



**El Colegio
de la Frontera
Norte**

Impacto del cuidado no remunerado de adultos mayores sobre la
oferta laboral y los salarios en México, 2019-2023.

Tesis presentada por

Jorge Cuapantecatl Mota

para obtener el grado de

MAESTRO EN ECONOMÍA APLICADA

Tijuana, B. C., México
2026

CONSTANCIA DE APROBACIÓN

Director de Tesis: Dr. Óscar Peláez Herreros

Aprobada por el Jurado Examinador:

1. Dr. Omar David Stabridis Arana, lector interno
2. Dr. César Alfredo González González, lector externo

A la memoria de mi abuelita Lolita:

AGRADECIMIENTOS.

En primer lugar, quiero expresar mi profundo agradecimiento a mi querida abuelita Lolita. Su partida al inicio de este proyecto representó un duro golpe en mi vida; fue difícil emprender un nuevo reto sin la presencia de quien siempre me alentó a continuar estudiando, celebraba mis logros con especial entusiasmo y cuya compañía era siempre amena y reconfortante. De niño, ir de su mano me hacía sentir protegido y con superpoderes; de adulto, caminar tomado de su brazo por las calles de su querida Puebla, mirando siempre al frente como ella decía, fue uno de los momentos en que sentí mayor orgullo y fortaleza. Me hace mucha falta su brazo con superpoderes, pero continúo caminando con la mirada al frente, con seriedad cuando se debe y con carisma y buen humor siempre que se puede. A ella dedico esta tesis, cuya pregunta de investigación encarna su propia vida: una mujer que, por las circunstancias de su tiempo, hizo lo que pudo con lo que tuvo, y aun así lo hizo todo. Lolita dedicó su vida a la crianza de siete hijos, sosteniendo con su esfuerzo cotidiano el bienestar de toda una familia, y su mayor orgullo fue verlos culminar sus estudios, entre ellos mi madre, que alcanzó el grado de maestría, y mi tío, que llegó al doctorado. Gracias a ella, mi madre pudo desarrollarse profesionalmente con la tranquilidad de saber que sus hijos estaban seguros y felices en su casa. Espero que, desde donde esté, sepa cuánto significó su esfuerzo para todos nosotros y que se sienta orgullosa de su nieto.

Agradezco profundamente a mis padres por todos los sacrificios que hicieron a lo largo de los años y por haber guiado, con su ejemplo y su esfuerzo, el camino que me llevó hasta El Colegio de la Frontera Norte; este proyecto no habría sido posible sin su acompañamiento y motivación a distancia. A mi hermana, que con su ejemplo puso la vara muy alta y me permitió descubrir hasta dónde soy capaz de llegar. A mi tío Enrique, quien me cuidó como a un hijo y me enseñó a esforzarme y a soñar en grande; buena parte de lo que soy se lo debo a su ejemplo y a sus enseñanzas.

Mi agradecimiento a la Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (SECIHTI) por el apoyo económico brindado durante dos años, y al Colegio de la Frontera Norte (COLEF) por proporcionar las herramientas necesarias para la culminación de este trabajo de investigación.

Al Dr. Óscar Peláez, por guiarme de la mejor manera y confiar en mi proyecto a pesar de estar a contratiempo; sus comentarios y el tiempo que me dedicó fueron decisivos. Al Dr. Omar Stabridis, cuyas clases y motivación constante despertaron en mí el interés por la economía social y dieron origen a este tema de investigación. A la facultad de Trabajo Social de la Universidad de Colima, en especial al Dr. César Alfredo González, quien durante dos meses me enseñó a reflexionar más allá de los datos y a reencontrar el sentido de la investigación social; sus consejos fueron pieza fundamental para encauzar este trabajo. Mi gratitud también al Dr. David Amador, por brindarme un espacio para la culminación de la tesis, y a la Dra. Mireya, por la silenciosa compañía de las jornadas de trabajo que se extendían hasta tarde en los cubículos. Al Dr. Pedro, cuyas clases representaron una oportunidad invaluable de aprendizaje.

Más allá de la formación académica, la maestría también me regaló amistades que hicieron de esta etapa una experiencia profundamente significativa. A mis compañeros de la MEA, gracias por la amistad sincera y por convertir Tijuana en un hogar lejos de casa. Es curioso pensar cuánto lograron impactar en mi vida.

A mi compañero de cuarto y amigo Ábalos, porque sin su apoyo difícilmente habría logrado recuperarme de la lesión en la rodilla. Gracias por las largas noches de conversación, en las que hubo risas, desacuerdos, reflexiones y, sobre todo, una amistad que hizo más ligeros los días. Después llegó a mi vida una persona cuyo primer comentario fue decirme que me parecía al Dr. House. Desde ese momento entendí que su honestidad era una cualidad que lo distinguía. Con el tiempo se convirtió en un gran amigo y encontramos en el ajedrez nuestra forma de despejar la mente. Gracias a él descubrí que el verdadero reto no era terminar la maestría, sino algún día vencer al Dr. Gaytán en una partida. Espero poder cumplir pronto ambos objetivos. Poco después llegó, como parte del mismo paquete, mi amigo Chuy, a quien siempre admiré por la claridad con la que comparte sus conocimientos. Su disposición para debatir ideas y cuestionar cada argumento fue un apoyo invaluable para afrontar las exigencias de la academia.

Ingrid y Valadez también llegaron en ese mismo paquete. Convivir con ustedes durante los cursos intersemestrales fue una de las mejores experiencias de la maestría, porque me permitió conocerlos más allá del salón de clases y construir una amistad que recordaré con mucho cariño.

A Cristina, por convertirse en mi confidente durante el primer semestre; a Alma, por ser esa persona que siempre respondía, sin importar la hora; y a Mara, mi cómplice en la recta final de la maestría, sin cuyo apoyo no habría sido posible realizar mi estancia. Gracias por compartir conmigo no solo las clases y la investigación, sino también la ciudad, las caminatas, los cafés y los días que hicieron de Tijuana un lugar especial.

A mi amiga Sofía, por su entusiasmo contagioso por la investigación, por compartir conmigo, con la generosidad de siempre, incluso las herramientas de trabajo, y por ayudarme a darle sentido a este proyecto.

Mi agradecimiento también a la Dra. Rocío, por su acompañamiento y asesoría como coordinadora de la maestría. Su apoyo fue fundamental para que pudiera concluir esta etapa satisfactoriamente.

Finalmente, a mi familia Mota Picazo, que siempre me recibió con los brazos y las puertas abiertas. En ustedes encontré tranquilidad en los momentos más difíciles y el recordatorio constante de que la familia es el refugio al que siempre se puede volver. Gracias, tíos, primas y sobrinos, por su cariño, por hacerme sentir siempre en casa y por enseñarme, con su ejemplo, el verdadero significado de la familia.

RESUMEN

Esta investigación examina cómo el trabajo de cuidados no remunerado afecta los ingresos laborales y la participación en el empleo asalariado en México, considerando el envejecimiento del hogar y las diferencias de género. Se utilizan microdatos de la ENOE del primer trimestre de 2019 y 2023, combinando ecuaciones salariales Mincer por mínimos cuadrados ordinarios, modelos de selección muestral de Heckman y descomposiciones Oaxaca-Blinder sobre el ingreso mensual y el salario por hora.

Los resultados indican que el trabajo de cuidados se asocia con restricciones significativas en la participación laboral y los ingresos. Las mujeres enfrentan una penalización económica mayor conforme aumenta la intensidad del cuidado, reflejando la distribución desigual de las responsabilidades domésticas. Además, la presencia de adultos mayores en el hogar reduce considerablemente la probabilidad de participar en el empleo asalariado, lo que es consistente con una mayor presión del envejecimiento demográfico sobre la oferta laboral de los hogares.

La evidencia también detecta sesgo de selección muestral, lo que implica que las estimaciones convencionales subestiman las desigualdades asociadas al cuidado. La descomposición Oaxaca-Blinder revela que aproximadamente tres cuartas partes de la brecha salarial mensual entre hombres y mujeres corresponden al componente no explicado, mientras que cerca de 18 puntos porcentuales adicionales se originan en diferencias de horas trabajadas.

Palabras clave: economía del cuidado, trabajo de cuidados no remunerado, envejecimiento demográfico, participación laboral, brecha salarial de género, modelo de Heckman, Oaxaca-Blinder.

ABSTRACT

This research examines how unpaid care work affects labor income and salaried employment participation in Mexico, considering household aging and gender differences. Microdata from the National Survey of Occupation and Employment (ENOE) for the first quarter of 2019 and 2023 are used, combining Mincer wage equations estimated by ordinary least squares, Heckman two-stage and maximum likelihood sample selection models, and Oaxaca-Blinder decompositions applied to monthly labor income and hourly wages.

Results indicate that care work represents a significant constraint on labor participation and observed income. Women face greater economic penalties as care intensity increases, reflecting the persistent unequal distribution of domestic responsibilities. Furthermore, the presence of elderly individuals in the household significantly reduces the probability of participating in salaried employment, confirming that demographic aging constitutes a relevant mechanism of pressure on household labor supply.

The evidence also confirms the existence of sample selection bias, meaning conventional estimates tend to underestimate the magnitude of care-related inequalities. Finally, the Oaxaca-Blinder decomposition shows that approximately three-quarters of the monthly gender wage gap correspond to the unexplained component, while nearly 18 additional percentage points are generated through differences in hours worked.

Keywords: care economy; unpaid care work; population aging; labor force participation; gender wage gap; Heckman selection model; Oaxaca-Blinder decomposition.

ÍNDICE.

INTRODUCCIÓN.....	11
CAPÍTULO I. MARCO CONTEXTUAL.....	15
1.1 <i>Conceptualización de la economía del cuidado: Definiciones y origen en América Latina.</i>	15
1.2 <i>El cuidado de adultos mayores dentro de la economía del cuidado.</i>	19
1.3 <i>Importancia del estudio del cuidado no remunerado.</i>	29
CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO.....	33
2.1 <i>Teoría de la oferta laboral.</i>	33
2.1.1. <i>Modelo neoclásico de elección trabajo-ocio.</i>	33
2.1.2 <i>Producción doméstica (trabajo del hogar).</i>	35
2.1.3. <i>Función de producción del hogar.</i>	36
2.1.4. <i>Extensión al modelo oferta laboral.</i>	36
2.2 <i>Teoría del Capital humano.</i>	37
2.2.1. <i>Función de ingresos de Mincer.</i>	38
2.2.2. <i>Modelo de regresión truncada (procedimiento Heckit).</i>	38
2.2.3. <i>Descomposición Oaxaca-Blinder.</i>	40
CAPÍTULO III. TÉCNICA DE ANÁLISIS Y FUENTES DE DATOS.	45
3.1 <i>Hipótesis.</i>	46
3.2 <i>Fuentes de información.</i>	47
3.3 <i>Tratamiento de las variables.</i>	52
3.3.1 <i>Cuidados</i>	55
3.3.2 <i>Cuidados y envejecimiento del hogar.</i>	58
3.3.3 <i>Interacción de género.</i>	59
3.4 <i>Salario.</i>	59
3.4.1 <i>Articulación con el modelo de Heckman</i>	63
3.4.2 <i>Medición y comparación del salario.</i>	64
3.5 <i>Análisis descriptivo.</i>	68
3.6 <i>Variables de control.</i>	78
3.7 <i>Técnicas econométricas.</i>	80
3.7.1 <i>Estimación del modelo minceriano.</i>	81
3.7.2 <i>Modelo econométrico.</i>	81
3.7.3 <i>Procedimiento de dos pasos de Heckman.</i>	83
3.7.4 <i>Modelo combinado con dummy temporal.</i>	86

CAPÍTULO IV. ANÁLISIS DE RESULTADOS	87
4.1 <i>Justificación del modelo.</i>	87
4.2 <i>Estimación MCO de la ecuación de Mincer.....</i>	91
4.3 <i>Análisis e interpretación de resultados.</i>	95
4.4 <i>Identificación.....</i>	99
4.5 <i>Nivel educativo y cuidados.....</i>	103
4.6 <i>Descomposición Oaxaca-Blinder.</i>	106
4.7 <i>Limitaciones</i>	109
CONCLUSIONES.....	112
REFERENCIAS.....	117
ANEXOS.....	125

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1. 1 Pirámide poblacional de México, 1970 y 2050	17
Figura 1. 2 Población de 15 años y más que brinda cuidados. Total, nacional, México, 2022	19
Figura 1. 3 Cobertura de cuidados por grupo vulnerable, México, 2022	20
Figura 1. 4 Origen del cuidado recibido, México, 2022	22
Figura 1. 5 Promedio de tiempo semanal de trabajo no remunerado, según grupo de actividades y sexo medido en horas.....	31
Figura 3. 1 Diagrama de árbol para el año 2019 ENOE	50
Figura 3. 2 Diagrama de árbol para el año 2023 ENOE	51
Figura 3. 3 Análisis comparativo del ingreso laboral y las brechas salariales por sexo según la intensidad del trabajo de cuidados en México, 2019 y 2023	71
Figura 4. 1 Participación laboral de la mujer según cargas de cuidados no remunerados 2019-1 y 2023-1	88
Figura 4. 2 Sesgo de selección en la observación de salarios femeninos: evidencia comparativa para 2019 y 2023.....	89
Figura 4. 3 Efectos marginales del ingreso 2019-2023.....	105

ÍNDICE DE MAPAS

Mapa 1. 1 Distribución territorial de la demanda de cuidados a nivel nacional	15
---	----

ÍNDICE DE CUADROS

Cuadro 1. 1 Indicadores de la transición demográfica y estructura de dependencia en México, 2020-2050	23
Cuadro 1. 2 Trabajo no remunerado del hogar (horas por semana).....	31
Cuadro 3. 1 Descripción de las variables para los datos de México 2019-2023	52
Cuadro 3. 2 Variables de cuidados	53
Cuadro 3. 3 Variables sociodemográficas y de capital humano	54
Cuadro 3. 4 Variables laborales	54
Cuadro 3. 5 Variables geográficas	55
Cuadro 3. 6 Categorías cuidados	56
Cuadro 3. 7 Componentes del tiempo de cuidados para la construcción del índice	58
Cuadro 3. 8 Estadísticas descriptivas de la población de estudio por características sociodemográficas y económicas, México 2019 y 2023	68
Cuadro 3. 9 Caracterización del ingreso mensual según condiciones sociodemográficas y carga de cuidados en México, 2019 y 2023.....	70
Cuadro 3. 10 Análisis comparativo del ingreso por hora trabajada en México, 2019 y 2023, según sexo	72
Cuadro 3. 11 Análisis del trabajo de cuidados según características sociodemográficas e intensidad del cuidado en México, 2019 y 2023.....	73
Cuadro 3. 12 Estadísticas descriptivas de las variables de cuidado por sexo y edad, y su relación con la participación laboral, México 2019 y 2023.....	74

Cuadro 3. 13 Participación en el mercado laboral por características sociodemográficas y carga de cuidados, México 2019 y 2023.....	77
Cuadro 3. 14 Variables de control	78
Cuadro 4. 1 Ingreso laboral mensual según condición de cuidados y grupo de edad, México, 2019-2023	87
Cuadro 4. 2 Estimación MCO de la ecuación de Mincer ampliada, modelo completo M3, México (2019 y 2023).....	91
Cuadro 4. 3 Comparación econométrica de los efectos del género y del trabajo de cuidados: MCO y modelos de selección de Heckman en conjunto	95
Cuadro 4. 4 <i>Modelo de Heckman en dos etapas para el caso de México (2019 y 2023)</i>	100
Cuadro 4. 5 Estimación MCO de la ecuación de Mincer ampliada, modelo completo M3, México (2019 y 2023).....	103
Cuadro 4. 6 Estimación MCO de la ecuación de Mincer ampliada, modelo lineal, México (2019 y 2023).....	104
Cuadro 4. 7 Descomposición Oaxaca-Blinder de la brecha salarial de género por canales: precio vs. cantidad, México 2019 y 2023	107

INTRODUCCIÓN.

En las últimas décadas, México ha experimentado profundas transformaciones demográficas, económicas y sociales. Entre ellas destaca el acelerado proceso de envejecimiento poblacional, resultado de la disminución sostenida de la fecundidad y el aumento de la esperanza de vida (Consejo Nacional de Población, 2023). Esta transición ha modificado de manera significativa la estructura por edades, incrementando la proporción de personas adultas mayores y, con ello, la demanda de cuidados de largo plazo (Naciones Unidas, DESA, 2023; Oxfam México, 2026).

En ausencia de un sistema nacional de cuidados plenamente consolidado, estas necesidades continúan siendo absorbidas principalmente al interior de los hogares mediante trabajo no remunerado, el cual recae de manera desproporcionada sobre las mujeres en edad económicamente activa (Ledesma García y Becerril Sánchez, 2024; Sharma et al., 2016; Trujillo et al., 2012).

Esta distribución desigual del cuidado no solo refleja persistentes inequidades de género en la asignación del tiempo, sino que también genera efectos directos sobre la participación laboral, la continuidad ocupacional y los ingresos provenientes del trabajo.

Desde la perspectiva económica, el tiempo destinado al trabajo de cuidados no remunerado compite directamente con el tiempo disponible para el empleo remunerado, configurando una restricción estructural sobre la oferta laboral. Esta limitación puede traducirse en menor participación en el mercado de trabajo, reducción de la intensidad laboral, inserción en ocupaciones de menor calidad o trayectorias laborales discontinuas, afectando de manera directa los ingresos laborales observados. Este fenómeno adquiere especial relevancia en un contexto de envejecimiento demográfico, donde la presencia de personas dependientes dentro del hogar incrementa la frecuencia y complejidad de las necesidades de cuidado, profundizando las tensiones entre responsabilidades domésticas y empleo remunerado (Rico y Segovia, 2017; Hank y Buber, 2009; Oxfam México, 2018).

A esta problemática se suma un desafío metodológico central. En encuestas laborales como la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), los ingresos únicamente son observables para quienes efectivamente participan en el empleo remunerado. Esto implica que la muestra salarial excluye sistemáticamente a personas cuya ausencia del mercado laboral puede estar asociada precisamente a restricciones vinculadas al trabajo de cuidados, generando un problema de selección muestral. En consecuencia, estimar ecuaciones salariales mediante

métodos convencionales podría producir resultados sesgados al considerar únicamente a quienes lograron insertarse en el empleo asalariado. Frente a ello, esta investigación recurre al modelo de selección de Heckman (1979), que permite modelar simultáneamente la participación laboral y la determinación del ingreso, corrigiendo este sesgo mediante la razón inversa de Mills.

Bajo esta perspectiva, el trabajo de cuidados no debe entenderse únicamente como un factor que influye sobre los ingresos laborales, sino también como un mecanismo que condiciona la posibilidad misma de participar en el mercado de trabajo. Esta doble dimensión resulta particularmente relevante cuando el envejecimiento del hogar incrementa las demandas potenciales de cuidado y restringe la disponibilidad de tiempo para actividades remuneradas, especialmente entre las mujeres (Orozco Rocha y González González, 2024).

En este contexto, la presente investigación se plantea como pregunta central: ¿cómo influye la intensidad del trabajo de cuidados no remunerado sobre los ingresos laborales en México, particularmente en contextos de envejecimiento del hogar, y en qué medida este efecto difiere entre hombres y mujeres? De esta interrogante se desprenden preguntas específicas orientadas a identificar el efecto económico del trabajo de cuidados sobre los ingresos laborales, evaluar el papel de la presencia de personas adultas mayores como factor que condiciona la participación en el empleo asalariado, analizar la existencia de penalizaciones económicas diferenciadas por género y examinar en qué medida estos mecanismos contribuyen a la persistencia de brechas económicas entre hombres y mujeres.

El objetivo general de la investigación es analizar el efecto del trabajo de cuidados no remunerado sobre los ingresos laborales en México, considerando el papel del envejecimiento del hogar y las diferencias por género, mediante un enfoque econométrico que permita corregir sesgos de selección muestral y descomponer las brechas económicas observadas. Este efecto se examina a través de dos canales analíticamente distintos, estimados de manera conjunta mediante el procedimiento de Heckman: por un lado, el margen extensivo, correspondiente a la probabilidad de participar en el empleo asalariado; y por otro, el margen intensivo, correspondiente al nivel salarial condicional a dicha participación. De manera específica, se busca: estimar una ecuación salarial tipo minceriana ampliada incorporando variables asociadas al trabajo de cuidados, con el fin de identificar su efecto sobre el margen intensivo; evaluar el efecto de la presencia de personas adultas mayores sobre la participación en el empleo asalariado, correspondiente al margen extensivo; analizar la penalización económica diferencial del cuidado sobre las mujeres en ambos márgenes; corregir la participación no

aleatoria mediante modelos de selección tipo Heckman, que permiten estimar conjuntamente ambos canales; y complementar el análisis con una descomposición Oaxaca-Blinder que distinga entre diferencias atribuibles a características observables y factores estructurales no explicados.

La hipótesis central sostiene que una mayor intensidad en las responsabilidades de cuidado no remunerado restringe los resultados económicos laborales, particularmente entre las mujeres, al reducir su capacidad de inserción, continuidad e intensidad en el empleo remunerado. Asimismo, se plantea que la presencia de personas adultas mayores dentro del hogar incrementa las demandas potenciales de cuidado, disminuyendo la probabilidad de participación en el empleo asalariado y generando un proceso de selección no aleatoria en la observación de los ingresos laborales. Bajo este supuesto, parte de las desigualdades económicas observadas no responderían únicamente a diferencias en capital humano o características individuales, sino también a restricciones estructurales asociadas a la organización social del cuidado.

La relevancia de este estudio radica en tres elementos. Primero, el envejecimiento demográfico incrementa sostenidamente la demanda de cuidados, presionando simultáneamente a los hogares, al mercado laboral y a los sistemas de protección social. Segundo, la elevada carga de trabajo no remunerado asociada al cuidado limita las oportunidades laborales y económicas de quienes lo realizan, reproduciendo desigualdades estructurales de género. Tercero, persiste una limitada evidencia empírica para México que analice de manera integrada la relación entre trabajo de cuidados, envejecimiento del hogar, participación laboral, ingresos y brechas económicas desde una perspectiva econométrica que incorpore explícitamente problemas de selección muestral.

