Vol. 14, Núm. 2, Julio-Diciembre de 2026, pp. 136-166 · ISSN electrónico 2448-606X

Facultad de Contaduría y Ciencias Administrativas
Ave. Gral. Francisco J. Múgica S/N, Edificio AII
Col. Felícitas del Río, C.P. 58030, Morelia, Michoacán
ricca.publicaciones@umich.mx · ricca.umich.mx

Revista de Investigación en Ciencias Contables y Administrativas

(Journal of Research in Accounting and Management Science)

Vol. 14, Núm. 2, 2026

Resumen:

Este trabajo descompone la diferencia de ingresos laborales entre mujeres y hombres en México en 2022 en dos componentes: la remuneración por unidad de tiempo y la duración de la jornada. Se estiman, sobre la misma muestra y con idénticos controles, tres versiones de la ecuación de Mincer tradicional, cuyas variables dependientes son el logaritmo del ingreso mensual, el del ingreso por hora y el de las horas trabajadas. Los coeficientes satisfacen una identidad contable: la brecha mensual equivale a la suma de la brecha por hora y la brecha de jornada. El ejercicio cubre la población asalariada del agregado nacional y cinco entidades federativas, con la ENIGH 2022 y la ENOE del cuarto trimestre de 2022. La jornada explica entre 56% y 74% de la brecha mensual, según la fuente, mientras que la remuneración por hora conserva un diferencial negativo y significativo en el agregado nacional.

Palabras clave: brecha salarial; ecuación de Mincer; ingreso por hora; jornada laboral; México.
Códigos JEL: J16, J24, J31, C21.

Revista de Investigación en Ciencias Contables y Administrativas

(Journal of Research in Accounting and Management Science)

Vol. 14, Núm. 2, 2026

Labor income gap between women and men in Mexico, 2022: hourly pay and working hours

Abstract:

This paper decomposes the labor income gap between women and men in Mexico in 2022 into two components: hourly pay and hours worked. Three versions of the traditional Mincer equation are estimated on the same sample with identical controls, with the logarithms of monthly income, hourly income and hours worked as dependent variables. The resulting coefficients satisfy an accounting identity: the monthly gap equals the sum of the hourly gap and the hours gap. The exercise covers salaried workers nationally and in five states, using the 2022 ENIGH and the fourth-quarter 2022 ENOE. Working time accounts for between 56% and 74% of the monthly gap, depending on the source, while hourly pay retains a negative and significant differential in the national aggregate.

Keywords: gender wage gap; Mincer equation; hourly income; working hours; Mexico.
JEL Codes: J16, J24, J31, C21.

1. Introducción e hipótesis

La diferencia de ingresos laborales entre mujeres y hombres es uno de los indicadores de desigualdad más documentados en América Latina, y México no es la excepción. La medición habitual compara el ingreso mensual promedio de ambos grupos y reporta una razón o una brecha porcentual. Esa comparación es informativa, pero mezcla dos fenómenos que conviene separar: cuánto se paga por unidad de tiempo trabajado y cuánto tiempo se trabaja. Un diferencial de ingreso mensual puede originarse en que las mujeres perciben un precio menor por su hora, en que trabajan menos horas remuneradas, o en una combinación de ambos factores, y las tres situaciones admiten lecturas económicas distintas.

La distinción no es menor para la política pública. Si el componente dominante es la jornada, el problema remite a la organización social del trabajo doméstico y de cuidados, a la disponibilidad de servicios y a las condiciones que determinan la participación laboral. Si el componente dominante es el precio de la hora, el problema remite a la estructura ocupacional, a la segregación por sector y puesto, y a los mecanismos de fijación salarial. Confundir ambos componentes conduce a diagnósticos y recomendaciones que no corresponden al fenómeno observado.

Este trabajo aprovecha una identidad contable elemental. El ingreso de una persona en un periodo es el producto del precio de su hora por el número de horas trabajadas; en logaritmos, la suma de ambos. Si se estiman tres ecuaciones con la misma muestra y los mismos controles, y solo cambia la variable dependiente, los coeficientes del indicador de sexo satisfacen la misma igualdad: la brecha del ingreso mensual es exactamente la suma de la brecha por hora y la brecha de jornada. La descomposición deja de ser una aproximación estadística y se convierte en una relación exacta que puede verificarse en los datos.

De esa identidad se desprenden las hipótesis que orientan el ejercicio. H1: condicionado a escolaridad y experiencia potencial, el ingreso mensual de las mujeres es inferior al de los hombres. H2: en la población asalariada analizada, las diferencias en la duración de la jornada remunerada constituyen un componente sustantivo de la brecha de ingresos laborales mensuales entre mujeres y hombres, incluso después de considerar las diferencias asociadas a la escolaridad y la experiencia potencial. H3: la asociación entre las horas trabajadas y el ingreso mensual es menos que proporcional, de modo que la magnitud de la brecha estimada depende de la especificación que se adopte.

La segunda hipótesis no afirma que la identidad contable se cumpla, pues eso es una propiedad aritmética y no un hallazgo, sino que el componente de jornada pesa de manera sustantiva en la composición del diferencial. Su evaluación permite examinar empíricamente la importancia relativa de las horas remuneradas y de la remuneración por hora en la composición del diferencial mensual, sin implicar una identificación causal de los factores que determinan cada componente. La tercera se formula como una expectativa empírica sobre la asociación entre horas e ingreso y no como una restricción que se contraste formalmente: el trabajo reporta las estimaciones puntuales de esa asociación y no realiza pruebas específicas de elasticidad unitaria.

El ejercicio se aplica a México en 2022 con dos fuentes distintas: la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares y la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Emplear dos encuestas con diseños y periodos de referencia distintos permite distinguir qué resultados son propiedades de los datos y qué resultados dependen de la fuente. El análisis cubre el agregado nacional y cinco entidades: Michoacán, Ciudad de México, Jalisco, Querétaro y Guanajuato. El documento se organiza en cinco apartados, además de las referencias: esta introducción, el marco teórico, la metodología, los resultados y la discusión, y las conclusiones.

2. Marco teórico

2.1 La teoría del capital humano y la función de ingresos

La referencia obligada es la teoría del capital humano, que trata la educación y la formación como inversiones cuyo rendimiento se realiza a lo largo de la vida laboral (Becker, 1964). Sobre esa base, Mincer (1958) derivó una relación entre escolaridad e ingresos en la que cada año adicional de estudio se remunera como un rendimiento proporcional a la inversión previa, y Mincer (1974) incorporó la experiencia laboral para dar cuenta de un perfil de ingresos que crece con los años trabajados pero a tasa decreciente.

En su formulación más difundida, el logaritmo del ingreso se explica por los años de escolaridad, la experiencia potencial y su término cuadrático. La experiencia potencial se calcula como la edad menos los años de escolaridad menos seis, de modo que aproxima los años que la persona podría haber trabajado desde que concluyó su educación formal.

En la especificación minceriana tradicional, el coeficiente asociado a los años de escolaridad permite aproximar la variación proporcional de los ingresos laborales vinculada con un año adicional de educación formal, manteniendo constantes las demás variables incluidas en el modelo. Bajo determinados supuestos teóricos y econométricos, esta asociación puede interpretarse como una aproximación al rendimiento económico privado de la educación. Sin embargo, su estimación mediante datos observacionales no identifica necesariamente un efecto causal, debido a la posible influencia de habilidades individuales, características familiares, condiciones del mercado de trabajo y otros factores no observados.

En consecuencia, este estudio interpreta dicho coeficiente como una asociación estadística condicionada, sin atribuirle automáticamente el significado de una tasa causal de rendimiento educativo. La precisión es particularmente importante al estudiar diferencias entre mujeres y hombres, cuyas trayectorias educativas y laborales pueden responder a condiciones estructurales

distintas. De este modo se preserva el fundamento teórico de Becker y Mincer sin atribuir a los resultados una capacidad explicativa que el diseño no garantiza.

Esa especificación no incluye las horas trabajadas, y la omisión es deliberada. Mincer estimó sobre poblaciones masculinas ocupadas a tiempo completo y durante todo el año. Bajo esa condición, las horas no varían dentro de la muestra y su logaritmo se absorbe en la constante: el coeficiente no se identifica. En el modelo original las horas no son un regresor porque son un atributo de la muestra, no una variable. La consecuencia práctica es que el coeficiente estimado no representa el precio del trabajo, sino el ingreso de quien trabaja tiempo completo.

Cuando la muestra incluye personas con jornadas heterogéneas, como ocurre en cualquier encuesta de hogares contemporánea, esa condición se rompe: las horas vuelven a ser una variable y deben entrar al modelo o, mejor, el objeto de estimación debe elegirse con cuidado. Por esa razón la unidad de análisis de este trabajo es la persona y no el hogar. El hogar no tiene horas, de modo que la variable no existe a ese nivel; una estimación que lo tome como unidad mide ingresos agregados y no remuneraciones individuales.

2.2 La identidad entre ingreso mensual, precio por hora y jornada

Para cada persona i, el ingreso del periodo es el producto del precio de su hora por las horas trabajadas en ese periodo: $Y_i = w_i \times H_i$. Tomando logaritmos, $\ln Y_i = \ln w_i + \ln H_i$. Sea D_i un indicador que vale uno si la persona es mujer y X_i el vector de controles, integrado por la constante, la escolaridad, la experiencia potencial y su cuadrado. Las tres especificaciones que se estiman son:

(1)

(2)

(3)

Los parámetros no son los mismos en las tres ecuaciones: cada una tiene su propio vector de coeficientes y su propio término de error. Lo que comparten es la matriz de regresores —la constante, la escolaridad, la experiencia potencial, su cuadrado y el indicador de sexo— y la muestra sobre la que se estiman.

La identidad se obtiene restando de la ecuación (1) las ecuaciones (2) y (3), no solo (2). Como ln Y_i = ln w_i + ln H_i se cumple observación por observación, y las tres regresiones proyectan sobre la misma matriz de regresores, la proyección lineal es aditiva: los vectores de coeficientes se suman término a término, $\gamma_A = \gamma_B + \gamma_H$ y $\delta_A = \delta_B + \delta_H$, y los residuos también, $u_{iA} = u_{iB} + u_{iH}$. Restar únicamente (2) no produce δ_H sino una ecuación para ln H_i, que es justamente el objeto de la tercera estimación. La igualdad no requiere supuestos adicionales ni una forma funcional particular; se cumple por construcción del lado izquierdo. En la escala multiplicativa equivale a Ym/Yh = (wm/wh)(Hm/Hh), donde los subíndices m y h distinguen a mujeres y hombres y no deben confundirse con H, que denota horas.

Se estima además una cuarta especificación que incorpora ln H_i como regresor del logaritmo del ingreso mensual, sin imponer que su coeficiente sea igual a uno:

(4)

Su coeficiente de sexo se relaciona con los anteriores mediante $\delta_C = \delta_B + (1 - \gamma_h)\delta_H$. La comparación entre las especificaciones (2) y (4) es informativa: dividir el ingreso entre horas impone por construcción una elasticidad unitaria, mientras que la especificación (4) deja que el dato fije esa elasticidad.

2.3 La brecha de género en la literatura empírica

La literatura sobre brechas salariales ha mostrado de forma consistente que buena parte del diferencial residual se reduce al incorporar ocupación, sector, jornada y establecimiento. La evidencia de Blau y Kahn (2017) corresponde al mercado estadounidense y su traslado a México

requiere verificación, pero el orden de magnitud es informativo. Los métodos de descomposición desarrollados por Oaxaca (1973) y Blinder (1973) separan el componente atribuible a diferencias en características observables del componente residual; la literatura posterior advierte que este último no debe identificarse automáticamente con discriminación. Esa advertencia es pertinente aquí, porque escolaridad y experiencia potencial no agotan las características que determinan el ingreso.

En México la brecha se ha estudiado con descomposiciones aplicadas a los censos de población y a las encuestas de empleo. Arceo-Gómez y Campos-Vázquez (2014) usan los censos de 1990, 2000 y 2010 y documentan que la brecha promedio se redujo hasta 6% en 2010, pero que ese promedio oculta dos patrones que se mueven en sentido contrario: un piso pegajoso que persiste en la parte baja de la distribución y un techo de cristal que se estrechó en la parte alta. Su descomposición semiparamétrica atribuye la mayor parte del diferencial al componente de precios y no al de características, y la corrección por selección eleva la brecha estimada, lo que indica que las mujeres ocupadas son, en promedio, las de mayor salario potencial. El trabajo mide el ingreso por hora a partir del ingreso mensual y de las horas semanales, decisión metodológica que este artículo comparte.

Orraca et al. (2016) trasladan la descomposición al interior de las ocupaciones y encuentran que el diferencial que sostiene la brecha es el que se registra dentro de cada ocupación, dominado por el componente no explicado, mientras que la segregación entre ocupaciones no la amplía: las mujeres no parecen enfrentar barreras de entrada a las ocupaciones mejor pagadas, sino desventajas en la retribución dentro de ellas. Rodríguez Pérez (2018) aplica la descomposición de Melly a la ENOE entre 2005 y 2015 y encuentra que la brecha se redujo en el periodo, que la mayor parte de las diferencias no se explica por las características productivas y que el componente no explicado se acentúa en la parte alta de la distribución, sobre todo en las regiones más expuestas a la apertura comercial. Castro Lugo et al. (2021) trasladan la pregunta al territorio y examinan si las brechas estatales convergen entre sí; esa preocupación por la

dimensión regional es la que motiva la comparación entre entidades que aquí se adopta. La mayoría de estos trabajos mide la brecha sobre el salario por hora, de modo que la jornada entra en la construcción de la variable dependiente y no como un componente separado del diferencial.