Desde el punto de vista teórico, la investigación se inscribe en el marco del modelo neoclásico de oferta laboral, en el cual los individuos distribuyen su tiempo entre actividades remuneradas y no remuneradas bajo restricciones de tiempo e ingreso. Bajo este enfoque, la ecuación salarial tipo Mincer permite analizar los retornos económicos asociados al capital humano, mientras que su ampliación con variables vinculadas al trabajo de cuidados permite incorporar restricciones estructurales derivadas de la organización doméstica del tiempo. Complementariamente, el modelo de Heckman corrige el sesgo derivado de la participación no aleatoria en el empleo asalariado, mientras que la descomposición Oaxaca-Blinder permite distinguir qué proporción de las brechas observadas responde a diferencias en características observables y qué parte obedece a factores estructurales no explicados.

Metodológicamente, la investigación utiliza información de la ENOE para los años 2019 y 2023, a partir de la cual se construyen variables asociadas al trabajo de cuidados no remunerado, la composición demográfica del hogar y los ingresos laborales. Esto permite estimar modelos econométricos con corrección por selección muestral, así como ejercicios complementarios de descomposición de brechas económicas por género.

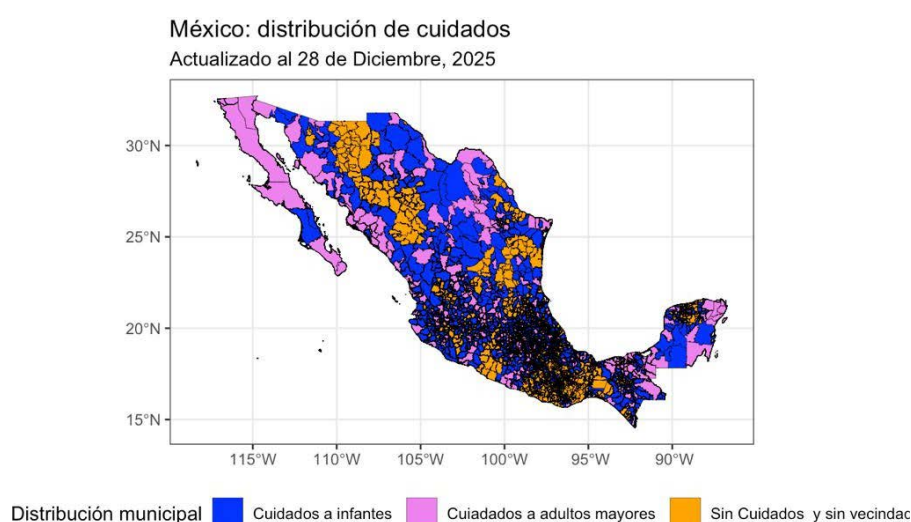
La contribución principal de este estudio consiste en aportar evidencia empírica para México sobre el efecto económico del trabajo de cuidados no remunerado desde un enfoque que integra envejecimiento del hogar, participación laboral y desigualdad de género. La presente investigación se organiza de la siguiente manera: el Capítulo I presenta el marco contextual; el Capítulo II desarrolla el marco teórico; el Capítulo III describe las fuentes de información, la construcción de variables y la estrategia metodológica; el Capítulo IV expone el análisis e interpretación de resultados, incluyendo la descomposición Oaxaca-Blinder y las limitaciones del estudio; finalmente, se presentan las conclusiones generales de la investigación y los anexos como parte de robustez.

CAPÍTULO I. MARCO CONTEXTUAL.

1.1 Conceptualización de la economía del cuidado: Definiciones y origen en América Latina.

La actual organización social del cuidado es resultado de la división sexual del trabajo, tanto remunerado como no remunerado, de la persistencia de la discriminación por razones de género (Orozco y Sánchez, 2020; Organización Internacional del Trabajo [OIT], 2019) y de la desigual corresponsabilidad entre los actores que conforman el denominado diamante del cuidado: Estado, mercado, comunidad y hogares (Razavi, 2007; Kleven et al., 2019). Esta configuración no solo refleja, sino que también reproduce profundas desigualdades estructurales tal y como se puede apreciar en la siguiente figura.

Mapa 1. 1 Distribución territorial de la demanda de cuidados a nivel nacional



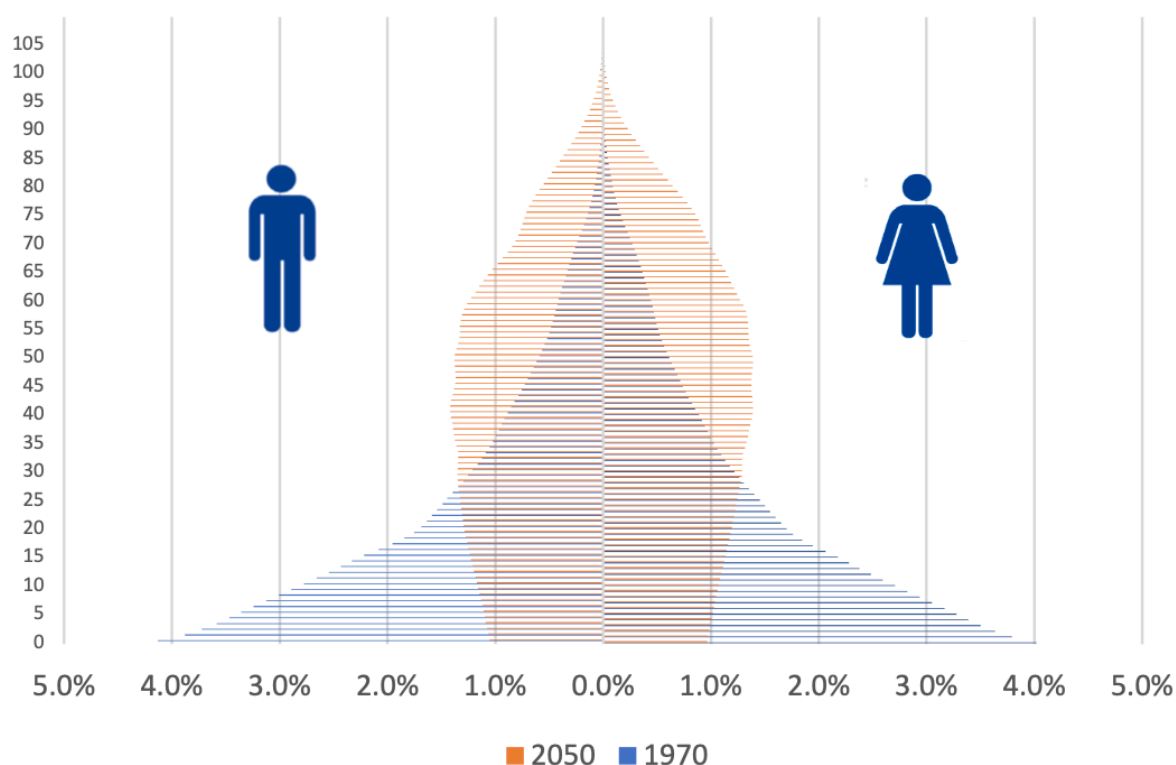
Fuente: Estimación y elaboración propia con datos del Censo de Población y Vivienda 2020
INEGI.

El Mapa 1.1 muestra la distribución territorial de las necesidades de cuidado a nivel municipal en México, diferenciando entre cuidados dirigidos a infantes, cuidados a personas adultas mayores y municipios sin provisión identificada de cuidados. Este ejercicio permite visualizar la heterogeneidad espacial de la demanda potencial de cuidados y evidencia patrones de concentración regional asociados a la estructura demográfica y a las condiciones socioeconómicas locales. La identificación de estos patrones resulta fundamental para el diagnóstico nacional del sistema de cuidados, ya que permite reconocer territorios con alta presión de demanda y posibles desajustes entre necesidades poblacionales y oferta institucional.

Esta forma de organización contribuye a reproducir desigualdades en el acceso a oportunidades y opera como un freno a la movilidad social de las mujeres, lo que termina por moldear las condiciones de partida de las generaciones que vienen. La inexistencia de un Sistema Integral de Cuidados genera repercusiones negativas en distintos planos: incide sobre el nivel de gasto y el ingreso disponible de los hogares, e impacta de manera particular en el uso del tiempo femenino, traduciéndose en lo que se ha denominado pobreza de tiempo (Acosta et al., 2006; Pacheco, 2013). Como consecuencia, las mujeres ven reducidas sus posibilidades de decisión y de involucramiento activo en esferas tan diversas como el ámbito social, político y laboral (Kabeer, 2018; Orozco, 2024).

Asimismo, esta problemática tenderá a intensificarse con el envejecimiento poblacional, ampliando sus impactos sobre el conjunto de la población, dado que se prevé que las necesidades de cuidado se duplicarán hacia el año 2050. Como se observa en la Figura 1.1, la estructura por edades de la población mexicana ha experimentado una transformación significativa en las últimas décadas. Mientras que en 1970 predominaba una pirámide poblacional de tipo expansivo, caracterizada por una amplia base asociada a altos niveles de fecundidad, para 2050 se proyecta una estructura más envejecida, con una base más estrecha y un ensanchamiento en los grupos de mayor edad. Este cambio refleja la acción conjunta del descenso de la fecundidad y el aumento de la esperanza de vida, y evidencia el tránsito hacia una población con mayor proporción de personas adultas mayores, lo que conlleva importantes implicaciones en términos de dependencia, cuidados y protección social (González y Rangel, 2023; González-González et al., 2018).

Figura 1. 1 Pirámide poblacional de México, 1970 y 2050



Fuente: Elaborado por Instituto Nacional de Geriátría (2023).

El análisis de la relación entre el mercado laboral y las personas mayores cobra particular relevancia en América Latina, una región donde el envejecimiento poblacional se desarrolla en paralelo a problemáticas estructurales como la informalidad laboral extendida, y la desigualdad persistente. Las cifras correspondientes a 2025 indican que cerca de una cuarta parte de la población de 65 años o más se mantenía vinculada a alguna actividad laboral, con una participación notablemente superior entre los hombres.

Esta brecha por sexo, constatada igualmente en otros grupos de edad, responde principalmente a que las mujeres concentran en mayor medida su tiempo en tareas no remuneradas del hogar. A ello se añade el hecho de que, en diversos países de la región, la edad de jubilación establecida para los hombres es posterior a la fijada para las mujeres (Sánchez Vargas et al., 2015).

Aunque resulta legítimo y deseable que las personas mayores permanezcan activas laboralmente cuando esa decisión forma parte de su proyecto de vida, en una proporción significativa de los casos la permanencia en el empleo no responde a una elección, sino a la

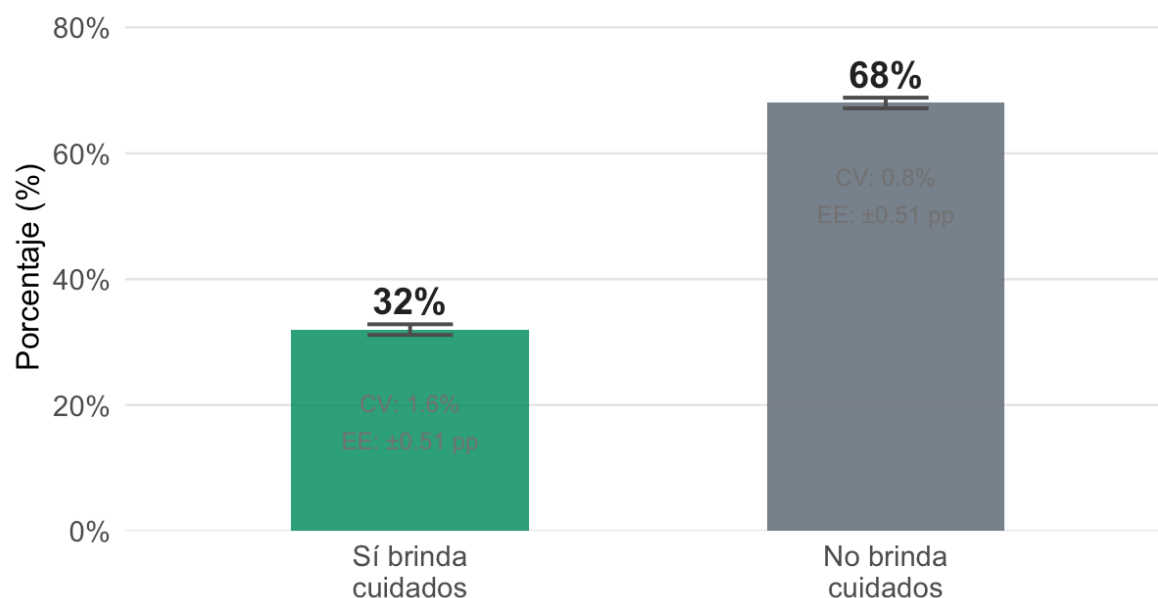
necesidad de cubrir niveles mínimos de bienestar. Ante ingresos insuficientes ya sea por pensiones bajas o por la ausencia de las mismas, muchas personas mayores se ven en la obligación de continuar trabajando o de incorporarse nuevamente al mercado laboral con el fin de complementar sus recursos económicos.

Definir con precisión qué son los cuidados es una tarea compleja. Esta complejidad proviene de diversos factores semánticos, históricos y sociales que dificultan delimitar sus contornos conceptuales. En ocasiones, el término se utiliza de manera tan amplia que llega a abarcar casi cualquier actividad humana; en otras, se restringe a acciones tan específicas que se excluyen componentes esenciales de los cuidados, como su dimensión afectiva y emocional.

Por lo tanto, no existe una única definición de cuidados. En consecuencia, es posible aproximarse al concepto desde distintos enfoques teóricos, entre los cuales destaca la economía feminista, que busca visibilizar que los cuidados son una actividad indispensable para la reproducción económica y social, pero que, debido a los roles de género, han recaído históricamente en las mujeres. Desde esta perspectiva, se subraya que los cuidados suelen ser invisibilizados y no remunerados en la esfera económica. El cuidado no remunerado se entiende como el conjunto de actividades realizadas sin recibir una compensación monetaria. La mayor parte de este trabajo corresponde a la provisión de servicios para el autoconsumo también denominado trabajo doméstico o trabajo de cuidados no remunerado, realizado por y para los miembros del propio hogar, o bien por familiares que viven en otro lugar. Incluye actividades de cuidado directo e indirecto y se caracteriza por estar altamente feminizado. Este enfoque enfatiza también el costo de oportunidad que enfrentan las personas que realizan labores de cuidado. De ahí la importancia de identificar quiénes cuidan y bajo qué circunstancias lo hacen: si se trata de una actividad asumida de manera voluntaria o impuesta.

1.2. El cuidado de adultos mayores dentro de la economía del cuidado.

Figura 1. 2 Población de 15 años y más que brinda cuidados. Total, nacional, México, 2022



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENASIC 2022.

La Figura 1.2 muestra la proporción de la población de 15 años y más que realiza actividades de cuidado no remunerado en México, con base en la Encuesta Nacional sobre los Sistemas de Cuidados (ENASIC) 2022. Los resultados indican que el 32 por ciento de la población adulta, equivalente a aproximadamente 31.7 millones de personas, brinda algún tipo de cuidado. Esta estimación presenta un coeficiente de variación de 1.6 por ciento y un error estándar de ± 0.51 puntos porcentuales, lo que garantiza un alto nivel de precisión estadística. En contraste, el 68 por ciento restante no participa en estas actividades de manera directa.

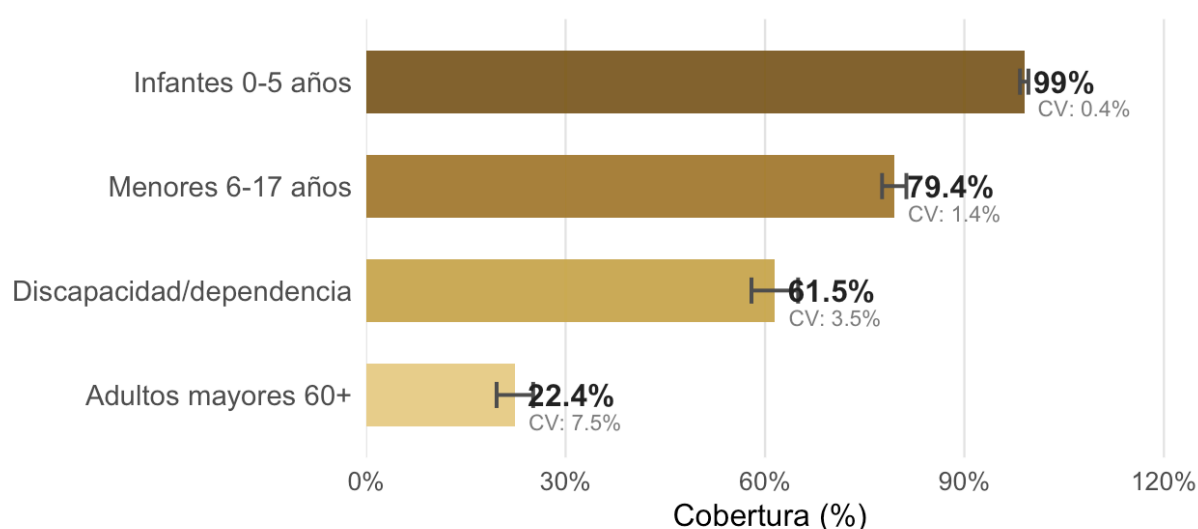
Estos resultados evidencian la magnitud del trabajo de cuidados en el país, al involucrar a casi un tercio de la población adulta. Más allá de su dimensión cuantitativa, esta alta participación sugiere que la provisión de cuidados recae principalmente en los hogares, lo que es consistente con un esquema de bienestar de corte familiarista, donde las redes familiares asumen un papel central ante la limitada cobertura de servicios formales.

Este fenómeno adquiere mayor relevancia en el contexto de la transición demográfica que atraviesa México, caracterizada por la disminución sostenida de la fecundidad y el aumento

de la esperanza de vida. Estos cambios han modificado la estructura por edades, reduciendo la proporción de población joven y aumentando la de personas en edades avanzadas.

El envejecimiento poblacional no solo implica un cambio en la composición demográfica, sino también en la naturaleza de las necesidades de cuidado. A medida que aumenta la población adulta mayor, se incrementa la prevalencia de enfermedades crónicas y de limitaciones funcionales, lo que genera una mayor demanda de cuidados continuos. A diferencia del cuidado infantil, que tiende a disminuir con la edad, el cuidado en edades avanzadas suele intensificarse con el tiempo, configurando lo que la literatura denomina cuidados de largo plazo (Montes de Oca et al., 2023; Secretaría de Gobernación [SEGOB], 2026).

Figura 1. 3 Cobertura de cuidados por grupo vulnerable, México, 2022



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENASIC 2022.

La Figura 1.3 presenta la cobertura de cuidados según el grupo poblacional receptor, es decir, la proporción de personas que, dentro de cada grupo con necesidad de cuidado, efectivamente recibe apoyo de al menos una persona de 15 años o más. Los resultados muestran una marcada heterogeneidad entre grupos.

La cobertura es prácticamente universal en la primera infancia: 99 por ciento de los niños de 0 a 5 años recibe cuidados, con un bajo nivel de variabilidad en la estimación (coeficiente de variación de 0.4 por ciento). En el caso de los menores de 6 a 17 años, la cobertura alcanza el 79.4 por ciento (coeficiente de variación de 1.4 por ciento). Para las

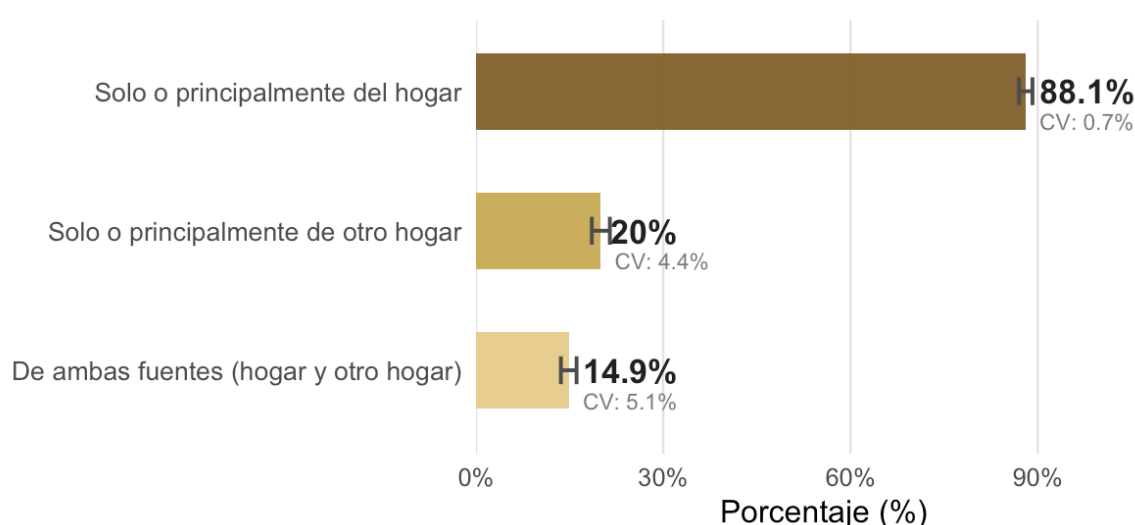
personas con discapacidad o dependencia, esta proporción desciende a 61.5 por ciento (coeficiente de variación de 3.5 por ciento).

El resultado más relevante se observa en la población de adultos mayores de 60 años y más, quienes presentan la cobertura más baja del conjunto, con apenas 22.4 por ciento, además de una mayor variabilidad relativa en la estimación (coeficiente de variación de 7.5 por ciento). Este dato pone en evidencia una brecha crítica de cuidados: mientras que el cuidado infantil alcanza niveles cercanos a la universalidad, la atención a la población adulta mayor es considerablemente más limitada.

La magnitud de esta brecha superior a 70 puntos porcentuales entre la primera infancia y la vejez constituye un hallazgo central de este estudio, ya que revela un desbalance estructural en la provisión de cuidados a lo largo del ciclo de vida. En particular, resulta significativo que uno de los grupos con mayor probabilidad de dependencia y necesidades de atención continua sea, al mismo tiempo, el que presenta la menor cobertura.

Este patrón es consistente con la literatura sobre economía del cuidado, que documenta la existencia de un déficit de cuidados en la vejez, especialmente en contextos donde la provisión recae predominantemente en los hogares y existe una oferta limitada de servicios formales (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2022; Huenchuan, 2018). En este sentido, los resultados no solo dimensionan la magnitud del problema, sino que subrayan la urgencia de fortalecer los sistemas de cuidados orientados a la población adulta mayor, particularmente en un contexto de envejecimiento demográfico acelerado (Secretaría de Bienestar, 2020).

Figura 1. 4 Origen del cuidado recibido, México, 2022



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENASIC 2022.

La Figura 1.4 muestra el origen del cuidado recibido entre las personas que reportan necesitar y recibir cuidados, distinguiendo si estos provienen del propio hogar, de otro hogar o de ambas fuentes. Los resultados evidencian un patrón altamente concentrado en el ámbito doméstico.

En particular, el 88.1 por ciento de las personas que reciben cuidados los obtiene solo o principalmente de integrantes de su propio hogar, con un bajo nivel de variabilidad en la estimación (coeficiente de variación de 0.7 por ciento). En comparación, el 20.0 por ciento recibe cuidados de personas de otro hogar (coeficiente de variación de 4.4 por ciento), mientras que el 14.9 por ciento accede a cuidados provenientes de ambas fuentes (coeficiente de variación de 5.1 por ciento). En todos los casos, los niveles de variabilidad son reducidos, lo que respalda la confiabilidad de los resultados.

El dato más significativo es que el cuidado en México se provee mayoritariamente dentro del hogar, lo que confirma su carácter predominantemente doméstico y no mercantil. Este resultado refuerza la evidencia presentada en la figura anterior, donde se identificó una brecha crítica en la cobertura hacia la población adulta mayor, y sugiere que dicha insuficiencia no se compensa mediante redes externas o servicios formales.

Desde una perspectiva analítica, la fuerte concentración del cuidado en el ámbito familiar es consistente con un esquema de bienestar de tipo familiarista, en el que los hogares asumen la mayor parte de las responsabilidades ante la limitada provisión institucional. Este

patrón adquiere particular relevancia en términos de género, ya que la evidencia muestra que estas tareas recaen de manera desproporcionada en las mujeres.

En conjunto, los resultados ponen de manifiesto no solo la centralidad del hogar en la provisión de cuidados, sino también las limitaciones estructurales de los sistemas formales en México, lo que refuerza la necesidad de políticas públicas orientadas a redistribuir estas responsabilidades entre el Estado, el mercado y la comunidad (Esquivel, 2011; Fabiani, 2023).

Los datos lo confirman con precisión: la Tasa de Dependencia de Vejez nacional pasará de 10.61 en 2020 a 34.97 en 2050, es decir, se triplicará en tres décadas. Más revelador aún es el cambio en la razón entre dependientes jóvenes y adultos mayores: en 2020 había 3.4 menores dependientes por cada adulto mayor; para 2050 esa proporción se invertirá a 0.7, lo que implica que los hogares mexicanos habrán transitado de organizar sus cuidados en torno a la infancia a hacerlo en torno a la vejez (véase Cuadro 1.1).

Cuadro 1. 1 Indicadores de la transición demográfica y estructura de dependencia en México, 2020-2050

Indicador	Definición	2020 (Censo)	2025	2050	Tendencia 2020– 2050
Tasa de dependencia infantil	(Población de 0 a 14 años / población en edad activa) × 100	36.42	35.88	25.78	↓ –10.6 puntos
Tasa de dependencia de vejez	(Población de 65 años y más / población en edad activa) × 100	10.61	11.54	34.97	↑ +24.4 puntos
Tasa de dependencia total	(Población dependiente total / población en edad activa) × 100	47.04	47.42	60.76	↑ +13.7 puntos
Razón de dependencia niños / adultos mayores	Relación entre población infantil dependiente y población adulta mayor dependiente	3.4: 1	3.1: 1	0.7: 1	Inversión de la estructura de dependencia

Fuente: Elaboración propia con datos del Censo de Población y Vivienda 2020 y las Proyecciones de la Población de México 2020–2070, CONAPO.

Nota: 18–64 = población en edad de trabajar.

El Cuadro 1.1 resume la evolución esperada de la estructura de dependencia en México como resultado del proceso de transición demográfica. En primer lugar, se observa una disminución en la dependencia infantil, que pasa de 36.4 a 25.8 menores por cada 100 personas en edad de trabajar entre 2020 y 2050. Este cambio refleja la caída sostenida de la fecundidad y la reducción relativa de la población joven.

En contraste, la dependencia de la población adulta mayor aumenta de manera significativa, al pasar de 10.6 a 35.0 personas de 65 años y más por cada 100 en edad activa. Este incremento está asociado al aumento de la esperanza de vida y al envejecimiento de la población. Como resultado de estas tendencias opuestas, la tasa de dependencia total se incrementa de 47.0 a 60.8, lo que indica que, en conjunto, habrá una mayor presión sobre la población en edad de trabajar para sostener a la población dependiente. Uno de los cambios más relevantes se observa en la relación entre niños y adultos mayores. Mientras que en 2020 había aproximadamente 3.4 niños por cada adulto mayor, para 2050 se proyecta una relación de 0.7 niños por adulto mayor, lo que implica una inversión en la estructura de dependencia. En otras palabras, la carga demográfica se desplazará desde la infancia hacia la vejez. En síntesis, estos resultados evidencian que México transita hacia una estructura poblacional cada vez más envejecida, con implicaciones directas en la demanda de cuidados, particularmente en los cuidados de largo plazo.

El envejecimiento poblacional, tal como lo señala la Organización Mundial de la Salud, refleja por un lado los logros alcanzados en materia de salud pública y desarrollo socioeconómico, pero por otro impone un desafío estructural a las sociedades, las cuales deben reorganizarse para asegurar a las personas mayores condiciones dignas de salud e ingreso. Ello implica avanzar hacia esquemas con amplia cobertura, servicios de calidad, oferta suficiente, viabilidad financiera de largo plazo y resiliencia frente a perturbaciones de distinta naturaleza, ya sean demográficas, políticas, económicas o relacionadas con la equidad.

En el caso de México, los datos de CONAPO indican que, para 2024, el país alcanza los 132 millones de habitantes y atraviesa una etapa de inercia demográfica caracterizada por un ritmo de crecimiento moderado. Detrás de este comportamiento se encuentran dos fenómenos simultáneos: una tasa de fecundidad situada en 1.9 hijas o hijos por mujer y una mortalidad con trayectoria descendente. Bajo este escenario, las proyecciones anticipan que el país alcanzará su punto máximo poblacional en 2050, con cerca de 147 millones de personas, para luego iniciar un descenso gradual que llegaría, hacia 2070, a una tasa negativa de

crecimiento del orden de -0.88 por ciento. Este proceso se acompaña de un aumento sostenido en la esperanza de vida. En 2023 el promedio nacional se ubicó en 75.5 años, con una diferencia notoria entre sexos: 78.6 años en mujeres frente a 72.3 años en hombres. Las estimaciones para 2070 apuntan a un incremento adicional, alcanzando los 86.4 años en la población femenina y los 79.9 años en la masculina.

El cambio en la pirámide poblacional plantea retos relevantes en materia de planeación y atención. La situación se complica al considerar el contexto en que ocurre: limitaciones presupuestales, desigualdad persistente, niveles considerables de pobreza, predominio del empleo informal, subempleo extendido y precarización laboral. A esto se añaden esquemas de protección social en salud con cobertura insuficiente y un sistema de pensiones con pilares poco sólidos. Por ello, uno de los retos centrales para México consiste en diseñar políticas públicas capaces de responder con eficacia a la nueva realidad demográfica.

En esta misma línea, resulta indispensable replantear los sistemas pensionarios, dado que su limitada cobertura impide asegurar ingresos adecuados para la totalidad de la población envejecida. Una reforma en este sentido debería orientarse a prevenir la pobreza durante la vejez y a permitir que las personas mantengan un consumo estable a lo largo de su vida, garantizando condiciones dignas. El esfuerzo no puede limitarse a ampliar la cobertura: también es necesario fortalecer la base de cotizantes mediante la generación de empleos formales bien remunerados y la creación de incentivos que prolonguen la vida laboral de los adultos mayores.

Entre el primer trimestre de 2019 y el de 2023, la población de 60 años o más en México creció de 15.6 a 18.3 millones de personas, pasando de representar el 13 por ciento al 14 por ciento del total nacional, reflejo del envejecimiento poblacional. En ambos años la mayoría se concentró en el grupo de 60 a 69 años (55 por ciento en 2019 y 56 por ciento en 2023), mientras que la proporción de 80 años y más se mantuvo cercana al 14 por ciento. Por sexo, las mujeres siguieron siendo mayoría dentro de este grupo, representando entre el 13 por ciento y 15 por ciento de su población, frente al 12-13 por ciento de los hombres.

La participación económica de las personas adultas mayores se mantuvo prácticamente estable: 33 de cada 100 formaban parte de la Población Económicamente Activa (PEA) tanto en 2019 como en 2023. En ambos periodos, la actividad disminuye con la edad, cayendo del 44 por ciento en el grupo de 60 a 69 años a cerca del 10 por ciento entre quienes tienen 80 años

o más. La brecha de género persistió sin cambios relevantes: en la población de 80 años y más, apenas 4 de cada 100 mujeres permanecían activas, frente a 17-18 de cada 100 hombres.

Según la Encuesta de Percepción, Inclusión y Exclusión de las Personas Mayores en Chile (2023, séptima edición), el 58 por ciento de las personas mayores de 18 años entrevistadas considera que los apoyos y cuidados para las personas mayores deben comenzar a partir de los 60 años, lo que evidencia la necesidad de transformar la percepción social sobre la vejez y de comprender realmente sus necesidades; en este contexto cobra relevancia la generación "sándwich", que cuida simultáneamente a hijos y padres mayores, en un escenario demográfico donde el envejecimiento poblacional y la reducción del tamaño de los hogares disminuyen la disponibilidad de cuidadores, mientras persiste una desigualdad de género que ha recaído históricamente sobre las mujeres, situación que resulta insostenible tanto desde la equidad como desde la demografía y que hace imperativa la construcción de un sistema de cuidados, aunque con el reto de garantizar los recursos para su implementación; frente a ello, países como República Dominicana avanzan con un SIC en fase piloto centrado, al igual que Uruguay, en niñez, adultos mayores y personas con discapacidad, mientras que Argentina, Colombia, México, Perú, Panamá y Paraguay buscan implementar subsistemas de cuidados para los distintos grupos comprendidos en dicha definición.

Lo anterior ayuda a los cuidadores no remunerados a tener más tiempo dedicado a otras actividades, sin embargo, se requiere una mayor intervención del gobierno para generar un SIC que cuente con políticas que favorezcan a las personas cuidadoras. En México el tema de los cuidados ha tomado mayor relevancia, debido a que se cuenta con análisis de segregación de indicadores dentro del Plan Nacional de Desarrollo (Gobierno de México, 2025; Consejo de Evaluación de la Ciudad de México, 2024).

Construir un sistema nacional de cuidados en México requiere, como paso previo, generar evidencia que permita reconocer a los grupos que deben ser atendidos de manera prioritaria. Entre ellos destacan las personas mayores que presentan algún grado de dependencia funcional, quienes enfrentan necesidades particulares de atención que tienden a acentuarse conforme avanza la edad y que, en muchos casos, se vuelven permanentes, configurando así escenarios de cuidados a largo plazo. Esta condición responde tanto al deterioro propio de la salud como a la pérdida progresiva de capacidades para desempeñar actividades cotidianas.

Una vía para aproximarse al tamaño de la oferta de cuidados disponible consiste en analizar a la población ocupada en actividades vinculadas con estas labores. Aunque los registros no permiten distinguir si dicha atención se dirige específicamente a personas mayores, sí ofrecen elementos suficientes para cuantificar y describir las características de quienes integran este sector ocupacional.

Algunos autores encuentran una estrecha relación del tiempo dedicado al cuidado y la oferta laboral. Failache Mirza et al. (2024) encuentran mediante un modelo probabilístico donde se analiza cómo influye el hecho de brindar cuidados no remunerados a adultos mayores sobre la probabilidad de estar empleado. En este modelo la variable dependiente es el empleo es decir la capacidad de estar ocupada o no, mientras que la variable independiente incluye si la persona realiza cuidados informales, así como diversas características sociodemográficas. Los principales resultados presentan que existe una relación entre ser cuidador y estar empleado. Para América Latina las variables sociodemográficas muestran que ser hombre tiene un impacto positivo y significativo en la probabilidad de estar empleado, al igual que la edad tiene una incidencia positiva, lo que quiere decir que a mayor edad aumenta la probabilidad de estar empleado, sin embargo, esta disminuye a cierta edad, debido a que la edad al cuadrado presenta signo negativo. Para el caso de Chile y Uruguay tener educación media superior aumenta la probabilidad de estar empleado, a diferencia de solo contar con la primaria; finalmente se evidencia una relación negativa entre la probabilidad de empleo y realizar trabajos de cuidados no remunerados a adultos mayores, principalmente en los países de Chile, Colombia y Uruguay donde los principales determinantes de la oferta laboral se centran en las características individuales, las del hogar y las regionales. Los resultados segregados por sexo evidencian que las mujeres cuidadoras de adultos mayores quedan en mayor desventaja en las decisiones laborales.

Por otro lado, Sinha et al. (2024) realizaron un estudio para la India, donde encontraron que las normas de género tradicionales influyen en la forma en que hombres y mujeres distribuyen su tiempo entre trabajo remunerado y no remunerado, siendo este último asumido principalmente por las mujeres. Esta división es especialmente marcada, y las normas sociales contribuyen a perpetuarla. Al incluir variables relacionadas con estereotipos de género como la representación femenina, la movilidad, la educación de las niñas y la violencia de género se observa que el impacto negativo del trabajo no remunerado en el empleo femenino disminuye, lo que sugiere que estas normas agravan la desigualdad laboral. Las políticas que aborden estas

normas, especialmente mediante la educación y la sensibilización de hombres y familias, pueden reducir la carga desigual del trabajo doméstico. Experiencias como el programa WE-Care de Oxfam el cual trabaja por una sociedad justa desde el reconocimiento, la reducción y la redistribución del trabajo infantil no remunerado muestran que es posible aumentar la participación masculina en estas tareas, aunque los cambios culturales requieren tiempo. Iniciativas educativas desde edades tempranas pueden ser clave para transformar estas actitudes y avanzar hacia una mayor equidad de género. En este sentido, resulta fundamental el aporte de Sinha et al. (2024), quienes subrayan que el análisis del cuidado debe considerar la posible endogeneidad entre el tiempo dedicado al cuidado y la participación laboral, dado que las personas pueden reducir su empleo para cuidar o, inversamente, dedicarse al cuidado debido a su falta de inserción laboral. Este enfoque es congruente con el objetivo del presente estudio, que examina la relación bidireccional entre oferta laboral y cuidados no remunerados hacia personas adultas mayores en México. En conjunto, esta revisión permite identificar los elementos conceptuales que orientarán el análisis, particularmente las normas de género como estructurantes del uso del tiempo, la distribución desigual del trabajo no remunerado y la relación bidireccional entre cuidado y participación laboral, los cuales constituyen los ejes centrales para comprender cómo el cuidado de adultos mayores incide en la oferta laboral en el contexto mexicano.

En definitiva, la evidencia presentada permite sostener que el cuidado de las personas adultas mayores ocupa una posición periférica dentro de la organización social del cuidado en México. La baja cobertura observada, combinada con su provisión casi exclusiva en el ámbito doméstico, revela no solo una insuficiencia en términos cuantitativos, sino también una debilidad estructural en la articulación institucional del cuidado. En un contexto de envejecimiento demográfico acelerado, esta configuración no resulta sostenible en el largo plazo, ya que traslada de manera desproporcionada la carga del cuidado hacia los hogares y profundiza desigualdades preexistentes, particularmente de género.

Así, el cuidado de la vejez emerge como un problema central dentro de la economía del cuidado, en tanto concentra simultáneamente altas necesidades, baja cobertura y escaso soporte institucional. Este desbalance no solo tiene implicaciones en el bienestar de las personas mayores, sino también en las trayectorias laborales y económicas de quienes proveen cuidados.

En este sentido, el análisis del cuidado de adultos mayores no puede limitarse a una dimensión descriptiva, sino que requiere ser abordado desde una perspectiva analítica que

permita comprender sus efectos sobre variables económicas clave. A partir de ello, en la sección de metodología se examina cómo la provisión de cuidados incide en la participación y los ingresos laborales, incorporando herramientas econométricas que permiten identificar estos efectos de manera rigurosa.

1.3. Importancia del estudio del cuidado no remunerado.

Como señalan Huffman y Van Gameren (2011), la investigación empírica sobre la oferta laboral en México ha prestado escasa atención a la población adulta mayor y a la dinámica colectiva al interior de los hogares, pese al panorama descrito. De acuerdo con estos autores, buena parte de los estudios realizados en el país concentra su análisis en individuos considerados de forma aislada, partiendo del supuesto de que las decisiones del resto de los integrantes del hogar operan como factores externos y dados. Son pocos los trabajos que incorporan la interacción entre los miembros del hogar dentro del proceso de toma de decisiones, y de ese reducido grupo, la mayoría ha dirigido su interés hacia los determinantes de la participación en el mercado laboral.

En México, las responsabilidades de cuidado generan sanciones salariales adicionales para las mujeres y reducen los rendimientos económicos de la educación y la experiencia laboral. Un ejemplo reciente que responde a este vacío es el de Talamas Marcos (2023), quien demuestra, para el caso mexicano, que la disponibilidad de cuidado infantil dentro del hogar en particular la presencia de la abuela constituye un determinante causal de la participación laboral de las madres. Por lo tanto, estudiar el trabajo no remunerado en México es importante no solo para documentar el trabajo invisible, sino también para mostrar cómo la escasez de atención se redistribuye entre mujeres, niños y familias, y cómo mejores datos pueden apoyar una política de atención más equitativa (Amarante et al., 2024; The Lancet Public Health, 2024; Espinola et al., 2023).

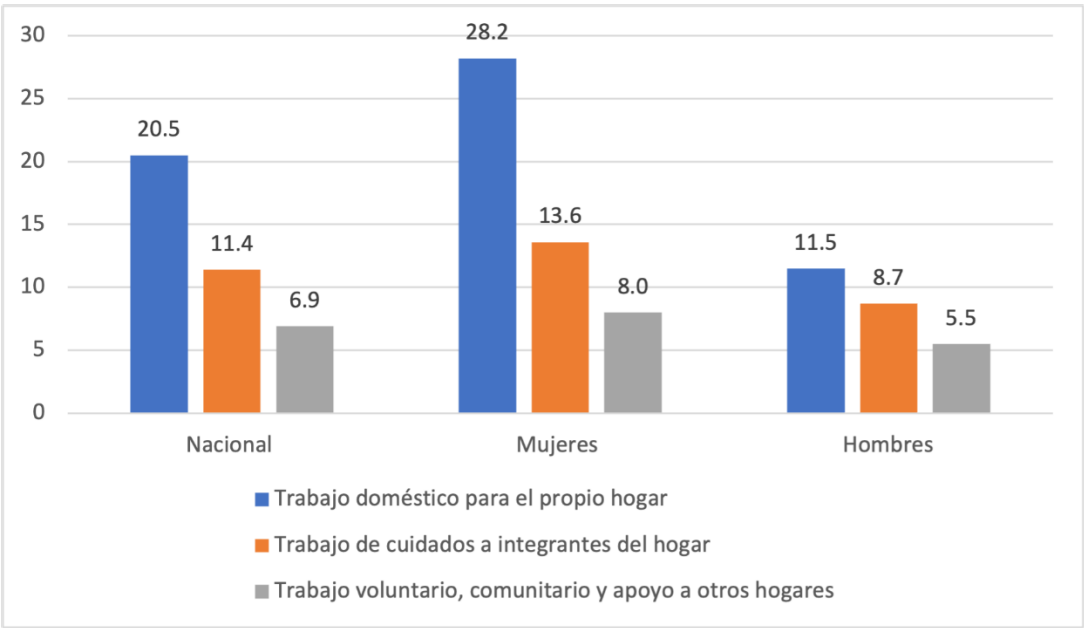
En la teoría económica, la decisión de participar en el mercado laboral se entiende como el resultado de cómo las personas distribuyen su tiempo entre el trabajo remunerado y otras actividades, como el descanso, el cuidado del hogar o el ocio. Dado que el tiempo disponible es limitado, dedicar más horas al trabajo implica necesariamente reducir el tiempo destinado a estas otras actividades. En este contexto, los individuos enfrentan un intercambio entre obtener ingresos mediante el trabajo y disponer de tiempo para usos no laborales. Así, la oferta laboral surge de esta decisión, en la que influyen tanto el salario como las características y preferencias de cada persona.

Para fines de esta investigación se plantea que el tiempo no remunerado dedicado al cuidado de adultos mayores impacta negativamente la oferta laboral en el mercado de trabajo, siguiendo a Sinha et al. (2024) y Failache Mirza et al. (2024) dado que, según el modelo básico de oferta laboral (Becker, 1965; Borjas, 2016), los individuos distribuyen su tiempo entre trabajo remunerado y ocio. En este contexto, el cuidado de adultos mayores puede considerarse parte del ocio o actividades no remuneradas, que compite directamente con el tiempo disponible para el trabajo formal. Por lo que las características sociodemográficas de un hogar juegan un papel fundamental en la redistribución del tiempo de las personas cuidadoras; abriendo más la brecha de género en el mercado laboral, debido a que las mujeres se encuentran en una situación más vulnerable a comparación de los hombres. De igual forma se toma en cuenta el impacto de un SIC dentro de la economía, la cual afectará de manera positiva en la oferta laboral.