La distinción entre precio y cantidad de trabajo es central en el análisis de la oferta laboral femenina, donde la jornada no es una variable exógena sino el resultado de decisiones condicionadas por la distribución del trabajo doméstico y de cuidados (Olivetti y Petrongolo, 2016). En ese marco, el tiempo de trabajo remunerado y su retribución se determinan conjuntamente, y su separación analítica exige tratarlos como dos dimensiones distintas del mismo fenómeno. De ahí se sigue una consecuencia metodológica: cuando la fuente lo permite, la brecha debe medirse sobre el precio de la hora, que es la práctica de la literatura comparada (Blau y Kahn, 2017) y la que adoptan los trabajos mexicanos que reconstruyen la remuneración por hora (Arceo-Gómez y Campos-Vázquez, 2014). Este artículo adopta esa medición y añade la estimación separada de la ecuación de horas, de modo que el reparto entre precio y cantidad se obtiene de forma explícita y no como un residuo de la especificación mensual.

2.4 Alcance interpretativo

La descomposición es contable, no causal. Identifica cuánto del diferencial mensual estimado corresponde al precio de la hora y cuánto a la cantidad de horas, condicionado a los controles incluidos. No permite atribuir el componente de jornada a responsabilidades de cuidado ni el componente de precio a discriminación salarial, porque escolaridad y experiencia potencial no agotan las características que determinan el ingreso. Ocupación, sector, formalidad, tipo de contrato, antigüedad y posición jerárquica quedan fuera del modelo. Esta delimitación se retoma en el apartado 4.5 y en el 5.2.

3. Metodología

3.1 Fuentes de información

Se utilizan dos operativos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía. La Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2022 (ENIGH; Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], 2022) es la fuente principal, porque capta el ingreso del trabajo con mayor detalle conceptual y permite reconstruir la remuneración por hora a partir de las horas trabajadas declaradas. La Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo del cuarto trimestre de 2022 (ENOE; INEGI, 2023) se emplea como validación externa: está diseñada específicamente para medir ocupación e ingresos, tiene otro periodo de levantamiento y otra captación del ingreso, y su módulo de ocupación permite construir la remuneración por hora con una captación distinta de las horas.

La ENIGH 2022 se levantó entre agosto y noviembre de ese año; la ENOE corresponde al trimestre octubre-diciembre de 2022. Ambas encuestas son representativas a nivel nacional y por entidad federativa, y sus microdatos son de acceso público. La comparación entre las dos fuentes no pretende armonizar sus definiciones, que difieren en periodos de referencia y en la forma de captar el ingreso; su propósito es establecer si el sentido de los resultados se sostiene cuando cambia el instrumento de medición.

3.2 Población y muestra

La unidad de análisis es la persona asalariada. En la ENIGH, la muestra se construyó a partir de los archivos de población, ingresos, trabajos y concentrado de hogares. Se retuvieron las personas de 15 años y más que declararon trabajo subordinado con ingreso y horas positivas, y se excluyeron las observaciones con ingreso cero, horas cero o valores faltantes en las variables del modelo. El ingreso mensual se obtuvo sumando las claves de remuneración ordinaria al trabajo subordinado —sueldos, horas extra, comisiones y otras remuneraciones—, que en la encuesta

corresponden al monto recibido en el trimestre de referencia dividido entre tres. Quedan fuera el aguinaldo y las gratificaciones, la indemnización por separación, las remuneraciones en especie y el reparto de utilidades: son ingresos de naturaleza anual, extraordinaria o no monetaria, y su inclusión introduciría en un cociente mensual pagos que no remuneran horas del periodo. Las horas semanales declaradas se convirtieron a horas mensuales multiplicando por 52/12, y el ingreso por hora resultó del cociente entre el ingreso mensual y las horas mensuales.

En la ENOE se retuvieron las personas ocupadas asalariadas con ingreso y horas positivas del cuarto trimestre de 2022. El ingreso por hora no se calculó aquí: se tomó la variable ing_x_hrs que construye el INEGI, la cual divide el ingreso ocupacional del mes entre las horas habituales de la semana de referencia llevadas a mes con un factor de 4.3. El criterio de periodo es, por tanto, equivalente al de la ENIGH —ingreso mensual sobre horas mensuales—, aunque el factor difiere en 0.8% (52/12 = 4.333 frente a 4.3); como esa diferencia afecta por igual a mujeres y hombres, no altera el cociente entre ambos. La muestra final quedó integrada por 107,509 personas en la ENIGH y 89,928 en la ENOE. En ambas fuentes cada registro corresponde a una persona, sin duplicación por empleos múltiples.

La restricción a la población asalariada acota el alcance de los resultados y conviene explicitar por qué. Quedan fuera el trabajo por cuenta propia y el empleo no remunerado, donde la jornada se registra de otra manera y el ingreso no siempre se declara. Como la tasa de participación en esas categorías difiere entre mujeres y hombres, la brecha que aquí se estima corresponde a quienes ya están en una relación de dependencia, y no al conjunto de la población ocupada. Esa delimitación es deliberada: el cociente entre ingreso y horas solo tiene sentido cuando ambos se refieren a la misma relación laboral.

El análisis se realizó para el agregado nacional y para cinco entidades federativas: Michoacán, Ciudad de México, Jalisco, Querétaro y Guanajuato. La selección no es aleatoria ni pretende representatividad territorial: responde a un criterio de heterogeneidad estructural. Las cinco entidades cubren perfiles productivos contrastantes —una economía de servicios de alta

densidad como Ciudad de México, dos polos industriales y de manufactura avanzada como Querétaro y Guanajuato, una economía diversificada como Jalisco y un mercado con mayor peso del sector primario y de la producción tradicional como Michoacán—, además de diferencias apreciables en la tasa de participación laboral femenina. Ese contraste permite observar si el peso relativo de la jornada y de la remuneración por hora se modifica cuando cambia la estructura de la demanda de trabajo, en lugar de replicar un mismo patrón productivo cinco veces.

3.3 Variables

Las variables dependientes son tres: el logaritmo natural del ingreso mensual, el logaritmo natural del ingreso por hora y el logaritmo natural de las horas trabajadas. Los controles son los de la especificación minceriana estándar: años de escolaridad, experiencia potencial y su cuadrado. Los años de escolaridad se obtuvieron del nivel y grado aprobados. La experiencia potencial se calculó como edad menos escolaridad menos seis, criterio que aproxima la trayectoria laboral posible y que hace comparables los coeficientes con la literatura. La variable de interés es un indicador dicotómico que toma el valor uno para las mujeres y cero para los hombres.

La experiencia potencial es una medición indirecta. No distingue años efectivamente trabajados, interrupciones de la trayectoria laboral ni antigüedad en el empleo actual, y en ese sentido sobrestima la experiencia de quienes se retiraron del mercado de trabajo por periodos. Su uso se justifica porque es la convención de la tradición minceriana y porque permite comparar los coeficientes con una referencia metodológica conocida; sus límites se discuten en el apartado 5.2.