En este marco, la revisión del estado de la cuestión muestra que los cuidados no remunerados constituyen un fenómeno multidimensional cuya comprensión requiere integrar definiciones conceptuales claras, perspectivas teóricas particularmente la economía feminista y evidencia comparada sobre la organización social del cuidado. De manera destacada, surgen tres elementos clave que nutrirán el marco teórico de este estudio: el primero es el papel estructurante de las normas de género en la asignación del tiempo y en la feminización del trabajo de cuidados; el segundo la importancia de los arreglos familiares, el envejecimiento demográfico y la provisión institucional de cuidados para comprender la demanda y oferta de cuidado hacia las personas mayores; y finalmente la evidencia empírica que vincula el cuidado no remunerado con las restricciones a la participación laboral, especialmente bajo condiciones de desigualdad de género. Estos componentes ofrecen la base conceptual necesaria para analizar cómo el cuidado hacia adultos mayores en México incide en la oferta laboral de quienes lo realizan.

La Figura 1.5 muestra la persistencia de una desigualdad de género en la distribución del trabajo no remunerado. Las mujeres continúan asumiendo una mayor carga en las labores del hogar y el cuidado de familiares, lo que evidencia que estas responsabilidades siguen recayendo principalmente sobre ellas.

Figura 1. 5 Promedio de tiempo semanal de trabajo no remunerado, según grupo de actividades y sexo medido en horas



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENUT 2019 y 2024.

En 2023, el trabajo doméstico y de cuidados no remunerado tuvo un valor económico de 8.4 billones de pesos, equivalente al 26.3 % del PIB. En 2024, persistió la desigualdad de género en estas tareas: el 51.1 % de las mujeres y el 43 % de los hombres realizaron cuidados no remunerados, con las mujeres dedicando 5.5 horas semanales más. Esta desigualdad limita la participación laboral femenina, que en 2025 fue del 45.6 %, frente al 74.9 % de los hombres.

Cuadro 1. 2 Trabajo no remunerado del hogar (horas por semana)

Año	Mujeres	Hombres	Brecha (diferencia)
2019	39.7	15.2	+24.5
2024	49.8	25.7	+24.1

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENUT 2019 y 2024.

Entre 2019 y 2024, los datos de la ENUT muestran que, aunque los hombres incrementaron su participación en el trabajo no remunerado, las mujeres continúan asumiendo la mayor parte de estas actividades, con una brecha de más de 24 horas semanales. Esto evidencia la persistencia de desigualdades de género en la distribución del tiempo y las responsabilidades domésticas.

De acuerdo con el Plan de Desarrollo 2025–2030, uno de los principales objetivos es la creación de un Sistema Nacional de Cuidados (SNC), considerado una de las grandes transformaciones del sexenio. Este sistema busca reconocer, redistribuir y revalorizar el trabajo de cuidados entre el Estado, la sociedad y las familias. Su propósito es garantizar que ninguna niña, joven o mujer vea limitada su autonomía por la falta de apoyos o políticas públicas que reconozcan sus derechos. En este sentido, el estado y las empresas podrían implementar acciones como la apertura de guarderías públicas, el otorgamiento de apoyos económicos para el cuidado de hijos y la adopción de horarios flexibles o modalidades híbridas de trabajo. Estas medidas contribuirían a reducir el costo de oportunidad del trabajo en el hogar, lo que incrementaría la oferta laboral femenina, ya que más mujeres estarían dispuestas a integrarse al mercado laboral a los mismos niveles salariales.

CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO.

2.1 Teoría de la oferta laboral.

2.1.1. Modelo neoclásico de elección trabajo-ocio.

Un marco teórico inicial para analizar la oferta laboral lo ofrece Gary Becker (1965). Este autor plantea que las mujeres no solo deciden cuántas horas trabajar en el mercado y cuántas destinar al ocio, sino que también deben distribuir su tiempo entre el trabajo remunerado, el ocio y la producción de bienes y servicios dentro del hogar.

El trabajo doméstico no comprende únicamente las tareas del hogar, sino también y de manera fundamental el cuidado de niños, personas adultas mayores u otros miembros dependientes del hogar.

El modelo neoclásico de elección trabajo-ocio constituye el marco analítico estándar para estudiar las decisiones individuales de participación laboral y oferta de horas de trabajo, bajo el supuesto de que los individuos maximizan su utilidad sujeta a restricciones de tiempo e ingreso. En este enfoque, la utilidad del individuo depende del consumo de bienes de mercado y del consumo de ocio, definidos respectivamente como C y L , por lo que sus preferencias pueden representarse mediante una función de utilidad del tipo $U = (C, L)$, con $U_C > 0$ y $U_L > 0$, lo que implica que tanto el consumo como el ocio son bienes normales. El individuo elige la combinación de consumo y ocio que maximiza su nivel de utilidad, lo cual puede representarse gráficamente a través de curvas de indiferencia, que muestran todas las combinaciones (C, L) que generan el mismo nivel de bienestar. La pendiente de estas curvas está dada por la tasa marginal de sustitución entre ocio y consumo, definida como $TMS_{L,C} = \frac{U_L}{U_C}$ la cual indica la disposición del individuo a intercambiar unidades de ocio por consumo manteniendo constante la utilidad.

La elección óptima del individuo está sujeta, en primer lugar, a una restricción de tiempo, que establece que el tiempo total disponible en un periodo, T , se distribuye entre horas de trabajo remunerado, h , y horas de ocio, L , de acuerdo con la expresión $T = h + L$. En segundo lugar, el individuo enfrenta una restricción presupuestaria que limita su consumo de bienes al ingreso disponible, el cual proviene tanto del ingreso laboral como del ingreso no laboral. Si w denota el salario por hora y V el ingreso no laboral, la restricción presupuestaria se expresa como $C = wh + V$. Al sustituir la restricción de tiempo en la restricción presupuestaria, se

obtiene la restricción presupuestaria ampliada en términos de ocio: $C = wT + V - wL$. Esta expresión pone de manifiesto que el salario constituye el precio del ocio, ya que cada hora adicional dedicada al ocio implica renunciar a w unidades monetarias de consumo.

La solución al problema de maximización del individuo se obtiene cuando la curva de indiferencia más alta es tangente a la restricción presupuestaria, lo que da lugar a la condición de primer orden también conocida como condición de tangencialidad: $\frac{U_L}{U_C} = w$.

Esta condición indica que, en el óptimo, la tasa a la cual el individuo está dispuesto a intercambiar ocio por consumo es igual a la tasa de intercambio que ofrece el mercado laboral. En este punto, el último peso gastado en ocio genera el mismo nivel de utilidad marginal que el último peso gastado en consumo, y no existen incentivos para reasignar el tiempo entre trabajo y ocio. La combinación óptima (C^*, L^*) determina implícitamente las horas óptimas de trabajo, $h^* = T - L^*$, lo que permite derivar la función de oferta laboral individual, expresada como $h^* = h(w, V)$, la cual relaciona las horas trabajadas con el salario y el ingreso no laboral.

El modelo permite analizar la decisión de participación laboral a través del concepto de salario de reserva, $\tilde{w}$, definido como el salario mínimo al cual el individuo es indiferente entre participar o no en el mercado de trabajo; en otras palabras, el precio del ocio está dado por el salario (w). Formalmente, si $w > \tilde{w}$, el individuo elige trabajar y forma parte de la población económicamente activa; en cambio, si $w < \tilde{w}$, el individuo opta por no trabajar y permanece fuera del mercado laboral. El salario de reserva depende de las preferencias por el ocio, del nivel de ingreso no laboral y de las restricciones de tiempo asociadas a actividades fuera del mercado, por lo que no es homogéneo entre individuos.

Asimismo, el modelo explica la respuesta de la oferta laboral ante cambios en el salario mediante la descomposición en efecto sustitución y efecto ingreso. Un incremento en el salario aumenta el costo de oportunidad del ocio, incentivando al individuo a sustituir ocio por trabajo lo que genera un aumento en las horas trabajadas (efecto sustitución). Simultáneamente, el mayor salario incrementa el ingreso real del individuo, lo que, si el ocio es un bien normal, conduce a una mayor demanda de ocio y, por tanto, a una reducción de las horas trabajadas (efecto ingreso). El efecto total de un aumento salarial sobre la oferta laboral depende de la magnitud relativa de ambos efectos, lo que permite explicar resultados empíricos heterogéneos en la elasticidad de la oferta laboral.

Una extensión relevante del modelo consiste en reconocer que una parte sustancial del tiempo clasificado como ocio corresponde en realidad a trabajo no remunerado, como las actividades domésticas y el cuidado de personas dependientes. En este contexto, el cuidado no remunerado de adultos mayores puede interpretarse como un uso alternativo del tiempo que compite directamente con el trabajo remunerado, elevando el salario de reserva y modificando la condición óptima de asignación del tiempo. El aumento en las demandas de cuidado introduce una restricción adicional que reduce el tiempo disponible para el trabajo de mercado y refuerza los efectos de sustitución e ingreso en contra de la participación laboral. Este mecanismo resulta particularmente relevante para el análisis de las diferencias de género en el mercado laboral, dado que la carga del cuidado no remunerado recae de manera desproporcionada sobre las mujeres. En consecuencia, el modelo neoclásico de elección trabajo–ocio proporciona un fundamento teórico sólido para analizar cómo el tiempo dedicado al cuidado no remunerado de adultos mayores impacta negativamente la oferta laboral, tanto en términos de participación como de horas trabajadas, y justifica su incorporación explícita en el análisis empírico del mercado laboral.

2.1.2 Producción doméstica (trabajo del hogar).

En la versión simplificada del modelo neoclásico de trabajo y ocio que se presentó anteriormente, la persona puede dedicar su tiempo a actividades de ocio o al trabajo en el mercado laboral. Cabe señalar que gran parte de lo que denominamos ocio es en realidad una forma de trabajo, en la que utilizamos nuestro tiempo para producir diversos bienes en el hogar o en el sector no remunerado. Estas actividades incluyen tareas como la crianza de los hijos, la cocina y la limpieza de la casa, así como los cuidados de personas. Desde la perspectiva de la economía del hogar (Becker, 1965), los hogares combinan tiempo y bienes para producir bienestar. El cuidado no remunerado constituye una forma de producción doméstica que requiere tiempo intensivo, especialmente cuando se trata de personas mayores con dependencia funcional.

El tiempo destinado a cuidados compite directamente con el trabajo remunerado, la educación y el tiempo de ocio. Dado que el tiempo es un recurso limitado y $T = T_{trabajo} + T_{cuidado} + T_{ocio}$, el aumento en la demanda de cuidados puede generar un incremento en $T_{cuidado}$ que reduce necesariamente el tiempo disponible para trabajo remunerado, afectando la participación laboral, horas trabajadas, trayectorias ocupacionales y acumulación de capital

humano. El problema puede estar en que mucho de lo que llamamos ocio es en realidad tiempo de trabajo fuera del mercado laboral dedicado a las actividades del hogar.

2.1.3. Función de producción del hogar.

Las personas deben asignar una fracción de su tiempo a la realización de tareas del hogar, tales como cocinar, lavar la ropa, asear los espacios o brindar cuidados, entre otras. Muchas de estas actividades, sin embargo, podrían adquirirse en el mercado. Becker (1965) aborda de manera general la existencia de actividades que se ubican fuera tanto del mercado como del ocio, y plantea que el individuo dispone de tres alternativas para distribuir su tiempo: emplearlo en trabajo remunerado, dedicarlo al ocio o destinarlo a la producción de bienes dentro del hogar. Dentro de esta última categoría, el cuidado de personas mayores o de menores de edad figura entre sus componentes más importantes.

La presencia de la producción doméstica amplía el conjunto de posibilidades de consumo del individuo, pues su productividad en el hogar puede llegar a ser mayor que la productividad que obtendría en el mercado, representada por el salario w . Cuando esto ocurre, es decir, cuando una persona resulta más productiva en el ámbito doméstico, tenderá a invertir horas en la producción del hogar hasta el punto en que su productividad marginal interna se iguale con el salario que ofrece el mercado (Acosta et al., 2006).

2.1.4. Extensión al modelo oferta laboral.

Una extensión natural del modelo consiste en introducir el trabajo doméstico como un uso adicional del tiempo, de modo que el individuo distribuye su tiempo total entre ocio, trabajo de mercado y producción doméstica. En este contexto, el individuo no sólo enfrenta una decisión trabajo–ocio, sino una asignación más compleja entre actividades que generan utilidad directa (ocio) y actividades que producen bienes y servicios domésticos, como el cuidado de los hijos, que afectan indirectamente el bienestar del hogar.

Formalmente, esta extensión puede representarse incorporando una función de producción doméstica, en la cual el tiempo dedicado al hogar se transforma en bienes domésticos que amplían el conjunto de consumo disponible. El equilibrio se alcanza cuando la productividad marginal del tiempo en el hogar se iguala al salario de mercado, lo que implica que el individuo asigna tiempo a la producción doméstica mientras su rendimiento marginal sea mayor o igual al salario. En este marco, la presencia de hijos o las necesidades de cuidado infantil operan como costos fijos y variables de participación laboral, elevando el salario de

reserva y reduciendo la probabilidad de participación de las mujeres en el mercado laboral. El documento enfatiza que, cuando los costos de cuidado infantil son elevados o cuando la productividad en el hogar es relativamente alta, las mujeres pueden optar racionalmente por no participar en el mercado laboral, aun cuando el salario de mercado sea positivo.

Esta extensión también permite explicar por qué la oferta laboral femenina suele ser más elástica al salario que la masculina, dado que las mujeres enfrentan una mayor competencia por su tiempo entre el mercado y el hogar. Asimismo, el modelo extendido sirve de base para analizar el impacto de políticas públicas como subsidios al cuidado infantil, provisión de salas cuna o arreglos de flexibilidad horaria, los cuales reducen los costos asociados al trabajo doméstico y al cuidado, desplazando la restricción presupuestaria y favoreciendo una mayor participación laboral femenina. De esta manera, la extensión del modelo neoclásico estático incorpora explícitamente el cuidado a adultos mayores y el cuidado infantil y el trabajo doméstico como elementos centrales para comprender las decisiones de oferta laboral de las mujeres.

2.2 Teoría del Capital humano.

La teoría del capital humano, formalizada por Becker (1965) y desarrollada empíricamente por Mincer (1974), postula que los individuos invierten en sí mismos principalmente a través de la educación y la formación en el trabajo con el objetivo de incrementar su productividad y, en consecuencia, sus ingresos futuros. Bajo este marco analítico, las aproximaciones empíricas se concentran fundamentalmente en dos componentes: la escolaridad y la experiencia laboral. La escolaridad se operacionaliza mediante los años de estudio formal o el nivel educativo alcanzado, y su rendimiento sobre los ingresos ha sido documentado de manera consistente en la literatura internacional y latinoamericana (Card, 1993; Psacharopoulos y Patrinos, 2018). La medición de la experiencia laboral, en cambio, enfrenta limitaciones importantes por la escasa disponibilidad de registros longitudinales sobre las trayectorias efectivas de los trabajadores. Ante esta restricción, la práctica econométrica dominante ha adoptado la experiencia potencial propuesta por Mincer (1974), calculada como la edad menos los años de escolaridad menos seis, o bien la edad como variable proxy. Este ajuste se complementa habitualmente con otras variables que reflejan una posible menor acumulación de experiencia, tales como el número de hijos, el estado civil y la duración de la jornada laboral, especialmente relevantes en el análisis de la oferta laboral femenina, donde las

interrupciones en la trayectoria por motivos reproductivos y de cuidado suelen sesgar hacia abajo la experiencia efectiva (Mincer y Polachek, 1974; Goldin, Kerr y Olivetti, 2024).

2.2.1. Función de ingresos de Mincer.

Las implicaciones del modelo de capital humano para el perfil edad-ingresos han sido objeto de un amplio análisis empírico. Esta línea de investigación culminó con el desarrollo de la función de ingresos del capital humano de Jacob Mincer. En particular, Mincer demostró que el modelo de capital humano genera un perfil edad-ingresos de la forma:

$$\ln w = \beta s + \delta_1 t + \delta_2 t^2 + \text{others variables} \quad (1)$$

Donde w es el salario del trabajador, s es el número de años de escolaridad, t es el número de años de experiencia en el mercado laboral y t^2 es una ecuación cuadrática sobre la experiencia que captura la concavidad del perfil de ingresos por edad.

La función de ingresos propuesta por Jacob Mincer (1974) establece que el logaritmo del salario depende de la escolaridad y de la experiencia potencial (y su término cuadrático). El coeficiente de escolaridad (β) se interpreta como la tasa de rendimiento de la educación, bajo el supuesto de ausencia de sesgo por habilidad no observada. Los términos de experiencia capturan la acumulación de capital humano vía aprendizaje en el puesto de trabajo; su forma cuadrática genera perfiles edad-ingresos cóncavos.

La evidencia empírica muestra que la educación y la experiencia explican una proporción significativa de la variación salarial y que la relación entre escolaridad e ingresos se intensifica en las primeras etapas de la vida laboral, alcanzando un máximo tras varios años de experiencia, para luego atenuarse.

Este resultado difiere de modelos alternativos. En un esquema de shocks aleatorios, la correlación educación-ingresos tendería a disminuir monótonamente con la edad. Asimismo, en el modelo de señalización de Michael Spence, la educación actúa como señal de habilidad inicial, perdiendo relevancia conforme el empleador observa la productividad del trabajador.

2.2.2. Modelo de regresión truncada (procedimiento Heckit).

El resultado central del modelo de selección es que los ingresos observados incorporan un componente de autoselección asociado a habilidades no observadas. En consecuencia, la comparación de medias salariales entre grupos, sin considerar el proceso de participación,

genera estimaciones sesgadas. Este planteamiento fundamenta los modelos econométricos de selección muestral, particularmente el modelo de James Heckman (1979), ampliamente aplicado al análisis de oferta laboral y determinación salarial. En extensiones más generales, como los Modelos de Regímenes de Selección Endógena (ESRM), se permiten estructuras salariales diferenciadas y efectos heterogéneos entre regímenes (Heckman, 1976; Maddala, 1983).

El problema surge cuando la variable de resultado (por ejemplo, el salario) solo se observa para un subconjunto no aleatorio de la población como en el caso de la participación laboral femenina, de modo que la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) produce resultados sesgados e inconsistentes. El sesgo puede interpretarse como una variable omitida, ya que los factores no observados que influyen en la participación también están correlacionados con el salario potencial.

El modelo de Heckman especifica dos ecuaciones estructuralmente relacionadas:

Ecuación de resultado:

$$y_{1i} = x'_{1i}\beta_1 + u_{1i} \quad (2)$$

Ecuación de selección:

$$y_{2i}^* = x'_{2i}\beta_2 + u_{2i} \quad (3)$$

con:

$$y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{2i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

La variable y_{1i} se observa únicamente cuando $y_{2i} = 1$.

Bajo el supuesto de normalidad bivariada de los errores, el modelo puede estimarse por máxima verosimilitud o mediante el procedimiento en dos etapas (Heckit), que incorpora la razón inversa de Mills en la ecuación de resultado para corregir la correlación entre los términos de error. La identificación requiere al menos una variable que afecte la participación sin incidir directamente en el resultado.

2.2.3. Descomposición Oaxaca-Blinder.

La estimación de la brecha salarial de género parte de la premisa de comparar los salarios de hombres y mujeres que comparten atributos productivos similares, y puede entenderse como la diferencia entre lo que efectivamente ganan las mujeres y lo que ganarían si sus atributos fueran remunerados con la misma estructura salarial que la de los hombres (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973). Más allá de cuantificar la magnitud de esta brecha, la agenda de investigación ha buscado identificar los factores que la explican. Las metodologías clásicas de Oaxaca (1973) y Blinder (1973) descomponen la diferencia salarial en dos componentes principales: por un lado, la parte atribuible a las diferencias en dotación de características observables entre hombres y mujeres, como la escolaridad, la experiencia laboral, la ocupación y el sector de actividad; por otro, la parte que corresponde a factores no observados, que tradicionalmente se ha interpretado como una aproximación a la discriminación en el mercado laboral (Oaxaca y Ransom, 1994). Originalmente, esta segunda porción la fracción no explicada por el capital humano fue atribuida en su totalidad a la discriminación (Blinder, 1973), aunque interpretaciones posteriores han matizado esta lectura al reconocer que también puede reflejar diferencias no observables en productividad, preferencias o restricciones familiares (Neumark, 1988; Jann, 2008).

Este marco requiere, sin embargo, algunas precisiones analíticas. En primer lugar, los resultados de la descomposición son sensibles a la selección de las variables observables incluidas en el modelo, por lo que la magnitud del componente atribuible a la discriminación varía entre estudios según las especificaciones adoptadas. En segundo lugar, y de manera especialmente relevante para el caso femenino, la inserción en el trabajo asalariado remite a un proceso de doble selección en el mercado laboral. En efecto, para las mujeres, la condición de asalariada supone en un primer momento contar con las características que les permiten participar en la fuerza laboral y, una vez incorporadas a ella, poseer los atributos que hacen viable su vinculación específica con el trabajo asalariado. Esta doble selección introduce un sesgo que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios no puede corregir por sí sola, por lo que la literatura empírica sobre oferta laboral femenina ha adoptado el modelo de selección de Heckman (1979) como estrategia estándar para obtener estimaciones consistentes de la ecuación salarial, condicional a la decisión previa de participación en el mercado laboral (Puhani, 2000; Mulligan y Rubinstein, 2008). La combinación de la descomposición de Oaxaca-Blinder con la corrección de Heckman se ha consolidado así como el enfoque metodológico dominante para analizar la brecha salarial de género en México y en América

Latina, tal como lo aplican Yaschine y Orozco (2025), Ortiz Rodríguez y Pillai (2019) y Sánchez Vargas et al. (2015), entre otros.

2.2.4. Evidencia econométrica sobre la penalización de los cuidados en la participación laboral femenina en México.

Las investigaciones empíricas mexicanas sobre los cuidados utilizan encuestas de hogares, diseños cuasi-experimentales y modelos de evaluación económica para demostrar que el trabajo no remunerado de cuidados está estrechamente determinado por los ingresos, el género y la composición del hogar (Saucedo-Delgado et al., 2024; Talamas Marcos, 2023; Yaschine y Orozco, 2025). La bibliografía especializada también muestra que los resultados en materia de cuidados dependen de las políticas y las infraestructuras disponibles, que van desde la cobertura de servicios de guardería y la recuperación del sistema sanitario hasta la prestación de cuidados de largo plazo. En este marco, los modelos econométricos aplicados al caso mexicano valoran el trabajo de cuidados no remunerado principalmente a través de tres vías analíticas: el uso del tiempo, los diferenciales salariales y las penalizaciones sobre los ingresos. Como se explicó en el apartado 2.1, la literatura empírica suele traducir el tiempo dedicado al cuidado en un salario sombra, un sustituto del mercado o un efecto sobre las remuneraciones, con el fin de hacer visible el valor económico de un trabajo que, de otra manera, permanecería fuera de las cuentas nacionales.

Para dimensionar adecuadamente la penalización por cuidados, conviene primero situarla en el marco más amplio de la participación laboral femenina en México. Orraca Romano et al. (2023) documentan que entre 1960 y 2020 la participación laboral femenina en el país pasó de 14.3 por ciento a 47.6 por ciento, mientras que la masculina descendió de 92.4 por ciento a 84.5 por ciento, y muestran mediante descomposiciones no lineales que el aumento femenino se explica por el incremento en escolaridad, la migración rural-urbana, la caída en la nupcialidad, el mayor porcentaje de jefas de hogar y la expansión del sector terciario. Bhalotra y Fernández (2024) confirman este patrón utilizando métodos de descomposición y un diseño shift-share con datos de censo y encuestas, y muestran que la combinación de factores de oferta y demanda donde la educación de las mujeres, la caída de la fecundidad y los cambios en la estructura ocupacional son los principales impulsores explica la mayor parte del aumento de 55 años en la participación laboral femenina. Sin embargo, esta expansión no ha sido suficiente para cerrar las brechas de género: López-Acevedo et al. (2021), estimando modelos probit con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) de 2007 y 2017, encuentran

que la participación laboral femenina se sostuvo por el crecimiento del empleo en mujeres de 36 a 65 años, y que la educación de la mujer y la disponibilidad de servicios de cuidado infantil son determinantes fundamentales de la empleabilidad materna. Félix-Verduzco e Inzunza-Mejía (2019), utilizando la ENOE y estimando un modelo logit multinivel con efectos mixtos, muestran que los roles de género persisten incluso entre mujeres con estudios profesionales: a igualdad de características sociodemográficas, la probabilidad de participar en el mercado laboral es siempre mayor entre las mujeres solteras que entre las casadas, lo que evidencia que el estado civil y la corresponsabilidad familiar continúan operando como restricción incluso en los niveles educativos más altos.

Esta persistencia se explica, en gran medida, por la asignación desigual del trabajo no remunerado de cuidados. En el canal del cuidado infantil, Sánchez Vargas et al. (2015) aplican un modelo de selección de Heckman con datos de la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo (ENUT) 2009 y encuentran que las horas dedicadas al cuidado de niños y personas mayores inciden negativamente sobre las horas de trabajo remunerado femenino. Aguilar-Gómez et al. (2019) profundizan esta relación al ofrecer las primeras estimaciones de las child penalties en México con datos de alta frecuencia, mostrando que los efectos negativos sobre el empleo femenino se inician desde el embarazo y se extienden al margen intensivo del trabajo, sin efectos análogos sobre los padres. En perspectiva comparada, la evidencia internacional matiza esta persistencia al mostrar que la penalización por maternidad no es necesariamente permanente: Goldin, Kerr y Olivetti (2024) documentan, con datos longitudinales de la National Longitudinal Survey of Youth 1979 en Estados Unidos, que la brecha de ingresos entre madres y no madres se reduce sustancialmente conforme los hijos crecen y abandonan el hogar, de modo que hacia los 50 años las mujeres con hijos ganan solo unos pocos puntos porcentuales menos que aquellas sin hijos, una vez controladas las horas trabajadas y la experiencia laboral acumulada; los padres, en cambio, conservan e incluso amplían su ventaja relativa a lo largo del mismo periodo. Este hallazgo introduce una dimensión de ciclo de vida ausente en gran parte de la literatura mexicana revisada, la cual se concentra en los efectos contemporáneos del cuidado sobre el empleo materno sin explorar sistemáticamente su reversibilidad o atenuación en etapas posteriores del ciclo familiar. Talamas Marcos (2023) aporta la identificación causal más limpia de este canal al aprovechar la muerte de las abuelas convivientes como variación exógena: encuentra que la disponibilidad de cuidado infantil dentro del hogar constituye un determinante causal de la participación laboral materna, dado que la muerte de la abuela reduce la tasa de empleo de las madres en 12 puntos porcentuales,

sin efecto alguno sobre los padres. Un segundo canal opera a través del cuidado a personas mayores. Trujillo et al. (2012), con datos del Estudio Nacional de Salud y Envejecimiento en México (ENASEM), documentan mediante modelos econométricos con estructura panel que el cuidado informal recae mayoritariamente sobre las hijas mujeres, con impactos medibles sobre la salud de los adultos mayores y consecuencias sobre las trayectorias laborales de las cuidadoras. En la misma línea, Stampini et al. (2020) muestran que las mujeres aportan entre 72 por ciento y 88 por ciento de las horas totales de cuidados de larga duración en Chile, Colombia, Costa Rica y México, y que quienes asumen estas tareas presentan una probabilidad significativamente menor de participar en el mercado laboral y trabajan menos horas cuando lo hacen.

La penalización por cuidados no se agota, sin embargo, en el ámbito del empleo: se extiende también a la salud y al bienestar de las cuidadoras. Stabridis y Van Gameren (2018), con datos de la ENUT, identifican que la exposición al humo de leña un componente frecuente del trabajo doméstico no remunerado en hogares mexicanos reduce simultáneamente la salud y la participación en la fuerza laboral de las mujeres, revelando así un mecanismo específico por el cual el trabajo del hogar constriñe las oportunidades económicas femeninas. En este mismo sentido, la organización institucional del cuidado a personas con enfermedades crónicas ilustra cómo la ausencia de servicios formales traslada la carga a los hogares y, dentro de ellos, a las mujeres: Duan et al. (2021), en una evaluación económica de un modelo comunitario de atención de la diabetes en el México rural publicada en *BMJ Open*, muestran que la provisión de cuidados crónicos sigue dependiendo mayoritariamente del trabajo no remunerado de familiares y de estructuras comunitarias frágiles, con efectos indirectos sobre la disponibilidad de tiempo de las mujeres cuidadoras. Este vínculo entre cuidados y salud refuerza la interpretación de que el trabajo de cuidado no solo penaliza la trayectoria laboral, sino que compromete el bienestar integral y la salud misma de quienes lo asumen.

Estos hallazgos, sin embargo, adquieren toda su fuerza analítica cuando se articulan mediante modelos econométricos que corrigen el sesgo de selección muestral y descomponen la brecha de género. En efecto, gran parte de la evidencia mexicana descansa sobre la corrección de Heckman (1979) para superar el sesgo derivado del hecho de que solo se observan salarios de quienes participan en el mercado laboral, y sobre la descomposición de Blinder (1973) y Oaxaca (1973) para separar la parte de la brecha explicada por diferencias en características observables de la parte atribuible a la discriminación. Yaschine y Orozco (2025),

utilizando modelos probit con corrección de Heckman aplicados a la Encuesta ESRU de Movilidad Social en México 2023 (ESRU-EMOVI 2023), confirman que la probabilidad de inserción laboral y movilidad ocupacional ascendente para quienes realizan trabajo no remunerado de cuidados domésticos es de 34%, frente al 63% de quienes no asumen estas tareas. Ortiz Rodríguez y Pillai (2019) aplican la descomposición de Blinder-Oaxaca para mostrar que la brecha en el apoyo a la igualdad de género entre mujeres trabajadoras y amas de casa en México se explica mayoritariamente por diferencias socioeconómicas amplias, más que por características estrictamente laborales, lo cual sugiere que la participación en el mercado laboral opera como un vehículo de transformación de las normas de género. López-Rodríguez (2026), en un análisis comparativo entre México y España, documenta con base en modelos de selección corregida que las mujeres cuidadoras mexicanas enfrentan una doble desventaja: menor probabilidad de participar en el mercado laboral y, cuando participan, menor probabilidad de trabajar tiempo completo, con retornos salariales que se interpretan primordialmente como discriminación en el mercado laboral. Mejía-Guevara y Rivero Fuentes (2024), aplicando el enfoque de Cuentas Nacionales de Transferencias de Tiempo (NTTA) para México en los años 1994, 2004 y 2014, cuantifican la magnitud de la brecha de género en producción de trabajo remunerado y no remunerado a lo largo del ciclo de vida. Amarante et al. (2024) revelan una dimensión intergeneracional del fenómeno al mostrar que en México el 18.8% de los adolescentes entre 12 y 18 años ya participa en tareas de cuidado no remunerado, con desigualdades de género pronunciadas y consecuencias sobre la asistencia escolar y el tiempo de estudio de las niñas, lo que sugiere que la penalización se transmite a la siguiente generación de mujeres. Finalmente, Orozco Corona y Vélez Grajales (2026) sintetizan esta evidencia en el marco de la organización social del cuidado en México, mostrando que la desigual distribución del trabajo de cuidados restringe las oportunidades educativas, laborales y de movilidad social de quienes lo asumen, mayoritariamente mujeres. En su conjunto, esta literatura configura un cuerpo de evidencia sólido que respalda la interpretación del trabajo de cuidados como un factor estructural de exclusión laboral, comprometimiento de la salud y perpetuación intergeneracional de la desigualdad de género en México, con manifestaciones distintas según el tipo de cuidado, la etapa del ciclo de vida y el nivel de agregación analítico.

CAPÍTULO III. TÉCNICA DE ANÁLISIS Y FUENTES DE DATOS.

El presente capítulo se organiza en siete apartados. En primer lugar, se retoma y desarrolla la hipótesis de investigación que guía el análisis empírico. Posteriormente, se describen las fuentes de información y los datos utilizados, a partir de los cuales se presentan los diagramas de árbol correspondientes a las muestras analíticas, con el propósito de mostrar de manera secuencial el proceso de depuración muestral y facilitar la comprensión de la población de estudio sobre la cual se estiman los modelos econométricos. En el tercer apartado, se operacionalizan las variables de análisis; en el cuarto, se expone la construcción de la variable dependiente y sus implicaciones dentro de la especificación econométrica; en el quinto, se presenta el análisis descriptivo de las variables de estudio y sus principales interacciones; en el sexto, se justifican y presentan las variables instrumentales empleadas como parte de la estrategia de identificación; y, finalmente, en el séptimo apartado, se expone la estrategia metodológica adoptada para el análisis empírico.

Uno de los objetivos centrales de esta investigación consiste en estimar el efecto de la intensidad del trabajo de cuidados no remunerado asociado al envejecimiento de los hogares sobre el salario hora, así como evaluar si dicho efecto se modifica entre 2019 y 2023. Esta comparación temporal permite identificar si la penalización salarial vinculada a las responsabilidades de cuidado se mantiene constante, si su magnitud varía en el tiempo y si las brechas de género se amplían o reducen en el periodo analizado.

La selección de estos dos cortes temporales obedece tanto a criterios de identificación metodológica como a consideraciones de relevancia sustantiva. Desde el plano metodológico, restringir el análisis al primer trimestre de cada año elimina sesgos derivados de la estacionalidad del mercado laboral mexicano, garantiza la comparabilidad de las variables sociodemográficas disponibles en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) y asegura la consistencia en la estimación de los modelos (Gronau, 1977). Desde el plano sustantivo, 2019 constituye la línea base prepandémica más robusta disponible, en tanto que 2023 representa el primer año con condiciones de operación económica relativamente normalizadas tras la crisis sanitaria; la incorporación de años intermedios habría introducido ruido analítico asociado a los efectos agudos de la pandemia, dificultando la identificación de efectos estructurales.

El intervalo seleccionado resulta además particularmente adecuado para los propósitos de esta investigación porque concentra tres transformaciones estructurales simultáneas:

incrementos históricos en el salario mínimo, una reorganización profunda del trabajo de cuidados dentro de los hogares derivada del COVID-19, y la aceleración del envejecimiento demográfico en México. La convergencia de estos procesos en un lapso relativamente breve genera las condiciones analíticas necesarias para evaluar si dichas interrupciones alteraron o no los mecanismos que vinculan el cuidado no remunerado con la participación laboral y la determinación salarial. El hallazgo de que, a pesar de la intensidad de estos cambios, persisten penalizaciones salariales para las mujeres, se reduce su participación laboral en hogares con mayor carga de cuidado y se mantiene una brecha salarial en gran parte no explicada por características productivas observables, constituye evidencia de que el trabajo de cuidados opera como un mecanismo estructural y no meramente coyuntural de reproducción de desigualdad de género en el mercado laboral mexicano.

En concordancia con las preguntas de investigación, el análisis econométrico se realiza considerando que el salario por hora únicamente se observa para la población ocupada, lo que introduce un potencial problema de sesgo de selección muestral. En una primera etapa se estiman modelos por mínimos cuadrados ordinarios, cuyos coeficientes pueden resultar sesgados ante la presencia de dicho problema. En una segunda etapa se implementa un modelo de selección tipo Heckman en dos pasos, con el propósito de corregir el sesgo derivado de la participación laboral (Heckman, 1979). Finalmente, en una tercera etapa se aplica la descomposición de Oaxaca-Blinder, a fin de identificar en qué medida el trabajo de cuidados contribuye a las diferencias salariales entre hombres y mujeres.

3.1 Hipótesis.

A partir de la especificación de la ecuación salarial tipo minceriana ampliada, de la ecuación de selección laboral y del marco conceptual de la oferta de trabajo, se derivan las hipótesis de contraste empírico que orientan esta investigación (Mincer, 1962; Mincer y Polachek, 1974). En primer lugar, se plantea que la intensidad del trabajo de cuidados no remunerado se asocia negativamente con los resultados económicos de las mujeres, ya sea mediante una reducción directa en sus ingresos laborales o a través de restricciones sobre su participación en el empleo remunerado, bajo el supuesto de que las responsabilidades de cuidado limitan la disponibilidad temporal, interrumpen trayectorias laborales y restringen el acceso a ocupaciones con mejores condiciones salariales. En segundo término, se postula que la presencia de personas adultas mayores en el hogar constituye un factor que incrementa la demanda potencial de cuidados dentro del ámbito doméstico y, en consecuencia, reduce la probabilidad de inserción en el empleo asalariado, particularmente en un contexto de

envejecimiento demográfico y limitada provisión institucional de cuidados de larga duración. Asimismo, se establece que la penalización económica asociada al trabajo de cuidados no remunerado es mayor para las mujeres que para los hombres, reflejando una distribución desigual de las responsabilidades de cuidado y un efecto diferencial adverso sobre sus resultados laborales. Finalmente, se plantea que la participación en el empleo asalariado no ocurre de manera aleatoria, sino que se encuentra condicionada por factores asociados al género, la composición del hogar y las responsabilidades de cuidado, generando un problema de selección muestral que hace metodológicamente necesario el uso de modelos tipo Heckman para obtener estimadores consistentes (Puhani, 2000; Pulido y Pérez, 2006). De manera complementaria, se incorpora una descomposición Oaxaca-Blinder con el propósito de distinguir qué proporción de las brechas económicas observadas responde a diferencias en características observables entre grupos y qué parte se asocia a factores estructurales no explicados, como retornos diferenciados, segmentación ocupacional o restricciones derivadas del trabajo de cuidados. En conjunto, estas hipótesis articulan los mecanismos de participación laboral, determinación del ingreso y desigualdad económica de género dentro de un mismo marco analítico.

3.2 Fuentes de información.

Con el propósito de sustentar empíricamente el análisis y contribuir al debate sobre la relación entre cuidados y resultados laborales, este estudio utiliza microdatos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), la cual constituye la principal fuente de información. La ENOE es la encuesta de hogares con mayor cobertura en México y presenta una ventaja sustantiva frente a los registros administrativos, al captar información tanto del sector formal como del informal de la economía.

La encuesta cuenta con un diseño muestral probabilístico, estratificado y por conglomerados. Proporciona información de periodicidad mensual y trimestral sobre la participación en la fuerza de trabajo, las características de la ocupación y los niveles de empleo, informalidad, subocupación y desempleo. Asimismo, es representativa a nivel nacional y permite desagregaciones por entidad federativa y tamaño de localidad. Su esquema de rotación implica que las viviendas son entrevistadas durante cinco trimestres consecutivos, renovándose el 20 por ciento de la muestra en cada periodo, lo que favorece la comparabilidad temporal y la consistencia de las estimaciones (INEGI, 2025).

Para los fines de esta investigación se utilizan los datos correspondientes al primer trimestre de 2019 y 2023. En 2019 la ENOE levantó información en 126 863 hogares, con un total aproximado de 321 402 personas, mientras que en 2023 la muestra ascendió a 156 566 hogares y 366 771 personas. La selección de estos periodos obedece a que el cuestionario ampliado aplicado en el primer trimestre incorpora variables sobre experiencia laboral y responsabilidades de cuidado que no se recogen en los demás trimestres, lo cual resulta fundamental para los objetivos del estudio. Adicionalmente, el uso del mismo trimestre en ambos años permite controlar la estacionalidad y asegurar la comparabilidad de la información.

La sección sociodemográfica proporciona información detallada sobre todos los integrantes del hogar, incluyendo parentesco con la jefatura, sexo, nivel educativo, estado civil, acceso a servicios de salud, condición de actividad, ingresos laborales y horas trabajadas. La base de datos de la ENOE se compone de cinco cuestionarios: vivienda, hogar, sociodemográfico y dos módulos de ocupación y empleo. En esta investigación se utilizan los archivos sociodemográficos ampliados (sdemt119 y sdemt123), ya que contienen las variables necesarias para caracterizar la estructura del hogar y aproximar las responsabilidades de cuidado.

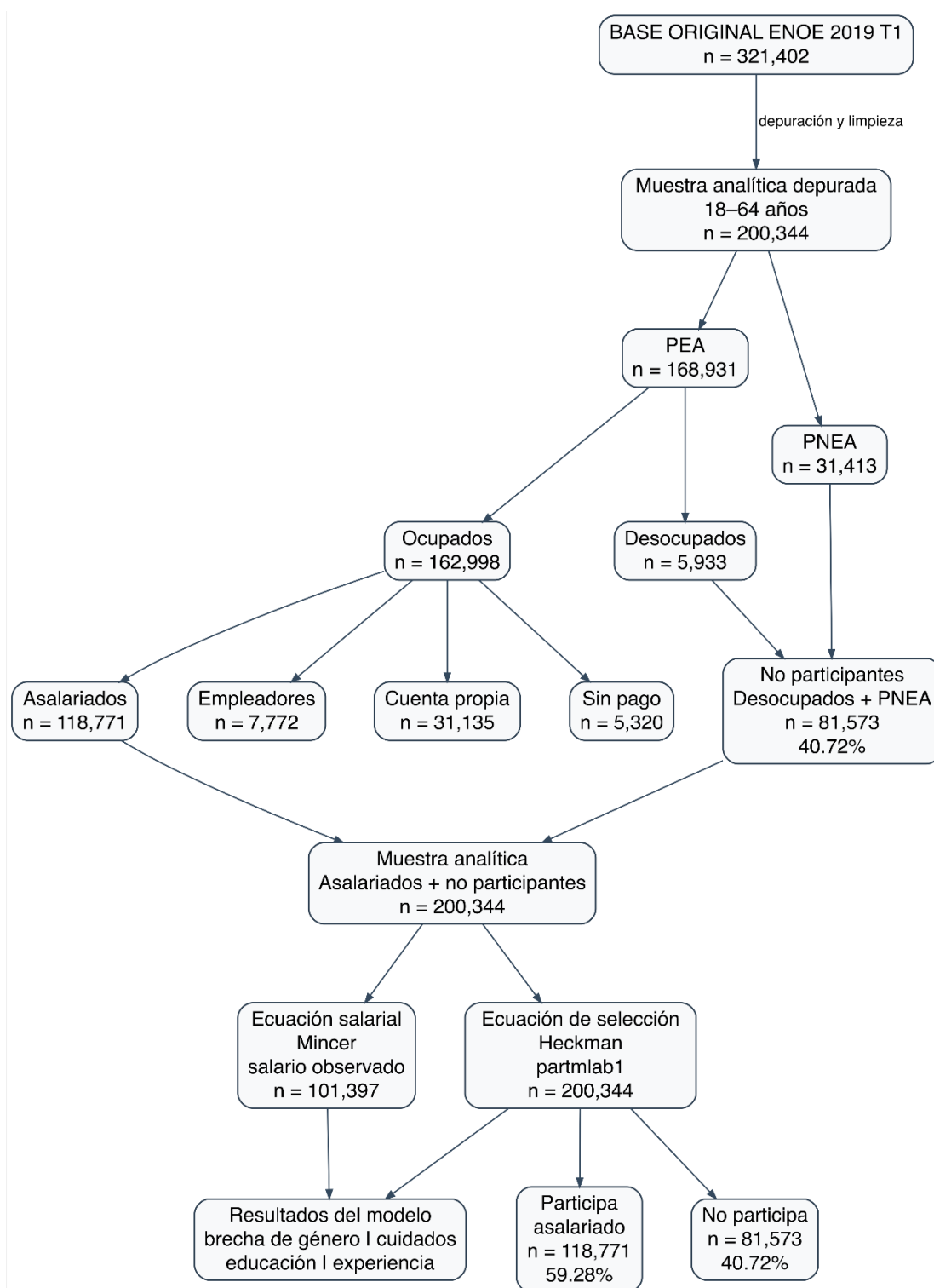
El uso de la ENOE para los trimestres de referencia permite construir variables de cuidado a partir del cuestionario ampliado que captan, de manera indirecta, restricciones asociadas al trabajo de cuidado no remunerado. Dichas variables se incorporan en un modelo de selección tipo Heckman con el fin de corregir el sesgo derivado de la observación de ingresos laborales únicamente para la población ocupada, lo que resulta pertinente en un contexto de participación laboral no aleatoria.