3.4 Especificaciones y estimación

Se estimaron por mínimos cuadrados ponderados las cuatro especificaciones descritas en el apartado 2.2, sobre muestras idénticas y con los mismos controles. La ponderación utiliza el factor de expansión de cada encuesta, de modo que cada observación representa el número de

personas que efectivamente aporta al total poblacional. Para cada ámbito y cada fuente se reportan el coeficiente del indicador de sexo en las ecuaciones de ingreso mensual (δ_A), ingreso por hora (δ_B) y horas (δ_H), la elasticidad del ingreso respecto de las horas (γ_h) y las relaciones exponenciadas exp(δ_B) y exp(δ_H), que expresan el ingreso por hora y las horas de las mujeres como proporción de los de los hombres, condicionadas a los controles.

Los errores estándar se agrupan por unidad primaria de muestreo y se corrigen por el número de conglomerados, de manera que no suponen independencia entre observaciones de una misma unidad. Los valores p se obtuvieron de la distribución t con los grados de libertad correspondientes a cada estimación. En las tablas se distingue la significancia estadística al 5%, al 1% y al 0.1%. El coeficiente de determinación se reporta para las ecuaciones de ingreso y no constituye el criterio central de interpretación, dado que el objeto del ejercicio son los coeficientes del indicador de sexo y no la capacidad predictiva del modelo.

3.5 Alcance del diseño

El diseño es observacional y transversal. Los coeficientes describen asociaciones condicionadas a las variables incluidas y no efectos causales. La comparación entre la ENIGH y la ENOE no es una prueba de robustez en sentido estricto, porque las poblaciones, los periodos de referencia y las definiciones de ingreso y horas no son idénticas; es una comprobación de que el signo y el orden de magnitud de los componentes no dependen de una sola fuente. Las estimaciones incorporan el factor de expansión de cada encuesta (factor en la ENIGH y fac_tri en la ENOE) y se ajustan por el diseño muestral: se declaran los estratos de diseño (est_dis y est_d_tri) y los errores estándar se agrupan por unidad primaria de muestreo, con 10,121 conglomerados en la ENIGH y 18,671 en la ENOE. Los coeficientes y los estadísticos descriptivos de la tabla 1 son, por tanto, estimaciones de la población que representa cada encuesta y no promedios de la muestra. La agrupación por unidad primaria reconoce que las

observaciones de un mismo conglomerado comparten factores no observados, de modo que el error estándar no supone independencia entre ellas.

4. Resultados y discusión

4.1 Estadísticos descriptivos

La tabla 1 resume las características de la población analizada. En ambas encuestas las mujeres tienen más escolaridad que los hombres y trabajan menos horas por semana: la diferencia es de 7.5 horas semanales en la ENIGH y de 7.2 en la ENOE. La edad promedio es prácticamente la misma en los dos grupos, mientras que la experiencia potencial es ligeramente menor entre las mujeres, consecuencia directa de su mayor escolaridad.

El ingreso es, con diferencia, la variable más dispersa. Su desviación estándar equivale a entre 71% y 106% de la media en los cuatro grupos, de modo que la distribución tiene una cola derecha pronunciada: unos cuantos perceptores muy bien remunerados elevan el promedio sin desplazar la mediana. Esa asimetría es la razón por la que el ingreso se modela en logaritmos y no en niveles, y también la razón por la que las medias de esta tabla no deben leerse como el ingreso típico de cada grupo. Las horas y la escolaridad, en cambio, se distribuyen de forma mucho más compacta.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de la población asalariada, por sexo y fuente

Variable	ENIGH 2022		ENOE 4T2022	
	Mujeres	*Hombres*	*Mujeres*	*Hombres*
Personas en la muestra (*n*)	41,741	65,768	37,279	52,649
Ingreso mensual (pesos)	7,547.34 (7,988.28)	9,526.11 (9,884.33)	7,430.86 (5,828.67)	8,778.54 (6,211.90)
Ingreso por hora (pesos)	46.24 (64.70)	48.72 (62.72)	47.24 (41.03)	46.73 (40.05)
Horas por semana	41.6 (16.0)	49.1 (15.8)	40.0 (14.3)	47.2 (14.5)
Escolaridad (años)	11.3 (4.1)	10.4 (4.2)	11.0 (4.1)	10.1 (4.0)
Experiencia potencial (años)	20.4 (14.2)	21.7 (15.2)	20.7 (14.5)	20.8 (15.0)
Edad (años)	37.7 (12.8)	38.1 (13.9)	37.7 (13.0)	36.9 (13.8)

Nota. Población asalariada de 15 años y más con ingreso y horas positivas. Medias ponderadas por el factor de expansión de cada encuesta (factor en la ENIGH, fac_tri en la ENOE), con la desviación estándar ponderada entre paréntesis; describen a la población que representa cada encuesta y no a la muestra. El ingreso mensual se expresa en pesos corrientes de 2022. El ingreso por hora es el promedio ponderado de los cocientes individuales entre ingreso y horas, no el cociente entre las dos medias de la tabla. La experiencia potencial se calcula como edad menos escolaridad menos seis, y resulta algo menor entre las mujeres porque su escolaridad es mayor a igual edad.

Fuente: *Elaboración propia con microdatos de la ENIGH 2022 y de la ENOE 4T2022 del INEGI.*

El contraste entre la tabla 1 y la tabla 2 requiere una advertencia. Las medias de la tabla 1 están ponderadas, pero no condicionan por escolaridad ni por experiencia; las relaciones exp(δ) de la tabla 2 son razones de medias geométricas condicionadas a los controles del modelo. Por esa razón no tienen por qué coincidir, y de hecho no coinciden. En la ENIGH el ingreso por hora medio de las mujeres equivale a 94.9% del de los hombres, mientras que la relación condicionada exp(δ_B) es de 0.847. En la ENOE la comparación simple incluso favorece a las mujeres, con 101.1%, mientras que la relación condicionada desciende a 0.930. La explicación es la misma en ambos casos: las mujeres de la población analizada tienen, en promedio, más escolaridad que los hombres, de modo que la comparación sin controles las favorece; al mantener constante ese atributo, el diferencial que queda es mayor que el que se observa en las medias simples.

4.2 Brecha mensual, brecha por hora y brecha de jornada

La tabla 2 presenta los coeficientes del indicador de sexo en las cuatro especificaciones, para el agregado nacional y las cinco entidades, en las dos fuentes. Todos los coeficientes de ingreso mensual y de horas son negativos y significativos al 0.1% en los doce ámbitos estimados. Esto significa que, condicionado a escolaridad y experiencia potencial, el ingreso mensual de las mujeres es inferior al de los hombres y su jornada también es más corta, y que ambas diferencias son estadísticamente distinguibles de cero con un nivel de significancia inferior al 0.1%. La hipótesis H1 no se rechaza en ninguno de los doce ámbitos.

La brecha por hora presenta un patrón distinto. En la ENIGH es negativa y significativa en las seis filas, con valores que van de −0.054 en Ciudad de México a −0.208 en Michoacán; la única que no alcanza el 1% es precisamente la de Ciudad de México (p = .040). En la ENOE el coeficiente es negativo y significativo en el agregado nacional y en cuatro entidades, pero en Ciudad de México es positivo y no se distingue de cero (δ_B = 0.003; p = .942). Ese resultado no debe leerse como evidencia de una ventaja salarial femenina: indica que, con la información disponible, no es posible rechazar la hipótesis de ausencia de brecha por hora en esa entidad y fuente. La estimación puntual es compatible con cero y su intervalo de confianza incluye valores de ambos signos.