El análisis se restringe a la población en edad de trabajar comprendida entre los 18 y 64 años. El envejecimiento poblacional se incorpora a través de las características del hogar, particularmente mediante la presencia de personas adultas mayores y la carga potencial de cuidados asociada a su atención. De este modo, el envejecimiento no se aborda como un proceso individual vinculado exclusivamente al retiro laboral, sino como un factor estructural que incide indirectamente en la oferta de trabajo de los miembros económicamente activos del hogar, especialmente de las mujeres. La muestra final incluye únicamente a residentes en hogares particulares con información válida en las variables de ingresos y cuidados. Asimismo, todas las estimaciones incorporan los factores de expansión y el diseño muestral complejo de la encuesta, con el propósito de garantizar la representatividad de los resultados a nivel poblacional.

Es decir las Figuras 3.1 y 3.2 sintetizan el proceso de construcción de las muestras analíticas utilizadas en las estimaciones econométricas para 2019 y 2023. El propósito de estos diagramas es mostrar la secuencia metodológica mediante la cual se conformaron las muestras finales empleadas en los modelos de Mincer y de selección de Heckman. En cada etapa, la reducción en el número de observaciones responde a la aplicación sucesiva de los criterios de elegibilidad previamente establecidos, tales como la restricción a la población de 18 a 64 años, la condición de actividad, la posición en la ocupación y la disponibilidad de información para las variables de análisis. En consecuencia, las observaciones excluidas en cada fase corresponden a registros que no cumplen con el criterio de selección aplicado en el paso inmediato anterior, por lo que su magnitud puede identificarse mediante la diferencia entre el tamaño muestral de dos nodos consecutivos. De esta forma, los diagramas permiten documentar de manera transparente el proceso de depuración y construcción de la muestra, garantizando la trazabilidad de las observaciones utilizadas en las estimaciones econométricas.

Para una mayor claridad metodológica y con el fin de facilitar la comprensión del proceso de depuración muestral y construcción de las muestras analíticas empleadas, se presentan dos diagramas de árbol que ilustran de manera esquemática la conformación de las observaciones utilizadas en las distintas estimaciones econométricas.

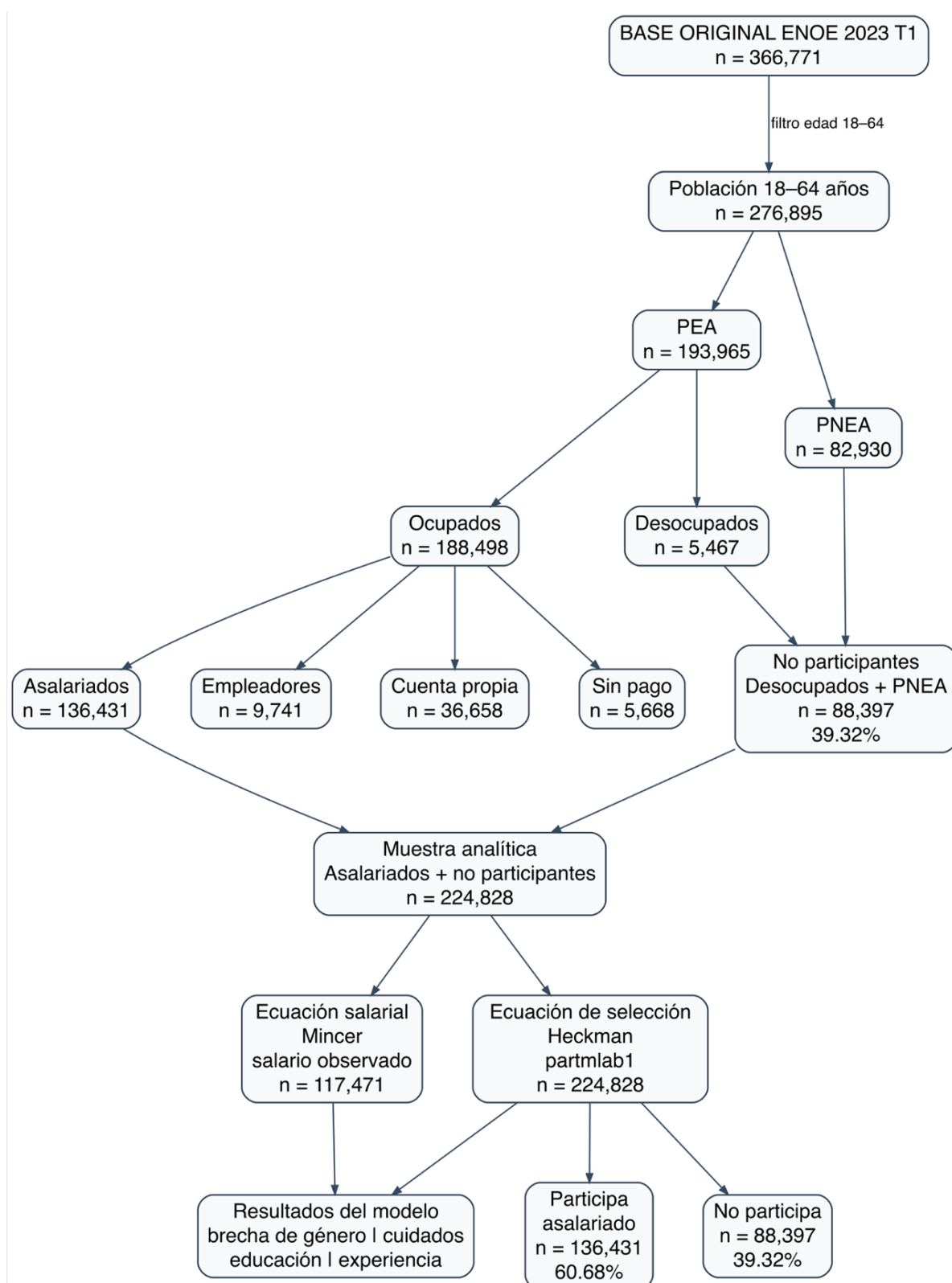
Figura 3. 1 Diagrama de árbol para el año 2019 ENOE



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019, INEGI.

Notas: Las diferencias entre el tamaño de la muestra reportado en dos nodos consecutivos corresponde al número de observaciones excluidas por la aplicación del criterio de selección inmediatamente anterior.

Figura 3. 2 Diagrama de árbol para el año 2023 ENOE



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2023, INEGI.

Notas: Las diferencias entre el tamaño de la muestra reportado en dos nodos consecutivos corresponde al número de observaciones excluidas por la aplicación del criterio de selección inmediatamente anterior.

3.3 Tratamiento de las variables.

En este apartado se describen las variables utilizadas para analizar la relación entre las responsabilidades de cuidado y los resultados en el mercado laboral. Entre ellas se incluyen variables de capital humano, características sociodemográficas, condiciones de la ocupación y efectos temporales, así como nuestra variable dependiente. La operacionalización se realiza a partir del cuestionario sociodemográfico (SDEMT), el cual se integró con las variables de uso del tiempo provenientes de los módulos de ocupación y empleo (COE1T y COE2T), incorporando la información correspondiente a cada individuo. Para garantizar la correcta vinculación de las bases, se construyó un identificador individual mediante la concatenación del identificador del hogar con el número de renglón de la persona (n_ren).

Cuadro 3. 1 Descripción de las variables para los datos de México 2019-2023

Variable	Tipo de variable	Descripción
lsal	Continua	El salario se mide a partir del ingreso laboral mensual real y se transforma mediante el logaritmo natural, restringiendo el análisis a la población ocupada con ingresos positivos. Esta transformación reduce la asimetría de la distribución y permite interpretar los coeficientes en términos porcentuales. Nota: los salarios se armonizaron en términos de ingreso bruto por hora y se deflataron a precios de un periodo de referencia.
escol	Categórica ordinal	Nivel educativo construido a partir de los años de escolaridad aprobados (<i>anios_esc</i>), agrupados en categorías equivalentes al sistema educativo mexicano. Dado que la ENOE no distingue completamente entre algunos niveles postsecundarios, esta variable debe interpretarse como una aproximación.
wk_exp	Continua	Experiencia laboral potencial, calculada como la diferencia entre la edad del individuo y sus años de escolaridad menos seis años ($\text{edad} - \text{escolaridad} - 6$), siguiendo la especificación clásica de Mincer (1974), ante la ausencia de información sobre el inicio y la continuidad de la trayectoria laboral.
wk_exp ²	Continua	Término cuadrático de la experiencia potencial, incorporado para capturar la concavidad del perfil ingreso-experiencia a lo largo del ciclo de vida laboral y la posible depreciación del capital humano.
sex	Categórica nominal	Variable original de sexo reportada por la ENOE (1 = hombre, 2 = mujer).
mujer	Dicotómica	Variable construida que toma el valor de 1 si la persona es mujer y 0 si es hombre.
edad	Categórica ordinal	Variable derivada de la edad continua y agrupada en seis cohortes que representan distintas etapas del ciclo de vida laboral, en concordancia con la literatura sobre trayectorias

Variable	Tipo de variable	Descripción
		laborales y envejecimiento.
cuida	Dicotómica	Indicador de participación en actividades de cuidado no remunerado durante la última semana (1 = realiza cuidados, 0 = no realiza).
cuidados no remunerados	Continua	Días equivalentes semanales dedicados al cuidado no remunerado. Se construye a partir del tiempo reportado en horas y minutos en el cuestionario ampliado de la ENOE, convertido a horas semanales y posteriormente a jornadas equivalentes de ocho horas. Para los individuos que declararon realizar cuidados, pero no especificaron la duración, se imputó la mediana del tiempo semanal observada entre los cuidadores. Nota: la imputación se realizó únicamente para quienes reportaron realizar cuidados.
participación	Dicotómica	Variable que identifica a la población económicamente activa ocupada en la base de datos de la ENOE (1 = participa en el mercado laboral, 0 = no participa), utilizada en la ecuación de selección.
regiones	Dicotómica	Variable categórica que clasifica la entidad de residencia del individuo en cinco regiones económicas del país: Sur-sureste, Centro, Centro-occidente, Noreste y Noroeste. La categoría de referencia en los modelos es Sur-sureste. Captura la heterogeneidad regional del mercado laboral mexicano, particularmente la brecha estructural entre las regiones del norte (más industrializadas) y el sur-sureste.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019-2023-I.

Cuadro 3. 2 Variables de cuidados

Variable	Tipo de variable	Descripción
cuida	Dicotómica	Indicador de realización de actividades de cuidado no remunerado durante la última semana (1 = sí realiza; 0 = no realiza).
cuidado_horas	Continua	Tiempo total semanal destinado al cuidado no remunerado.
horas_cuidado_directo	Continua	Número de horas semanales dedicadas al cuidado directo de niñas y niños, personas mayores, enfermas o con discapacidad.
cuidados_días	Continua	Tiempo destinado al cuidado no remunerado expresado en días equivalentes semanales, calculado a partir de las horas reportadas y asumiendo una jornada estándar de ocho horas.

Variable	Tipo de variable	Descripción
participa_cuidados	Dicotómica	Variable que identifica a las personas que participan en actividades de cuidado no remunerado, independientemente de la intensidad del tiempo dedicado.
cuida_sin_tiempo	Dicotómica	Identifica a quienes declaran realizar cuidados, pero no especifican horas; se utiliza para la estrategia de imputación.
mujer_diascuidados	Continua (interacción)	Variable de interacción entre la condición de mujer y los días equivalentes de cuidado, que permite identificar efectos diferenciados por sexo en la intensidad del cuidado.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019-2023.

Cuadro 3. 3 Variables sociodemográficas y de capital humano

Variable	Tipo de variable	Descripción
mujer	Dicotómica	Toma el valor de 1 si la persona es mujer y 0 si es hombre.
edad	Continua	Edad del individuo en años cumplidos.
edad ²	Continua	Término cuadrático de la edad, incluido para capturar efectos no lineales asociados al ciclo de vida.
adultoMayor	Dicotómica	Identifica a las personas de 65 años o más.
adultoMayorHH	Dicotómica	Indica la presencia de al menos una persona adulta mayor dentro del hogar.
dependientesHH	Continua	Número de miembros del hogar en condición de dependencia económica (niños/os, personas mayores u otros dependientes).
numhij	Continua	Número de hijas e hijos en el hogar.
estadocivil	Categórica nominal	Situación conyugal del individuo, agrupada en categorías mutuamente excluyentes.
educ	Categórica ordinal	Nivel educativo agrupado conforme al sistema educativo mexicano, a partir de los años de escolaridad aprobados.
wk_exp	Continua	Experiencia laboral potencial, calculada como edad – escolaridad – 6.
wk_exp ²	Continua	Término cuadrático de la experiencia laboral potencial.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019-2023.

Cuadro 3. 4 Variables laborales

Variable	Tipo de variable	Descripción
formal_informal	Dicotómica	Condición de formalidad laboral, basada en el acceso a prestaciones laborales conforme a la definición operativa de la ENOE.
publico	Dicotómica	Identifica a las personas ocupadas en el sector público.
asalariado	Dicotómica	Toma el valor de 1 si la persona trabaja de manera subordinada y remunerada.
autoempleado	Dicotómica	Identifica a las personas que trabajan por cuenta propia.
empleador	Dicotómica	Indica si la persona es propietaria de una unidad económica y contrata personal.
hrsocup	Continua	Número de horas trabajadas a la semana en la ocupación principal.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019-2023.

Cuadro 3. 5 Variables geográficas

Variable	Tipo de variable	Descripción
rural	Dicotómica	Identifica localidades rurales conforme al tamaño de la localidad de residencia.
ent	Categoría nominal	Entidad federativa de residencia.
regiones1	Categoría	Región (1-5, categórica)
	Sur-sureste	Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz, Yucatán.
	Centro	Ciudad de México, Estado de México, Hidalgo, Morelos, Puebla, Querétaro, Tlaxcala.
	Centro-occidente	Aguascalientes, Colima, Durango, Guanajuato, Jalisco, Michoacán, Nayarit, San Luis Potosí, Zacatecas.
	Noreste	Coahuila, Nuevo León, Tamaulipas.
	Noroeste	Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Sinaloa, Sonora.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019-2023.

3.3.1 Cuidados

A partir de los diccionarios de variables del cuestionario ampliado de la ENOE se identificaron tres actividades de trabajo no remunerado relacionadas con el cuidado del hogar:

- (i) el cuidado directo de niñas, niños, personas adultas mayores, enfermas o con discapacidad;

- (ii) el traslado o acompañamiento de miembros del hogar a servicios educativos, de salud u otras actividades; y
- (iii) el trabajo doméstico no remunerado.

Para cada una de estas actividades se construyó un indicador dicotómico de realización (1 = realiza, 0 = no realiza) y una medida continua de horas semanales dedicadas, obtenida a partir de la conversión de horas y minutos reportados en el cuestionario.

Cuadro 3. 6 Categorías cuidados

Variable	Descripción	Tipo de variable	Nivel de medición	Tratamiento
p11_2	Indicador de realización de actividades de cuidado directo no remunerado a niñas/os, personas adultas mayores, enfermas o con discapacidad.	Dicotómica	Nominal	Recodificada como indicador (1 = realiza; 0 = no realiza).
p11_h2	Número de horas semanales dedicadas al cuidado directo no remunerado.	Continua	Razón	Se mantiene en escala continua.
p11_m2	Minutos semanales dedicados al cuidado directo no remunerado.	Continua	Razón	Convertida a horas y agregada al total de tiempo de cuidado.
p11_4	Indicador de traslado o acompañamiento de miembros del hogar a la escuela, servicios de salud u otras actividades.	Dicotómica	Nominal	Recodificada como indicador (1 = realiza; 0 = no realiza).
p11_h4	Número de horas dedicadas al traslado o acompañamiento de miembros del hogar.	Continua	Razón	Se mantiene en escala continua.
p11_m4	Minutos dedicados al traslado o acompañamiento de miembros del hogar.	Continua	Razón	Convertida a horas y agregada al total correspondiente.
p11_7	Indicador de realización de trabajo doméstico no remunerado en el hogar.	Dicotómica	Nominal	Recodificada como indicador (1 = realiza; 0 = no realiza).
p11_h7	Número de horas dedicadas al trabajo doméstico no remunerado.	Continua	Razón	Se mantiene en escala continua.
p11_m7	Minutos dedicados al trabajo doméstico no remunerado.	Continua	Razón	Convertida a horas y agregada al total correspondiente.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019-2023.

Se puntualiza que, a partir de la información contenida en el Cuadro 3.6, el tiempo reportado en horas y minutos se homogeniza en horas semanales mediante la conversión de los minutos a fracciones de hora y su posterior agregación. Estas variables permiten documentar, con fines descriptivos, la carga total de trabajo no remunerado que enfrentan los individuos, integrando el cuidado directo, el acompañamiento de miembros del hogar y el trabajo doméstico no remunerado (Cuadro 3.7). No obstante, para efectos de la estimación econométrica presentada en los capítulos III y IV, la variable de interés central se restringe específicamente al cuidado directo de niñas, niños, personas adultas mayores, enfermas o con discapacidad (*horas_cuidado_directo*), dado que constituye la dimensión más directamente vinculada a la restricción de disponibilidad temporal individual y a la penalización salarial de género documentada en la literatura (Budig y England, 2001; Goldin et al., 2024). El acompañamiento de miembros del hogar y el trabajo doméstico no remunerado se reportan de manera descriptiva en el Cuadro 3.7, pero no se incorporan en un índice combinado dentro de las especificaciones econométricas.

Del total de personas identificadas como cuidadoras en la ENOE, considerando a toda la población ocupada y no participante en edad de trabajar, entre el 3.02% (2019; $n = 2,039$ de 67,588) y el 6.94% (2023; $n = 4,895$ de 70,540) no especificó la duración del tiempo dedicado al cuidado directo y fue objeto de imputación mediante la mediana observada entre quienes sí reportaron su tiempo. El incremento en la proporción de casos imputados entre ambos periodos es consistente con la reorganización del trabajo de cuidados documentada en el Capítulo I tras la pandemia por COVID-19, que pudo haber dificultado que las personas cuantificaran con precisión el tiempo dedicado a estas actividades. En ambos años, la comparación de características sociodemográficas no revela diferencias relevantes en edad ni en años de escolaridad entre el grupo imputado y el grupo con información completa. Se observa, en cambio, una diferencia estadísticamente significativa y consistente en la composición por sexo (2019: $\chi^2 = 25.42$, $p < 0.001$; 2023: $\chi^2 = 94.30$, $p < 0.001$): las mujeres están sobrerrepresentadas entre quienes no especifican su tiempo de cuidado (76.51% en 2019 y 77.73% en 2023, frente a 71.39% y 71.25%, respectivamente, entre quienes sí lo reportan), así como diferencias significativas en la distribución por nivel educativo en ambos periodos. Este patrón, replicado en dos momentos distintos, sugiere que el sesgo de imputación identificado no es incidental, sino que refleja un patrón estructural de sub-reporte del trabajo de cuidados no remunerado, particularmente entre las mujeres.

Cuadro 3. 7 Componentes del tiempo de cuidados para la construcción del índice

Variable	Descripción	Tipo de variable	Nivel de medición	Unidad	Tratamiento
horas_cuidado_directo	Tiempo dedicado al cuidado directo de niñas/os, personas adultas mayores, enfermas o con discapacidad.	Continua	Razón	Horas/semana	Se mantiene en escala continua.
horas_acompanamiento	Tiempo destinado al traslado o acompañamiento de miembros del hogar a servicios educativos, de salud u otras actividades.	Continua	Razón	Horas/semana	Se mantiene en escala continua.
horas_trabajo_domestico	Tiempo dedicado a la realización de trabajo doméstico no remunerado.	Continua	Razón	Horas/semana	Se mantiene en escala continua.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019-2023.

3.3.2 Cuidados y envejecimiento del hogar.

Con el propósito de capturar la posible presión de cuidados asociada al envejecimiento demográfico dentro del ámbito doméstico, se incorpora la variable *Miembros65Mas_i*, definida como el número de personas de 65 años o más residentes en el hogar del individuo *i*. Esta variable permite aproximar la potencial demanda de cuidados derivada de la presencia de población adulta mayor, bajo el supuesto de que el envejecimiento del hogar incrementa la probabilidad de requerimientos de atención, acompañamiento o apoyo cotidiano, particularmente en contextos donde los sistemas formales de cuidado presentan cobertura limitada (Flores Martínez et al., 2025).

A diferencia de una medida directa de trabajo de cuidados, esta variable no identifica necesariamente la realización efectiva de actividades de cuidado por parte del individuo, sino que funciona como un indicador estructural de exposición a posibles responsabilidades de cuidado dentro del hogar. Su inclusión resulta conceptualmente relevante en el marco de esta investigación, dado que permite incorporar el efecto del envejecimiento poblacional como un factor que puede restringir la participación en el mercado laboral, especialmente en el caso de las mujeres, sobre quienes recae de manera desproporcionada la provisión de cuidados no remunerados. De este modo, la variable constituye una aproximación empírica a la relación entre estructura demográfica del hogar, demanda potencial de cuidados y participación laboral.

3.3.3 Interacción de género.

Para analizar la penalización salarial diferencial por género asociada al trabajo de cuidados, se incorpora el término de interacción:

$$cuidadoMujer_i = mujer_i \times horascuidadoDirecto_i$$

Esta variable captura el efecto marginal de una hora adicional de cuidado directo específicamente para las mujeres, permitiendo contrastar la hipótesis de una penalización salarial de género vinculada a las responsabilidades de cuidado (Budig y England, 2001; Goldin et al., 2024).