En el agregado nacional, la relación de ingreso mensual es de 0.684 en la ENIGH y de 0.759 en la ENOE, equivalentes a diferencias de −31.6% y −24.1%. La relación por hora es de 0.847 (−15.3%) y 0.930 (−7.0%), y la de horas de 0.808 (−19.2%) y 0.816 (−18.4%). Las diferencias porcentuales no se suman: la identidad es aditiva en los coeficientes logarítmicos y multiplicativa al exponenciarlos, de modo que 0.847 × 0.808 = 0.684 en la ENIGH y 0.930 × 0.816 = 0.759 en la ENOE. La verificación se cumple con un residuo del orden de 10^{-13} en la primera fuente y de 10^{-9} en la segunda. La verificación se hace con los coeficientes sin redondear; con las cifras publicadas, el producto difiere en la última decimal.

Tabla 2. Coeficientes de la variable mujer en las especificaciones de ingreso mensual, ingreso por hora, horas trabajadas y horas como regresor

Ámbito	*n*	δ_A	δ_B	δ_H	γ_h	δ_C	exp(δ_B)	exp(δ_H)
Panel A. ENIGH 2022								
Nacional	107,509	−0.379*** (0.007)	−0.166*** (0.007)	−0.214*** (0.004)	0.693*** (0.011)	−0.231*** (0.007)	0.847	0.808
Michoacán	2,497	−0.471*** (0.041)	−0.208*** (0.035)	−0.262*** (0.027)	0.723*** (0.049)	−0.281*** (0.036)	0.812	0.769
Ciudad de México	3,248	−0.212*** (0.026)	−0.054* (0.026)	−0.158*** (0.016)	0.563*** (0.050)	−0.123*** (0.027)	0.948	0.854
Jalisco	3,506	−0.424*** (0.026)	−0.174*** (0.022)	−0.250*** (0.018)	0.605*** (0.035)	−0.273*** (0.022)	0.840	0.779
Querétaro	5,073	−0.417*** (0.025)	−0.203*** (0.023)	−0.215*** (0.017)	0.670*** (0.034)	−0.273*** (0.024)	0.817	0.807
Guanajuato	3,986	−0.379*** (0.030)	−0.152*** (0.028)	−0.226*** (0.020)	0.685*** (0.040)	−0.224*** (0.027)	0.859	0.797
Panel B. ENOE 4T2022								
Nacional	89,928	−0.276*** (0.007)	−0.073*** (0.006)	−0.204*** (0.005)	0.596*** (0.010)	−0.155*** (0.006)	0.930	0.816
Michoacán	3,024	−0.321*** (0.030)	−0.132*** (0.025)	−0.189*** (0.028)	0.573*** (0.045)	−0.213*** (0.026)	0.876	0.828
Ciudad de México	1,309	−0.215*** (0.039)	0.003 (0.037)	−0.218*** (0.029)	0.579*** (0.043)	−0.089* (0.036)	1.003	0.804
Jalisco	3,115	−0.291*** (0.020)	−0.128*** (0.019)	−0.163*** (0.016)	0.553*** (0.033)	−0.201*** (0.018)	0.880	0.850
Querétaro	1,463	−0.336*** (0.032)	−0.055* (0.028)	−0.281*** (0.027)	0.559*** (0.043)	−0.179*** (0.025)	0.947	0.755
Guanajuato	3,350	−0.275*** (0.024)	−0.065** (0.022)	−0.210*** (0.023)	0.577*** (0.037)	−0.154*** (0.019)	0.938	0.810

Nota. δ_A, δ_B y δ_H son los coeficientes de la variable mujer en las ecuaciones de ingreso mensual, ingreso por hora y horas trabajadas; γ_h y δ_C, los de ln(horas) y de la variable mujer en la especificación con horas como regresor, de modo que $\delta_C = \delta_B + (1 - \gamma_h)\delta_H$. Estimaciones ponderadas por el factor de expansión, con estratos declarados y errores estándar agrupados por unidad primaria de muestreo, entre paréntesis. Controles: escolaridad, experiencia potencial y su cuadrado. exp(δ) es la relación estimada de mujeres a hombres. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

Fuente: *Elaboración propia con microdatos del INEGI.*

En términos de puntos logarítmicos, la jornada concentra 56% de la brecha mensual en la ENIGH y 74% en la ENOE; la remuneración por hora concentra el 44% y el 26% restantes. La diferencia entre ambas fuentes se localiza, por tanto, en el componente de precio, no en el de

cantidad: la jornada explica más de la mitad de la brecha en las dos encuestas, mientras que la magnitud del diferencial horario varía casi en un factor de dos. El reparto que describe H2 se cuantifica así en 56% y 74%. Conviene subrayar que esa magnitud no constituye un contraste: con δ_H negativo y del mismo signo que δ_B, la identidad implica mecánicamente que δ_B es menor que δ_A en valor absoluto (0.166 frente a 0.379 en la ENIGH), de modo que el interés está en el tamaño del reparto y no en su verificación.

4.3 La elasticidad del ingreso respecto de las horas

La cuarta especificación permite examinar la asociación entre la duración de la jornada remunerada y los ingresos laborales mensuales, una vez consideradas la escolaridad, la experiencia potencial y el sexo de las personas asalariadas. Los coeficientes estimados del logaritmo de las horas trabajadas son de 0.693 para la ENIGH y de 0.596 para la ENOE en el agregado nacional, con valores puntuales inferiores a la unidad en las cinco entidades examinadas. Estas estimaciones indican que, en las muestras analizadas, las diferencias proporcionales de ingreso mensual asociadas con las horas trabajadas son menos que proporcionales, manteniendo constantes las variables incorporadas en el modelo.

Si bien los coeficientes reportados son estadísticamente distintos de cero, el estudio no presenta contrastes específicos de la hipótesis de elasticidad unitaria. Por tanto, la afirmación de que la elasticidad es inferior a uno se refiere a los valores puntuales estimados y no debe interpretarse como el resultado de una prueba formal de dicha restricción.

La comparación entre la especificación de ingreso por hora y aquella que incorpora las horas trabajadas como variable explicativa evidencia que ambas responden a formulaciones distintas. La primera establece una relación unitaria por construcción al dividir el ingreso mensual entre las horas, mientras que la segunda estima libremente la asociación entre ambas variables. Esa diferencia de supuestos se traduce en una diferencia de coeficientes: el coeficiente de sexo de la especificación con horas como regresor es de −0.231 en la ENIGH y de −0.155 en

la ENOE, frente a −0.166 y −0.073 de la especificación horaria. La diferencia entre ambos es exactamente $(1 - \gamma_h)\delta_H$, de modo que la especificación (2) no debe presentarse como una versión «corregida» de la (1), sino como una estimación que descansa en otro supuesto sobre la relación entre tiempo y retribución.