3.4 Salario.

3.4.1. Construcción de la variable dependiente

La variable dependiente principal del modelo es el logaritmo natural del ingreso laboral mensual, denotado como $\ln sal$, construido a partir del ingreso laboral reportado por los individuos en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). La elección de esta variable responde tanto a criterios empíricos como conceptuales (Campos-Vázquez, 2013; Campos-Vázquez et al., 2017). Desde el análisis descriptivo preliminar, se identificó que una de las brechas más pronunciadas asociadas al género y al trabajo de cuidados no remunerado se manifiesta precisamente en el ingreso laboral mensual, lo que convierte a esta variable en una medida particularmente adecuada para capturar las desigualdades económicas derivadas de la distribución desigual de las responsabilidades de cuidado.

A diferencia del salario por hora, que permite aislar exclusivamente el rendimiento unitario del trabajo, el ingreso mensual incorpora simultáneamente dimensiones fundamentales para esta investigación, como la intensidad de participación laboral, la disponibilidad temporal efectiva para el empleo remunerado y las posibles interrupciones o restricciones derivadas de las responsabilidades de cuidado. En este sentido, el uso del ingreso mensual resulta conceptualmente consistente con la hipótesis central del estudio, ya que permite captar de manera más integral el costo económico asociado al trabajo de cuidados no remunerado, reflejando no solo cuánto se remunera el trabajo, sino también cuánto se logra participar efectivamente en el mercado laboral bajo condiciones de restricción temporal y organización doméstica.

La construcción de esta variable siguió un proceso secuencial de depuración e imputación orientado a garantizar consistencia estadística y minimizar la pérdida de observaciones (Matray y Rodríguez, 2024). Como punto de partida, se tomó el ingreso laboral mensual reportado originalmente en la ENOE ($ingocup_i$), a partir del cual se generó una versión depurada del ingreso mensual ($ingmen_i$), eliminando registros con inconsistencias o información incompleta. Formalmente:

$$ingmen_i = \begin{cases} 0 & \text{si } ing7c_i = 0 \\ \cdot & \text{si } ing7c_i = \cdot \\ \cdot & \text{si } ingmen_i = 0 \text{ y } 1 \leq ing7c_i \leq 5 \\ ingocup_i & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Posteriormente, con el objetivo de reducir la pérdida de información derivada de ingresos no reportados de manera exacta pero clasificados dentro de intervalos salariales, se implementó un procedimiento de imputación basado en múltiplos del salario mínimo vigente, siguiendo criterios consistentes con el tratamiento metodológico de ingresos agrupados en encuestas laborales. La variable resultante ($ingmen_imp_i$) se definió como:

$$ingmen_imp_i = \begin{cases} 1.0 \times SM & \text{si } ing7c_i = 1 \\ 1.5 \times SM & \text{si } ing7c_i = 2 \\ 2.5 \times SM & \text{si } ing7c_i = 3 \\ 4.0 \times SM & \text{si } ing7c_i = 4 \\ 5.5 \times SM & \text{si } ing7c_i = 5 \\ ingmen_i & \text{si existe reporte directo válido} \end{cases}$$

donde SM representa el salario mínimo correspondiente al periodo de análisis.

Finalmente, la variable dependiente principal se construyó como:

$$lsal_i = \ln (ingmen_imp_i)$$

La transformación logarítmica responde a criterios econométricos ampliamente aceptados en la literatura. En primer lugar, permite interpretar los coeficientes estimados como cambios porcentuales aproximados, facilitando el análisis de brechas económicas relativas entre grupos poblacionales. En segundo término, dado que la distribución del ingreso laboral suele presentar una marcada asimetría positiva y una alta dispersión asociada a valores extremos, la transformación logarítmica contribuye a reducir dicha asimetría, mejorar el comportamiento estadístico de la variable dependiente y favorecer el cumplimiento de los supuestos de estimación tanto en modelos lineales convencionales como en especificaciones con corrección por selección muestral (Rodríguez-Oreggia y López-Videla, 2015; Rubil, 2012).

Este proceso metodológico explica la congruencia observada en los tamaños muestrales utilizados en las distintas estimaciones. La ecuación salarial solo puede estimarse para individuos con información válida sobre ingresos laborales observados, por lo que la muestra final utilizada en la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios quedó conformada por 101,397 observaciones en 2019 y 117,471 observaciones en 2023. En contraste, el modelo de selección de Heckman requiere incorporar una muestra ampliada que incluya tanto individuos asalariados como no asalariados con información completa en las covariables explicativas, permitiendo modelar explícitamente el proceso de participación laboral previo a la observación del ingreso. En consecuencia, la ecuación de selección se estimó sobre 200,344 observaciones en 2019 y 224,828 observaciones en 2023.

Esta distinción no responde a inconsistencias en la base de datos, sino a la lógica inherente del modelo econométrico adoptado. Mientras la estimación por MCO asume implícitamente que la observación del ingreso ocurre de manera aleatoria, el modelo Heckman reconoce que la participación en el empleo asalariado constituye un proceso selectivo condicionado por factores observables y no observables como el género, las responsabilidades de cuidado y la composición demográfica del hogar que también influyen sobre los resultados económicos (Card, 1993; Ceballos Mina, 2019). Por ello, la ampliación muestral en el modelo

de selección no solo es metodológicamente esperable, sino necesaria para obtener estimaciones consistentes del efecto del trabajo de cuidados sobre los ingresos laborales.

Como ejercicio complementario de robustez metodológica, se construyó una medida alternativa basada en el logaritmo del salario real por hora, cuyo desarrollo detallado y resultados se presentan en el anexo metodológico. Esta especificación tiene como objetivo contrastar la estabilidad de los hallazgos obtenidos con la variable dependiente principal, evaluando si la dirección y magnitud de los efectos estimados se mantienen al utilizar una medida centrada en el rendimiento unitario del trabajo, en lugar del ingreso laboral mensual agregado. Para su construcción, se siguieron criterios de depuración consistentes con los aplicados a la variable principal de ingreso, incorporando procedimientos de limpieza, imputación y tratamiento de valores extremos.

En primer término, se estimó el salario nominal por hora a partir del cociente entre el ingreso laboral mensual imputado ($ingmen_imp_i$) y el total de horas trabajadas al mes, calculado a partir de las horas semanales reportadas por el individuo:

$$SalarioHora_i = \frac{ingmen_imp_i}{hrsocup_i \times \left(\frac{30}{7}\right)}$$

Posteriormente, se excluyeron observaciones con ingresos no positivos, jornadas laborales inconsistentes ($hrsocup \leq 0$ o superiores a 84 horas semanales), así como valores salariales no plausibles. Con el fin de reducir la influencia de observaciones extremas potencialmente asociadas a errores de reporte o alta dispersión en la distribución salarial, la variable fue winsorizada en los percentiles 1 y 99 de la distribución ponderada. Finalmente, para hacer comparables los valores entre periodos, el salario nominal por hora fue deflactado utilizando el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), expresándolo en pesos constantes de referencia, y posteriormente transformado a logaritmos:

$$SalarioRealHora_i = SalarioHora_i \times \left(\frac{INPC_{base}}{INPC_t}\right)$$

$$lsalrh_i = \ln (SalarioRealHora_i)$$

Es importante señalar que esta variable no constituye la especificación principal del análisis, ya que el salario por hora aísla el rendimiento unitario del trabajo y, por tanto, excluye parte del mecanismo mediante el cual el trabajo de cuidados afecta los resultados económicos, particularmente a través de restricciones sobre la intensidad de participación laboral, la duración de la jornada y la continuidad ocupacional. Precisamente por ello, la variable dependiente central de esta investigación permanece siendo el logaritmo del ingreso laboral mensual ($lsal$), al ofrecer una aproximación más integral al costo económico asociado a las responsabilidades de cuidado no remunerado. No obstante, la incorporación del salario real por hora como ejercicio de robustez permite verificar la consistencia de los hallazgos y fortalecer la validez empírica de los resultados principales.

3.4.1 Articulación con el modelo de Heckman

Como ejercicio complementario de robustez metodológica, se estimó una especificación alternativa utilizando como variable dependiente el logaritmo del salario real por hora ($lsalrh_i$), con el propósito de evaluar la estabilidad de los hallazgos obtenidos en la especificación principal basada en el ingreso laboral mensual. Esta estrategia permite contrastar si los efectos estimados del trabajo de cuidados no remunerado se mantienen cuando el análisis se centra exclusivamente en el rendimiento unitario del trabajo, aislando parcialmente el componente asociado a la intensidad de participación laboral.

Dado que la observación del salario por hora se encuentra condicionada a la participación en el empleo asalariado, esta especificación también se incorpora dentro de un modelo de selección muestral tipo Heckman (1979), con el fin de corregir el posible sesgo derivado de observar ingresos únicamente para quienes efectivamente participan en el mercado laboral remunerado. La ecuación de resultado se expresa como:

$$lsalrh_i = \beta_0 + \beta_1 Cuidados_i + \beta_2 X_i + \beta_\lambda \hat{\lambda}_i + u_i \text{ si } partmlab_i = 1$$

donde $lsalrh_i$ representa el logaritmo del salario real por hora, $Cuidados_i$ corresponde a la variable de interés asociada al trabajo de cuidados no remunerado, X_i es el vector de covariables observables, y $\hat{\lambda}_i$ representa la razón inversa de Mills derivada de la ecuación de selección estimada en una primera etapa mediante un modelo probit.

En esta especificación, el coeficiente β_1 captura el efecto del trabajo de cuidados sobre el rendimiento salarial por unidad de tiempo, una vez corregido el sesgo de selección, mientras que β_λ permite evaluar la existencia y magnitud de dicho sesgo. De manera complementaria, la ecuación de selección modela la probabilidad de participación en el empleo asalariado ($partmlab_i$), permitiendo capturar el mecanismo extensivo mediante el cual las responsabilidades de cuidado condicionan la inserción en el mercado laboral.

La construcción de esta variable alternativa siguió criterios metodológicos consistentes con la depuración aplicada a la variable dependiente principal. El salario nominal por hora se obtuvo a partir del cociente entre el ingreso laboral mensual imputado y las horas trabajadas reportadas semanalmente, ajustadas a frecuencia mensual. Posteriormente, se excluyeron observaciones con ingresos no positivos, jornadas laborales inconsistentes o valores salariales no plausibles, aplicando además un procedimiento de winsorización en los percentiles 1 y 99 para reducir la influencia de valores extremos. Finalmente, la variable fue deflactada mediante el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), con el fin de expresar los valores en términos reales comparables entre periodos.

Es importante señalar que esta especificación no constituye el modelo principal de la investigación, ya que el salario por hora captura únicamente el componente intensivo del ingreso laboral y excluye parte del mecanismo mediante el cual el trabajo de cuidados genera restricciones económicas, particularmente a través de menores jornadas laborales, discontinuidad ocupacional o limitaciones en la intensidad de participación. Por esta razón, la especificación central se mantiene sobre el logaritmo del ingreso laboral mensual ($lsal$), al ofrecer una medida más integral del costo económico asociado al trabajo de cuidados no remunerado. No obstante, la estimación del modelo alternativo permite verificar la consistencia de los resultados principales y fortalecer la robustez empírica de las conclusiones presentadas en esta investigación. Los resultados correspondientes se presentan en la parte de Anexo del cuadro 7

3.4.2 Medición y comparación del salario.

La descomposición Oaxaca–Blinder constituye una herramienta estándar para analizar diferenciales salariales promedio entre grupos al separar la brecha en dos componentes aditivos (Arceo-Gómez y Campos-Vázquez, 2014; Jann, 2008; Oaxaca, 1973). El primero, denominado componente explicado o de dotaciones, captura la fracción de la diferencia en el logaritmo del

salario real por hora atribuible a disparidades en las características observables entre hombres y mujeres, tales como educación, experiencia potencial, intensidad de cuidados, condición de informalidad y composición del hogar. El segundo, conocido como componente no explicado o de coeficientes, recoge la parte de la brecha asociada a diferencias en los retornos a dichas características; formalmente, se deriva de la divergencia entre los vectores de parámetros estimados para cada grupo y suele interpretarse como una aproximación a factores no observados, incluyendo segmentación ocupacional, estructuras salariales diferenciadas, restricciones institucionales y posibles mecanismos de discriminación.

En este marco, la descomposición permite cuantificar en qué medida la brecha salarial de género responde a diferencias en la carga de cuidados no remunerados y en la presencia de adultos mayores en el hogar esto es, a diferencias en las dotaciones y en qué medida se asocia a retornos diferenciales a estas variables dentro de la estructura salarial. Así, el método proporciona un vínculo directo entre la especificación de la ecuación de ingresos y la hipótesis de penalización salarial por cuidados, al distinguir entre efectos derivados de la distribución de las características y efectos derivados de la valoración que el mercado laboral otorga a dichas características.

Sea $\ln \bar{w}_h$ y $\ln \bar{w}_m$ el salario promedio logarítmico por hora de hombres y mujeres, respectivamente, y X_h y X_m los vectores de características observables, con $\hat{\beta}_h$ y $\hat{\beta}_m$ como los vectores de coeficientes estimados. La diferencia salarial promedio puede expresarse como:

$$\ln \bar{w}_h - \ln \bar{w}_m = (\bar{X}_h - \bar{X}_m)\hat{\beta}^* + \bar{X}_h(\hat{\beta}_h - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_m(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_m) \quad (5)$$

donde $\hat{\beta}^*$ representa la estructura salarial de referencia. El primer término corresponde al componente explicado, mientras que los restantes conforman el componente no explicado. Esta formulación permite identificar de manera explícita la contribución de la intensidad de cuidados y del envejecimiento del hogar tanto en las diferencias de dotaciones como en los retornos asociados, en coherencia con los objetivos empíricos de la investigación.

Sea el salario promedio logarítmico por hora para hombres y mujeres:

$$w_i^h = X_i^h \beta^h + \varepsilon_i^h \quad (6)$$

$$w_i^m = X_i^m \beta^m + \varepsilon_i^m \quad (7)$$

Recordemos que

$$\bar{w}^h = \bar{X}_i^h \hat{\beta}^h \quad (8)$$

$$\bar{w}^m = \bar{X}_i^m \hat{\beta}^m \quad (9)$$

La diferencia salarial se expresa como

$$\bar{w}_h - \bar{w}_m$$

Restando la ecuación (8) de la ecuación (9) tenemos:

$$\bar{w}^h - \bar{w}^m = \bar{X}_i^h \hat{\beta}^h - \bar{X}_i^m \hat{\beta}^m \quad (10)$$

Sumando y restando $\bar{X}^m \hat{\beta}^h$ al lado izquierdo de la ecuación (10) y reacomodando:

$$\bar{w}^h - \bar{w}^m = (\bar{X}^h - \bar{X}^m) \hat{\beta}^h + \bar{X}^m (\hat{\beta}^h - \hat{\beta}^m) \quad (11)$$

De este modo se descompone la brecha salarial por género para evaluar qué proporción es atribuible a diferencias en intensidad de cuidados.

Donde el componente explicado:

$$(\bar{X}_h - \bar{X}_m) \hat{\beta}_h$$

captura cuánto de la brecha se debe a diferencias en:

- Intensidad del trabajo de cuidados (horas semanales de cuidado directo no remunerado).
- Capital humano educativo (nivel educativo agrupado en seis categorías y lineal).
- Experiencia laboral potencial y su cuadrado.
- Composición demográfica del hogar (presencia de menores de 5 años, adultos mayores de 65 años, y número de hijos en el hogar).
- Estado conyugal (categorías casado, divorciado, viudo, con soltero como referencia).
- Localización geográfica (regiones económicas del país y residencia en zona rural)

Y donde el componente no explicado;

$$\bar{X}_m(\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_m)$$

refleja diferencias en retornos salariales ante iguales características observables.

Especificando que el vector X incluye:

- Nivel educativo: cinco variables dicotómicas con referencia "sin instrucción" (Primaria, Secundaria, Media superior, Licenciatura, Posgrado) y lineal.
- Experiencia potencial y su cuadrado.
- Horas semanales de cuidado directo no remunerado.
- Región económica de residencia: cuatro variables dicotómicas con referencia Sureste (Centro, Centro-occidente, Noreste, Noroeste).
- Localidad rural.
- Estado conyugal: tres variables dicotómicas con referencia "soltero/a" (casado/unión, divorciado, viudo).
- Razón inversa de Mills derivada de la ecuación de selección.

La descomposición se realiza para 2019 y 2023

Donde

$$(\bar{w}_h - \bar{w}_m)_{2019} \text{ vs } (\bar{w}_h - \bar{w}_m)_{2023}$$

Esto permitirá evaluar si el componente explicado asociado a cuidados aumenta en el 2023 o si el componente no explicado se amplifica. Desde este enfoque el envejecimiento del hogar gana peso dentro de la brecha salarial y se analiza la variación en cada componente.

La estimación de la brecha salarial se ajusta por el posible sesgo de selección asociado tanto a la participación en el mercado laboral como al acceso a empleo asalariado. Para ello, se estimará primero un modelo probit bivariado que permite obtener la probabilidad de participar en el mercado laboral y la probabilidad de estar en empleo asalariado. Con base en estas estimaciones, se calculará la Razón Inversa de Mills, la cual se incorpora posteriormente en los modelos de brecha salarial con el fin de corregir el sesgo de selección.

3.5 Análisis descriptivo.

El análisis descriptivo tiene la intención de presentar las estadísticas más significativas de las variables empleadas en el análisis empírico, con el propósito de caracterizar la población de estudio y documentar los cambios ocurridos entre 2019 y 2023. El periodo de análisis resulta particularmente relevante en el contexto mexicano, pues comprende el choque económico y laboral derivado de la pandemia por COVID-19 y la posterior recuperación. La descripción se organiza en torno a las dimensiones sociodemográficas (sexo, edad, escolaridad y estado conyugal), la condición de ocupación, la participación en actividades de cuidado y los indicadores de ingreso laboral. Los datos provienen de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo levantada por el INEGI en ambos años, y se reportan empleando el factor de expansión correspondiente para asegurar la representatividad nacional.

A continuación, se presenta el Cuadro 3.8, que sintetiza las estadísticas descriptivas para ambos años y permite identificar tanto la composición de la población como las transformaciones más relevantes ocurridas en el periodo de estudio.

Cuadro 3. 8 Estadísticas descriptivas de la población de estudio por características sociodemográficas y económicas, México 2019 y 2023

Variable	2019		2023	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Total	60,777,155	100.00	64,289,815	100.00
<i>Sexo</i>				
Hombres	27,041,358	44.49	28,433,728	44.23
Mujeres	33,735,797	55.51	35,856,087	55.77
<i>Edad</i>				
18–24	13,354,628	21.97	13,709,195	21.32
25–34	15,116,099	24.87	15,637,096	24.32
35–44	13,268,285	21.83	13,405,741	20.85
45–54	11,173,132	18.38	12,363,217	19.23
55–64	7,865,021	12.94	9,174,566	14.27
<i>Escolaridad</i>				
Sin instrucción	1,851,884	3.05	1,671,707	2.60
Primaria	11,285,085	18.58	10,168,952	15.83
Secundaria	17,264,646	28.43	17,559,485	27.33
Media superior	16,217,265	27.00	18,356,757	28.57
Licenciatura	13,145,310	22.00	15,270,557	23.77
Posgrado	965,724	1.59	1,214,953	1.89
<i>Estado conyugal</i>				
Casado	36,681,139	60.36	36,729,235	57.13
Divorciado	3,528,093	5.81	4,163,916	6.48

Viudo	1,246,121	2.05	1,573,737	2.45
Soltero	19,315,704	31.78	21,820,296	33.94
<i>Condición de ocupación</i>				
Ocupado	26,025,142	57.18	38,094,296	59.25
No ocupado	34,752,013	42.82	26,195,519	40.75
<i>Realiza cuidados</i>				
Sí	—	35.77	—	39.55
No	—	64.23	—	60.45
<i>Realiza cuidados no remunerados</i>				
Sí	—	67.76	—	70.65
No	—	32.24	—	29.35
<i>Ingreso laboral (MXN)</i>				
Salario mensual	3306.00		4737.00	
Salario por hora	37.37		50.77	
Salario real	50.29		55.00	

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

Notas: *n* representa el número absoluto de personas y % la proporción correspondiente. Los porcentajes de "Realiza cuidados" y "Realiza cuidados no remunerados" se calculan sobre el total de la población de cada año. Los valores de ingreso laboral corresponden a medias expresadas en pesos mexicanos (MXN); el salario real está deflactado al año base correspondiente.

La intención del cuadro 3.8 es tener una taxonomía del comportamiento de todas las variables sociodemográficas consideradas en el análisis. Como se observa, la mayoría de estas se comporta conforme a los patrones documentados en la literatura composición por sexo estable, envejecimiento gradual de la estructura etaria, expansión sostenida del capital humano formal, diversificación de los arreglos conyugales y recuperación moderada de la tasa de ocupación tras el choque pandémico. El hallazgo más relevante para los fines de este estudio se ubica en el componente del ingreso laboral y en la participación en actividades de cuidado. Por un lado, mientras el salario mensual nominal creció 43.28 por ciento entre 2019 y 2023, el salario real apenas aumentó 9.37 por ciento en el mismo periodo, lo cual revela que aproximadamente 34 puntos porcentuales del incremento aparente fueron absorbidos por la inflación. Esta observación motiva el uso de valores reales en las comparaciones intertemporales subsecuentes y advierte contra cualquier sobre interpretación de los incrementos nominales reportados en los apartados posteriores. Por otro lado, la proporción de personas que realiza alguna actividad de cuidado aumentó de 35.77 por ciento a 39.55 por ciento y la de cuidados no remunerados pasó de 67.76 por ciento a 70.65 por ciento, incrementos que coinciden temporalmente con el envejecimiento de la población observado en el mismo cuadro. Este patrón sugiere que el crecimiento de la demanda de cuidados responde más al cambio demográfico que a una redistribución inter-género de los roles domésticos, hallazgo que cobra centralidad en el marco analítico del presente trabajo y que justifica la incorporación explícita

del trabajo de cuidado como variable estructural en las especificaciones econométricas posteriores.