El contraste es más visible donde la brecha horaria es frágil. En Ciudad de México con la ENOE, donde el coeficiente horario no se distingue de cero, la especificación con horas como regresor registra una diferencia significativa al 5% ($\delta_C = -0.089$; $p = .013$). El resultado no contradice al anterior: incorpora la jornada, que en esa entidad es más corta para las mujeres, y por eso la diferencia aparece. Es la mejor ilustración de que las dos formulaciones no son intercambiables y de que la elección entre ellas debe declararse.

Los resultados permiten reconocer que la duración de la jornada constituye una dimensión relevante para interpretar las diferencias observadas de ingresos laborales. Sin embargo, debido al carácter transversal de la información, no es posible inferir que un aumento de las horas trabajadas por una misma persona produciría necesariamente una variación del ingreso equivalente a la elasticidad estimada. La relación identificada corresponde a diferencias entre personas observadas, no a un efecto causal de modificaciones individuales de la jornada. La lectura económica compatible con ese patrón es que las jornadas largas tienden a estar asociadas con remuneraciones por hora más bajas, o que el empleo de tiempo parcial se paga comparativamente mejor por hora, sin que ello pueda leerse como rendimientos decrecientes del trabajo individual.

4.4 Michoacán y la comparación regional

En la ENIGH, Michoacán registra la mayor diferencia desfavorable para las mujeres en las tres dimensiones: 37.5% en ingreso mensual, 18.8% en remuneración por hora y 23.1% en duración de la jornada. Ciudad de México muestra las menores en las tres (19.1%, 5.2% y 14.6%), mientras que Querétaro ocupa el segundo lugar en el componente horario (18.3%) sin

serlo en el mensual. En la ENOE el orden se invierte en parte: Querétaro presenta la mayor diferencia mensual (28.5% frente a 27.5% de Michoacán), Michoacán la mayor por hora (12.4%, apenas por encima del 12.0% de Jalisco) y la brecha de jornada de Michoacán (17.2%) resulta menor que la de Querétaro, Ciudad de México y Guanajuato.

Para Michoacán, los coeficientes de ingreso mensual, remuneración por hora y jornada son −0.471, −0.208 y −0.262 en la ENIGH, y −0.321, −0.132 y −0.189 en la ENOE. La jornada concentra 56% de la brecha mensual en la primera fuente y 59% en la segunda. La elasticidad del ingreso respecto de las horas es de 0.723 y 0.573, respectivamente, con valores puntuales también por debajo de la unidad. El resultado central para la entidad es doble: la menor jornada remunerada ocupa un lugar predominante en la descomposición, y la diferencia de remuneración por hora persiste, aunque con una magnitud que depende de la fuente.

Las posiciones relativas descritas son comparaciones descriptivas de estimaciones puntuales y no pruebas formales de diferencias entre entidades. Para afirmar que Michoacán presenta una brecha significativamente mayor que Querétaro sería necesario un contraste de igualdad de coeficientes entre submuestras, que no forma parte de este ejercicio y que se señala como extensión en el apartado 5.3.

4.5 Discusión

Los resultados permiten desplazar la discusión desde la comparación de ingresos mensuales hacia el examen de dos dimensiones distintas de la desigualdad: el precio por unidad de tiempo y el tiempo destinado al trabajo remunerado. En ambas encuestas la jornada concentra más de la mitad de la brecha mensual en puntos logarítmicos. El tiempo de trabajo aparece así como una dimensión relevante de la diferencia observada, que no debería quedar fuera del análisis ni reducirse a una variable de control.

Al mismo tiempo, los modelos registran diferencias de remuneración por hora. La evidencia disponible no permite sostener que la brecha horaria sea inexistente en términos

generales, pero tampoco autoriza a equipararla con discriminación salarial directa. Escolaridad y experiencia potencial no agotan las características laborales asociadas al ingreso, y buena parte del diferencial residual se reduce al incorporar ocupación, sector, jornada y establecimiento (Blau y Kahn, 2017). El coeficiente estimado debe leerse como un diferencial no explicado por los controles disponibles, no como una medida de trato desigual.

Para la gestión del capital humano en las organizaciones el hallazgo tiene una lectura directa. Si la retribución por hora se asocia negativamente con la jornada —es decir, si las jornadas parciales se pagan proporcionalmente mejor—, la penalización que enfrentan las mujeres no opera solo en el momento de la contratación, sino en la progresión de la carrera: quien trabaja menos horas acumula menos experiencia efectiva, participa menos en los proyectos visibles y queda con menor frecuencia en el conjunto de candidatos a promoción. Como las mujeres de esta muestra tienen más escolaridad que los hombres en ambas encuestas, la combinación sugiere que una mayor escolaridad promedio no se traduce necesariamente en una posición equivalente o superior de ingresos dentro de la población asalariada observada. El modelo no permite determinar si esa situación responde a diferencias en la experiencia laboral efectiva, segregación ocupacional, responsabilidades familiares, condiciones contractuales u oportunidades de promoción, de modo que la posible subutilización de capacidades adquiridas mediante la educación constituye una hipótesis relevante para investigaciones posteriores y no un mecanismo identificado por este estudio. De ahí se desprenden tres decisiones de gestión observables —el diseño de jornadas, los esquemas de flexibilidad y la valoración de puestos por resultados y no por presencia— que este trabajo no evalúa, pero que la evidencia permite formular como agenda para la administración de personal.

Desde el enfoque del capital humano, la experiencia potencial absorbe parte de la variación de ingresos asociada a la edad y a los años de escolaridad, y su incorporación corresponde a la tradición minceriana, lo que hace comparables los coeficientes con una referencia metodológica conocida. Sin embargo, no capta interrupciones laborales, años

efectivamente trabajados ni continuidad de la carrera profesional. Estas dimensiones son especialmente relevantes para analizar la brecha de género, porque las trayectorias laborales de las mujeres están con mayor frecuencia interrumpidas por responsabilidades familiares. La limitación no invalida las estimaciones, pero acota su alcance.

La organización del trabajo doméstico y de cuidados ofrece una interpretación social plausible de las diferencias de jornada. Los resultados son consistentes con esa hipótesis, pero las regresiones no identifican el mecanismo: no incluyen variables de uso del tiempo, composición del hogar ni presencia de menores. En consecuencia, el vínculo entre cuidados y jornada remunerada debe presentarse en esta etapa como una hipótesis explicativa que merece contrastarse con información específica, y no como un resultado del modelo.

La evidencia causal disponible para México apunta en esa dirección. Talamas Marcos (2023) aprovecha el fallecimiento de la abuela que provee cuidado infantil como variación exógena y estima que la pérdida de esa disponibilidad reduce la probabilidad de empleo de las madres en 12 puntos porcentuales, alrededor de 27%, sin efecto sobre la de los padres. El resultado no mide horas ni salarios y no puede trasladarse sin más a la brecha que aquí se estima, pero muestra que la restricción de cuidado opera sobre la oferta laboral femenina y no sobre la masculina, que es justamente el mecanismo que el componente de jornada sugiere.

Las dos encuestas coinciden en el sentido general de los resultados, pero no en su magnitud. La brecha nacional de remuneración por hora es de −15.3% en la ENIGH y de −7.0% en la ENOE. Ambas fuentes excluyen aguinaldo, gratificaciones y reparto de utilidades del ingreso mensual y expresan el cociente en la misma unidad de tiempo, de modo que el prorrateo de prestaciones y el periodo de referencia no bastan por sí solos para explicar la diferencia. El análisis descriptivo adicional identifica un patrón en las distribuciones que resulta compatible con una hipótesis de medición: en la ENIGH el ingreso mensual es el promedio de lo efectivamente recibido en el trimestre, de manera que quien trabajó solo una parte de ese periodo aparece con una remuneración baja frente a horas habituales completas. El resultado es una cola izquierda

pronunciada —la asimetría del logaritmo del ingreso por hora es de −0.72 en la ENIGH y de 0.34 en la ENOE— y un 8.1% de la muestra que declara menos de diez pesos por hora con una jornada media de 44.6 horas semanales, frente a 0.8% en la ENOE. La brecha se concentra justamente en ese tramo: el perfil por percentiles, calculado sobre la distribución observada y sin condicionar por escolaridad ni experiencia, va de −24.2% en el percentil 5 a −0.5% en el 90, y las mujeres representan 45.9% del decil más bajo frente a 39.2% del más alto. En la ENOE la brecha es pequeña en todo el tramo bajo y se invierte en la parte alta (+4.0% en el percentil 75 y +8.0% en el 90), de modo que su promedio condicionado es necesariamente menor.

No obstante, la evidencia disponible no permite atribuir de manera concluyente esas discrepancias a un mecanismo específico. Determinar qué proporción responde a diferencias en el registro del ingreso, la medición de las horas, la composición de las muestras o las características de los trabajadores requeriría un ejercicio de armonización y sensibilidad que no forma parte del alcance de esta investigación; el perfil por percentiles es un contraste descriptivo e incondicional y no sustituye ese ejercicio, pues muestra dónde se concentra la brecha y no cuánto de ella es atribuible a dotaciones. En consecuencia, la coincidencia entre fuentes debe interpretarse principalmente como evidencia de consistencia en la dirección general del fenómeno y en la importancia de la jornada remunerada, sin asumir equivalencia cuantitativa entre los parámetros estimados. La robustez del hallazgo se refiere a que la jornada constituye una parte sustancial del diferencial mensual en ambas fuentes, no a que todos los parámetros sean equivalentes.

5. Conclusiones

5.1 Principales hallazgos e implicaciones económicas

La investigación examinó las diferencias de ingresos laborales entre mujeres y hombres en México durante 2022, distinguiendo la remuneración por hora de la duración de la jornada. Se estimaron especificaciones de la tradición minceriana con la ENIGH y la ENOE, condicionadas a

escolaridad y experiencia potencial, para el agregado nacional y cinco entidades federativas. Los hallazgos se enuncian a continuación.

Primera. La desigualdad de ingresos mensuales comprende dimensiones económicas distintas que deben analizarse por separado. Las mujeres registran ingresos mensuales inferiores a los de los hombres en ambas fuentes, aun después de controlar por capital humano, y esa diferencia está asociada tanto con menores remuneraciones por hora como con jornadas remuneradas más cortas. Reconocerlo evita atribuir al precio del trabajo lo que en parte corresponde al tiempo de trabajo.

Segunda. La duración de la jornada constituye un componente sustantivo de la brecha mensual: representa 56% del diferencial en la ENIGH y 74% en la ENOE. Se trata de participaciones dentro de una descomposición estadística y contable, no de proporciones causales atribuibles a preferencias individuales ni a condiciones institucionales. El hallazgo justifica estudiar las restricciones y oportunidades asociadas al tiempo de trabajo, sin presuponer que las jornadas observadas resulten de decisiones libres.

Tercera. La diferencia de remuneración por hora persiste después de considerar las variables tradicionales de capital humano: es de −15.3% en la ENIGH y de −7.0% en la ENOE. Su magnitud es menor que la del ingreso mensual, pero su presencia indica que las diferencias de jornada no explican por sí solas el diferencial. La excepción es Ciudad de México, donde el componente horario no se distingue de cero con la ENOE (p = .942) y apenas alcanza significancia con la ENIGH (p = .040); el resultado debe interpretarse como ausencia de evidencia y no como evidencia de ausencia. Estas estimaciones no constituyen una medida directa de discriminación salarial, porque la escolaridad y la experiencia potencial no agotan las características individuales, ocupacionales y organizacionales que determinan el ingreso.

Cuarta. La mayor escolaridad promedio de las mujeres asalariadas contrasta con sus menores ingresos mensuales y con los diferenciales horarios condicionados. El resultado no demuestra que la educación rinda menos a las mujeres ni permite afirmar un aprovechamiento

ineficiente de su capital humano, pero sí evidencia que la escolaridad, considerada de manera aislada, es insuficiente para explicar las diferencias de ingresos. Desde la teoría del capital humano, procede profundizar en la relación entre formación, experiencia efectiva, continuidad ocupacional y acceso a oportunidades de promoción.

Quinta. Las diferencias regionales muestran la importancia de las particularidades de cada mercado laboral. Michoacán presenta, entre las cinco entidades examinadas, diferencias desfavorables para las mujeres en las tres dimensiones: registra la mayor magnitud puntual de brecha mensual, de remuneración por hora y de jornada en la ENIGH, y una diferencia horaria relevante en la ENOE, aunque las posiciones relativas cambian según la fuente y el componente. Como no se realizaron contrastes formales de igualdad de coeficientes entre entidades, estas comparaciones son descriptivas y no pruebas de diferencia estadística.

Sexta. La relación entre horas e ingreso presenta estimaciones puntuales de elasticidad inferiores a la unidad: 0.693 en la ENIGH y 0.596 en la ENOE. La especificación horaria y la que incorpora las horas como regresor responden a formulaciones distintas, y como no se reportan pruebas de la restricción de elasticidad unitaria, la interpretación se limita a los valores puntuales. El carácter transversal del estudio impide, además, leer la asociación como el efecto causal de ampliar la jornada de una misma persona.

Séptima. Las implicaciones de política pública deben distinguir la evidencia observada de los mecanismos que requieren demostración. El peso del componente de jornada justifica investigar la organización del tiempo de trabajo, la disponibilidad de servicios de cuidado, las condiciones de contratación y la conciliación con las responsabilidades familiares; la persistencia de diferencias por hora plantea examinar la estructura ocupacional, la valoración de puestos, las oportunidades de promoción y los mecanismos de determinación salarial. No son intervenciones cuyos efectos hayan sido demostrados por los modelos estimados, sino ámbitos que se desprenden de las asociaciones identificadas.

Octava. La contribución del artículo consiste en una interpretación desagregada y territorialmente contextualizada de la brecha. El uso de dos encuestas nacionales y la comparación entre entidades permiten documentar la importancia de distinguir el precio de la hora de la cantidad de horas remuneradas; la identidad contable que las relaciona es el fundamento analítico de la estrategia, y la contribución empírica reside en cuantificar sus componentes y examinar su comportamiento por fuente y territorio. En conjunto, los hallazgos muestran que comprender estas desigualdades exige considerar a la vez la formación académica, la remuneración por unidad de tiempo y las oportunidades de participación en el trabajo remunerado.

5.2 Limitaciones

Las limitaciones de este trabajo son de tres tipos y delimitan el alcance de las conclusiones. La primera es de medición: la experiencia potencial sustituye a la experiencia efectiva y no recoge interrupciones laborales, antigüedad ni movilidad, de modo que el control de capital humano es una aproximación y no una medida de la trayectoria ocupacional.

La segunda es de especificación. El modelo no incorpora ocupación, actividad económica, formalidad, tamaño del establecimiento, tipo de jornada, condición contractual ni posición jerárquica. Su ausencia implica que el coeficiente estimado agrupa diferencias de remuneración dentro de segmentos comparables y diferencias de composición ocupacional entre mujeres y hombres, sin que sea posible separarlas. Por la misma razón, el componente no explicado no debe identificarse automáticamente con discriminación: puede incorporar características no observadas, problemas de medición y limitaciones de especificación.

La tercera es de inferencia. Aunque las estimaciones incorporan los factores de expansión y el diseño muestral de cada encuesta, no se reportan contrastes formales de igualdad de coeficientes entre entidades, de modo que las comparaciones regionales son descriptivas y no

pruebas de diferencia. El estudio tampoco contrasta formalmente la restricción de elasticidad unitaria ni estima descomposiciones por cuantiles condicionadas a las características observadas.

5.3 Recomendaciones y líneas de investigación futura

Los hallazgos permiten identificar líneas de investigación que ampliarían la comprensión de las diferencias de ingresos laborales, en su relación con el capital humano, la organización del trabajo y las condiciones institucionales de los mercados laborales.

Primera. Profundizar en la medición de la experiencia laboral. Convendría comparar la experiencia potencial con mediciones de la experiencia efectivamente acumulada cuando las fuentes lo permitan, incorporando interrupciones, antigüedad, continuidad ocupacional y periodos de inactividad, y examinar si la asociación entre experiencia e ingresos difiere por sexo. Ese enfoque permitiría separar el papel de la formación del de la trayectoria laboral.

Segunda. Examinar la heterogeneidad de la asociación entre escolaridad e ingresos. Mediante interacciones entre escolaridad y sexo, nivel educativo, ocupación y etapa de la trayectoria, investigaciones futuras podrían evaluar si los perfiles de ingresos asociados a la formación difieren entre grupos, sin asumir que esas diferencias sean efectos causales de la educación.

Tercera. Incorporar características ocupacionales y organizacionales. Variables de ocupación, rama, formalidad, tamaño del establecimiento, condición contractual y posición jerárquica permitirían descomponer con mayor detalle la brecha por hora; los métodos de Oaxaca (1973) y Blinder (1973) y las descomposiciones por cuantiles condicionadas a esas características permitirían estimar la contribución de lo observable y del residuo en cada tramo de la distribución, cuyo componente no explicado conserva la lectura prudente que se estableció en las limitaciones.

Cuarta. Investigar la relación entre las responsabilidades de cuidado y la jornada remunerada. Dado el peso del componente de jornada, procede incorporar información sobre

trabajo doméstico no remunerado, composición del hogar, presencia de menores y servicios de apoyo, y desarrollar estrategias de identificación causal para evaluar políticas de cuidado, modalidades de contratación y esquemas de conciliación.

Quinta. Profundizar en la heterogeneidad territorial y temporal. La comparación entre Michoacán, Ciudad de México, Jalisco, Querétaro y Guanajuato es un punto de partida: cabría añadir contrastes de igualdad de coeficientes entre entidades, ampliar el número de estados y extender el análisis a otros periodos para observar si el peso relativo de la jornada y de la remuneración por hora se mantiene ante transformaciones económicas, tecnológicas e institucionales.

Sexta. Examinar las diferencias de medición entre fuentes. La divergencia entre la ENIGH y la ENOE justifica estudios sobre la construcción y comparabilidad de las variables de ingreso y horas: armonización de definiciones, análisis de los periodos de captación y sensibilidad a los criterios de selección, para establecer qué parte de la discrepancia es metodológica y en qué tramos de la distribución se concentra.

Séptima. Vincular la evidencia econométrica con la evaluación de políticas. Los resultados identifican ámbitos relevantes para el diseño de políticas —servicios de cuidado, capacitación, continuidad de trayectorias, transparencia remunerativa, promoción y organización flexible del tiempo—, pero determinar su efectividad exige diseños que identifiquen efectos sobre la participación, la jornada y los ingresos. La tarea futura no consiste solo en documentar diferencias, sino en generar evidencia sobre mecanismos y alternativas.

6. Declaraciones

Financiamiento: la presente investigación no recibió financiamiento de agencias públicas, privadas ni de organismos sin fines de lucro.

Conflicto de interés: los autores declaran no tener conflicto de interés en relación con este trabajo.

Uso de inteligencia artificial: las herramientas de inteligencia artificial se emplearon únicamente como apoyo para la edición y la revisión de estilo del texto. El diseño de la investigación, el procesamiento de los microdatos, las estimaciones y la interpretación de los resultados son de autoría de los firmantes, quienes asumen la responsabilidad por el contenido.

7. Referencias

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. https://doi.org/10.20430/ete.v81i323.125

Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Columbia University Press.

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. *Journal of Human Resources, 8*(4), 436–455. https://doi.org/10.2307/144855

Castro Lugo, D., Rodríguez Pérez, R. E., y Ramos Lobo, R. (2021). ¿Existe convergencia regional en la brecha salarial por género en México? *Economía, Sociedad y Territorio, 21*(67), 685–717. https://doi.org/10.22136/est20211633

Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2022). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2022: descripción de la base de datos*. INEGI.

Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2023). *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Cuarto trimestre de 2022: descripción de la base de datos*. INEGI.

Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy, 66*(4), 281–302. https://doi.org/10.1086/258055

Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. Columbia University Press.

Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review, 14*(3), 693–709. https://doi.org/10.2307/2525981

Olivetti, C., y Petrongolo, B. (2016). The evolution of gender gaps in industrialized countries. *Annual Review of Economics, 8*, 405–434. https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115329

Orraca, P., Cabrera, F.-J., e 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

Rodríguez Pérez, R. E. (2018). Brecha salarial por género en México: desde un enfoque regional, según su exposición a la apertura comercial 2005-2015. *Nóesis. Revista de Ciencias Sociales y Humanidades, 27*(54), 19–38. https://doi.org/10.20983/noesis.2018.2.2

Talamas Marcos, M. Á. (2023). Grandmothers and the gender gap in the Mexican labor market. *Journal of Development Economics, 162*, 103013. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2022.103013