El Cuadro 3.9 y la Figura 3.3 muestran tres hallazgos centrales. Primero, el ingreso mensual promedio cae sistemáticamente conforme aumenta la intensidad del trabajo de cuidados, tanto generales como directos, en 2019 y 2023. En 2023, el ingreso promedio en cuidados generales pasa de 7,842 (sin carga) a 999 (muy alta), una reducción de casi 8 veces, con un gradiente perfectamente monotónico. Segundo, esta penalización recae casi exclusivamente sobre las mujeres: su ingreso cae de 7,064 a 870 entre los extremos de carga, mientras el de los hombres se mantiene estable entre 5,174 y 7,848. En cuidado directo se observa además que los hombres con cargas ligeras reportan ingresos mayores que quienes no cuidan, paradoja ausente en las mujeres. Tercero, la brecha salarial absoluta entre hombres y mujeres se amplía con la carga de cuidados: pasa de 784 (sin carga) a 5,705 (carga alta) en cuidados generales 2023, donde los hombres ganan más de cuatro veces lo que ganan las mujeres. Estos patrones se intensificaron entre 2019 y 2023, lo que sugiere que el trabajo de cuidados opera como un mecanismo estructural de reproducción de la desigualdad económica de género. Los hallazgos muestran asociaciones claras entre el trabajo de cuidados, el sexo y el ingreso, pero no permiten establecer relaciones causales. La penalización femenina podría reflejar efectos directos del cuidado sobre la disponibilidad laboral, pero también podría estar mediada por variables como la escolaridad, la edad, el estado conyugal o la condición de actividad. Para aislar el efecto neto del trabajo de cuidados sobre los ingresos y cuantificar la magnitud de la brecha de género una vez controlados estos factores, en la siguiente sección se estima un modelo de regresión multivariado.

Cuadro 3. 9 Caracterización del ingreso mensual según condiciones sociodemográficas y carga de cuidados en México, 2019 y 2023

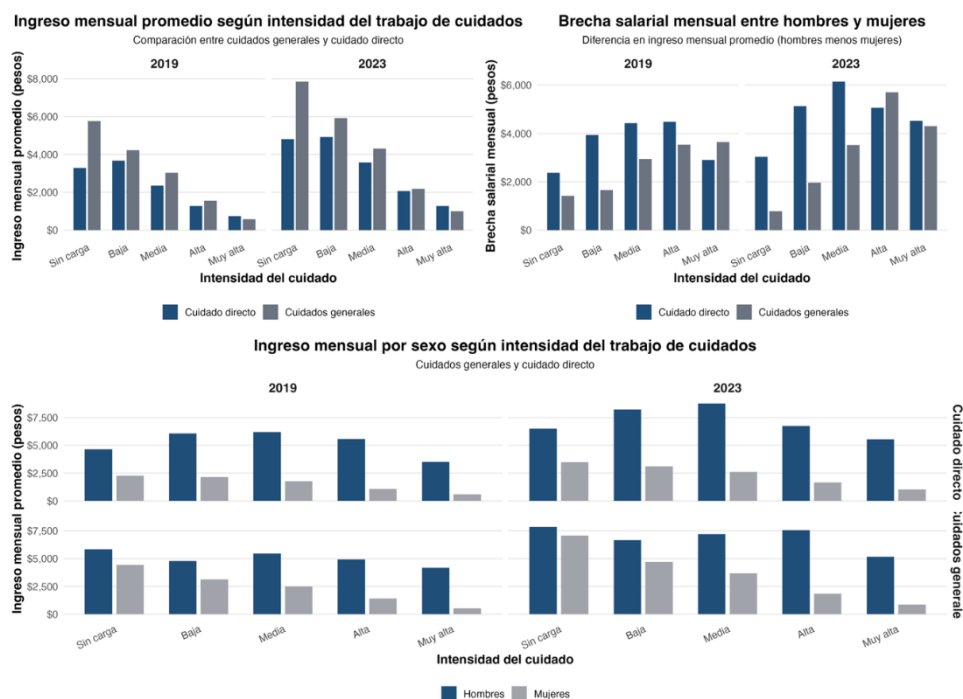
Variable / Categoría	2019				2023			
	Hombres	Mujeres	Δ pp	Combin.	Hombres	Mujeres	Δ pp	Combin.
Total (salario mensual)				\$3,306				\$4,737
Sexo								
Hombres	\$4,842				\$6,702			
Mujeres		\$2,075				\$3,179		
Edad								
18–24 años				\$2,144				\$3,027
25–34 años				\$3,863				\$5,697
35–44 años				\$4,058				\$5,855
45–54 años				\$3,756				\$5,322
55–64 años				\$2,302				\$3,233

Variable / Categoría	2019				2023			
	Hombres	Mujeres	Δ pp	Combin.	Hombres	Mujeres	Δ pp	Combin.
Escolaridad								
Sin instrucción	\$2,695	\$598	—		\$3,612	\$846	—	
Primaria	\$4,168	\$1,048	55		\$5,672	\$1,519	57	
Secundaria	\$4,802	\$1,543	15		\$6,504	\$2,310	15	
Media superior	\$4,500	\$1,975	-6		\$6,075	\$2,917	-7	
Licenciatura	\$5,693	\$3,775	27		\$7,952	\$5,510	31	
Posgrado	\$9,453	\$7,377	66		\$14,276	\$10,147	80	
Estado conyugal								
Casado(a)				\$3,466				\$4,945
Divorciado(a)				\$3,784				\$5,643
Viudo(a)				\$2,220				\$3,158
Soltero(a)				\$2,987				\$4,328
Cuidados generales (ingreso combinado)								
Sin carga				\$5,764				\$7,842
Baja (1–14 hrs)				\$4,220				\$5,923
Media (15–28 hrs)				\$3,028				\$4,311
Alta (29–42 hrs)				\$1,552				\$2,180
Muy alta (>42 hrs)				\$577				\$999
Cuidados directos (ingreso combinado)								
Sin carga				\$3,285				\$4,802
Baja (1–14 hrs)				\$3,670				\$4,924
Media (15–28 hrs)				\$2,358				\$3,568
Alta (29–42 hrs)				\$1,275				\$2,064
Muy alta (>42 hrs)				\$732				\$1,282
Cuidados (por sexo)								
No cuida	\$5,845	\$4,424	1421		\$7,848	\$7,064	784	
Baja (1–14 hrs)	\$4,788	\$3,131	1657		\$6,675	\$4,709	1966	
Media (15–28 hrs)	\$5,454	\$2,511	2944		\$7,192	\$3,673	3518	
Alta (29–42 hrs)	\$4,942	\$1,403	3539		\$7,564	\$1,859	5705	
Muy alta (>42 hrs)	\$4,173	\$529	3644		\$5,174	\$870	4304	
Cuidados No Remunerados (por sexo)								
No cuida	\$4,631	\$2,260	2371		\$6,517	\$3,479	3038	
Baja (1–14 hrs)	\$6,075	\$2,142	3932		\$8,236	\$3,102	5134	
Media (15–28 hrs)	\$6,203	\$1,775	4429		\$8,754	\$2,614	6140	
Alta (29–42 hrs)	\$5,569	\$1,082	4487		\$6,728	\$1,666	5062	
Muy alta (>42 hrs)	\$3,503	\$599	2904		\$5,552	\$1,024	4528	

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Notas: Los valores se expresan en pesos mexicanos (MXN) corrientes y corresponden al ingreso mensual promedio. La columna "Combin." (combinado) reporta el promedio sin desagregar por sexo y se utiliza cuando la categoría no se desglosa entre hombres y mujeres (Total, Edad, Estado conyugal y cuidados combinados). La columna "Δ pp" reporta la diferencia en puntos porcentuales asociada al desglose por sexo dentro de cada categoría, según se reporta en la fuente original. El símbolo "—" indica que el dato no aplica o no está disponible.

Figura 3. 3 Análisis comparativo del ingreso laboral y las brechas salariales por sexo según la intensidad del trabajo de cuidados en México, 2019 y 2023



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

Cuadro 3. 10 Análisis comparativo del ingreso por hora trabajada en México, 2019 y 2023, según sexo

Variable	2019		2023	
	Nominal	Real	Nominal	Real
Total	\$37.37	\$50.29	\$50.77	\$55.01
<i>Sexo</i>				
Hombres	\$37.06	\$49.88	\$50.32	\$54.52
Mujeres	\$37.86	\$50.96	\$51.42	\$55.71

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

Notas: Los valores se expresan en pesos mexicanos (MXN). El ingreso "Nominal" corresponde al valor a precios corrientes de cada año; el ingreso "Real" está deflactado a precios constantes mediante el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) para permitir la comparación intertemporal. Las cifras corresponden al primer trimestre de cada año.

El Cuadro 3.10. reporta el ingreso por hora trabajada en términos nominales y reales para 2019 y 2023, desagregado por sexo. Se aprecia que, para el primer trimestre de 2023, una hora de trabajo asalariado de una mujer mexicana se paga, en promedio, casi exactamente lo mismo que una hora de trabajo de un hombre. Sin embargo, esta aparente paridad oculta un fenómeno de discriminación amplificada: las mujeres asalariadas tienen sistemáticamente mejores credenciales que los hombres es decir más educación, ocupaciones más calificadas, por lo que basándonos solo en dotaciones observables deberían ganar más que los hombres. El

hecho de que ganen lo mismo significa que la penalización por ser mujer está cancelando exactamente sus ventajas en capital humano. Una vez que controlamos estadísticamente por esas dotaciones, la brecha pura por hora asciende a entre 8% y 10%. La ventaja salarial por hora observada en el Cuadro 3 no refuta la hipótesis de desigualdad de género; la confirma de manera indirecta al evidenciar la existencia de un mecanismo de selección endógena. Esta evidencia descriptiva motiva y justifica empíricamente el uso del modelo de Heckman en lugar de una especificación MCO estándar, así como la inclusión de la carga de cuidados como variable de exclusión en la ecuación de selección.

Cuadro 3. 11 Análisis del trabajo de cuidados según características sociodemográficas e intensidad del cuidado en México, 2019 y 2023

Característica	2019		2023	
	Realiza cuidados (%)	Cuidado no remunerado (%)	Realiza cuidados (%)	Cuidado no remunerado (%)
Total	64.23	32.24	60.45	29.06
<i>Sexo</i>				
Hombre	33.38	21.61	32.02	21.61
Mujer	82.63	38.58	78.01	38.58
<i>Edad</i>				
18–24	45.41	26.56	40.98	21.92
25–34	67.78	48.17	63.28	42.99
35–44	72.95	38.04	69.00	35.62
45–54	68.53	21.00	65.00	20.52
55–64	67.58	17.26	65.00	17.50
<i>Escolaridad</i>				
Sin instrucción	23.89	23.89	66.99	23.30
Primaria	31.53	31.53	69.16	28.48
Secundaria	38.92	38.92	68.06	35.51
Media superior	31.79	31.79	57.90	29.27
Licenciatura	26.01	26.01	49.22	22.95
Posgrado	30.90	30.90	54.87	24.19
<i>Estado conyugal</i>				
Casado	75.50	41.50	72.07	37.91
Divorciado	69.69	30.85	65.95	30.19
Viudo	78.03	25.23	75.04	25.90
Soltero	39.69	14.59	37.68	13.50
<i>Intensidad del cuidado (%)</i>				
Horas semanales	2019 Hombre No remun.	2019 Mujer No remun.	2023 Hombre No remun.	2023 Mujer No remun.
No cuida	78.39	61.42	80.91	64.79
Baja (1–14 hrs)	17.47	16.41	14.72	16.53
Media (15–28 hrs)	3.5	13.74	3.4	11.42
Alta (29–56 hrs)	0.6	7.95	0.91	6.55
Muy alta (>56 hrs)	0.04	0.47	0.07	0.71

Promedio de horas semanales

Sexo	2019 Realiza	2019 No remun.	2023 Realiza	2023 No remun.
Hombres	6	12	6	13
Mujeres	9	33	9	31

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023.

Notas: Los valores se expresan en porcentajes, excepto el promedio de horas semanales que se reporta en horas. La columna "Realiza cuidados" indica la proporción de personas que sí realizan actividades de cuidado; "Cuidado no remunerado" se refiere a actividades de cuidado realizadas sin recibir pago. Los porcentajes complementarios (quienes no realizan cada tipo de cuidado) se omiten por brevedad.

Los resultados del Cuadro 3.12. evidencian que la desigual distribución del trabajo de cuidados no remunerado en México constituye un fenómeno estructural que persiste en el tiempo. En 2019, las mujeres dedicaban en promedio 30.21 horas semanales al trabajo no remunerado, frente a 7.88 horas de los hombres; para 2023, aunque se observa una ligera reducción en la carga femenina (28.04 horas) y un incremento marginal en la masculina (8.19 horas), la brecha continúa siendo profundamente desigual. En términos relativos, las mujeres siguen destinando más de tres veces el tiempo que los hombres a estas actividades. Esto indica que, pese a pequeños ajustes, la división sexual del trabajo doméstico y de cuidados permanece prácticamente intacta. En términos anuales, esta carga representa aproximadamente 1,456 horas de trabajo no remunerado para las mujeres, lo que equivale a una cantidad sustantiva de tiempo que restringe sus posibilidades de inserción laboral, acumulación de experiencia y generación de ingresos.

Cuadro 3. 12 Estadísticas descriptivas de las variables de cuidado por sexo y edad, y su relación con la participación laboral, México 2019 y 2023

Variable / Categoría	2019			2023		
	Hombres	Mujeres	Δ M/H	Hombres	Mujeres	Δ M/H
<i>Horas semanales promedio de trabajo no remunerado, por sexo</i>						
Cuidado directo (niños/ancianos/enfermos)	2.28	7.90	3.46	2.25	7.07	3.14
Llevar miembros del hogar	0.26	0.79	3.04	0.31	0.74	2.39
Quehaceres del hogar	5.34	21.52	4.03	5.63	20.24	3.60
Total trabajo no remunerado	7.88	30.21	3.83	8.19	28.04	3.42
<i>Tasa de participación laboral (%) por carga total de cuidados</i>						
Sin carga (0 hrs)	90.55	76.01	14.5 pp	90.45	73.73	16.7 pp
Baja (1–14 hrs)	76.89	59.38	17.5 pp	77.66	61.98	15.7 pp
Media (15–28 hrs)	77.17	48.64	28.5 pp	77.25	51.00	26.3 pp
Alta (29–56 hrs)	65.32	26.97	38.4 pp	71.18	27.04	44.1 pp
Muy alta (>56 hrs)	37.57	11.41	26.2 pp	50.81	13.79	37 pp

Horas semanales promedio dedicadas al cuidado por mujeres, según grupo etario, México 2019 y 2023

Edad	2019		2023	
	Cuidado directo	Total no remunerado	Cuidado directo	Total no remunerado
18–24 años	8.30 hrs	23.86 hrs	6.65 hrs	20.54 hrs
25–34 años	12.95 hrs	35.16 hrs	11.60 hrs	32.04 hrs
35–44 años	8.16 hrs	33.02 hrs	7.74 hrs	30.92 hrs
45–54 años	3.95 hrs	28.81 hrs	4.11 hrs	27.85 hrs
55–64 años	3.59 hrs	28.02 hrs	3.63 hrs	27.41 hrs

Personas que perdieron o dejaron el empleo por responsabilidades de cuidado, por sexo, México 2019 y 2023

Sexo	2019		2023	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Hombres	674	0.75%	735	0.73%
Mujeres	20,512	18.66%	20,764	16.70%

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

Notas: Todos los estimadores se calculan con factor de expansión y son representativos a nivel nacional. Las horas se reportan en horas por semana; los demás valores son porcentajes. "Cuidado directo" incluye el cuidado no remunerado de niños, ancianos y enfermos. "Quehaceres con carga sustantiva" se define como ≥ 14 horas semanales en labores del hogar. "Carga sustantiva de cuidados" agrupa a personas que realizan cuidado directo o quehaceres con carga sustantiva. La "carga total" agrupa las horas totales semanales en trabajo no remunerado en cinco categorías. La variable de exclusión "perdió/dejó empleo por cuidado" identifica a personas que reportan haber abandonado o no buscado empleo por responsabilidades de cuidado. El símbolo "—" indica que la categoría no aplica.

Asimismo, la relación entre carga de cuidados y participación laboral muestra un patrón particularmente contundente. A medida que aumenta la intensidad del trabajo de cuidados, la participación en el mercado laboral disminuye de forma sistemática, siendo este efecto considerablemente más severo para las mujeres. En 2023, los hombres sin carga de cuidados registraron una participación laboral de 90.45 por ciento, mientras que aquellos con cargas elevadas descendieron a 50.81%, lo que representa una caída de 39.6 puntos porcentuales. En contraste, las mujeres pasaron de una participación de 73.73 por ciento sin carga de cuidados a apenas 13.79 por ciento cuando la carga era muy alta, equivalente a una reducción de 59.9 puntos porcentuales. Este comportamiento sugiere que el trabajo de cuidados no constituye únicamente una variable asociada a decisiones individuales de oferta laboral, sino un mecanismo estructural que limita de manera diferenciada la permanencia femenina en el mercado de trabajo (Pedrero, 2018).

El análisis por ciclo de vida refuerza esta interpretación. La mayor carga de trabajo no remunerado para las mujeres se concentra entre los 25 y 34 años, etapa en la que alcanzan promedios de 35.16 horas semanales en 2019 y 32.04 horas en 2023. Este periodo coincide con una fase crítica de acumulación de capital humano, experiencia laboral y consolidación profesional, por lo que las restricciones de tiempo asociadas al cuidado pueden generar efectos persistentes sobre las trayectorias laborales y salariales femeninas. Mientras tanto, los hombres presentan una carga relativamente estable, fluctuando entre 7 y 9 horas semanales a lo largo

del ciclo de vida. Esta divergencia sugiere que la relación entre edad, participación laboral y cuidados opera de forma diferenciada por sexo, lo que aporta sustento empírico para incorporar controles demográficos e incluso posibles interacciones en el análisis econométrico.

De igual forma, los datos muestran que el cuidado no constituye un fenómeno marginal entre las mujeres en edad laboral, sino una condición ampliamente generalizada. En 2019, 90.34 por ciento de las mujeres entre 35 y 44 años registraban carga sustantiva de cuidados, mientras que en 2023 esta proporción permanecía en 85.51 por ciento. Esto implica que el cuidado no puede entenderse como una circunstancia excepcional o residual, sino como una característica estructural de la experiencia femenina en edades productivas. Bajo esta evidencia, cualquier análisis de participación laboral femenina que omita explícitamente la dimensión del cuidado corre el riesgo de incurrir en sesgos de especificación.

Finalmente, destaca la marcada asimetría de género en la desvinculación laboral asociada a responsabilidades de cuidado. Mientras que la proporción de hombres que reportaron haber perdido o dejado un empleo por motivos de cuidado fue prácticamente nula (0.75 por ciento en 2019 y 0.73 por ciento en 2023), entre las mujeres esta situación alcanzó 18.66 por ciento y 16.70 por ciento respectivamente. En términos sustantivos, esto significa que aproximadamente una de cada seis mujeres ha experimentado interrupciones laborales vinculadas al cuidado, frente a una incidencia prácticamente inexistente entre los hombres. Esta diferencia refleja con claridad cómo las restricciones temporales derivadas del trabajo de cuidados operan de manera profundamente desigual y constituyen un factor central en la explicación de la exclusión femenina del mercado laboral.

Se infiere que, la evidencia presentada confirma que el trabajo de cuidados no remunerado constituye un determinante estructural de las desigualdades laborales de género, afectando no solo la participación en el mercado laboral, sino también las trayectorias de acumulación de capital humano y autonomía económica de las mujeres.

El Cuadro 3.13 muestra la variación sustancial en las tasas de participación laboral según las características sociodemográficas y la carga de cuidados, lo cual confirma la pertinencia empírica de modelar explícitamente la decisión de participación. En particular, la diferencia de 26 puntos porcentuales en la participación entre quienes realizan y no realizan cuidados (47.10 por ciento vs. 71.75 por ciento en 2023) constituye evidencia descriptiva robusta de que el cuidado no remunerado actúa como un determinante de primer orden de la

decisión de oferta laboral. Esto sustenta su inclusión como variable de exclusión en la ecuación de selección del modelo de Heckman.

Cuadro 3. 13 Participación en el mercado laboral por características sociodemográficas y carga de cuidados, México 2019 y 2023

Variable / Categoría	2019		2023	
	No participa (%)	Participa (%)	No participa (%)	Participa (%)
Población total	60,777,155		64,289,815	
Tasa de participación laboral	42.82	57.18	40.75	59.25
<i>Sexo</i>				
Hombre	21.35	78.65	21.01	78.99
Mujer	60.03	39.97	56.39	44.00
<i>Edad</i>				
18–24	54.46	45.54	53.00	47.15
25–34	34.51	65.49	32.00	68.00
35–44	33.52	66.48	31.00	69.18
45–54	38.80	61.20	36.09	63.91
55–64	60.42	39.58	58.34	41.66
<i>Escolaridad</i>				
Sin instrucción	66.79	33.21	64.67	35.33
Primaria	51.30	48.70	49.90	50.10
Secundaria	41.41	58.59	40.43	59.57
Media superior	42.42	57.58	40.83	59.17
Licenciatura	36.42	63.58	34.22	65.78
Posgrado	17.07	82.93	16.59	83.41
<i>Estado conyugal</i>				
Casado(a)	44.07	55.93	41.95	58.05
Divorciado(a)	30.92	69.08	28.36	71.64
Viudo(a)	53.97	46.03	52.88	47.12
Soltero(a)	41.90	58.10	40.21	59.79
<i>Realiza cuidados</i>				
No	29.18	70.82	28.25	71.75
Sí	55.44	44.56	52.90	47.10
<i>Realiza cuidados no remunerados</i>				
No	42.71	57.29	40.05	59.95
Sí	53.07	46.93	50.75	49.25
<i>Indicadores condicionales a la participación</i>				
Indicador	2019		2023	
Salario por hora (MXN)	\$37.37		\$50.77	
Salario por mes (MXN)	\$5,782		\$7,994	
Horas trabajadas/semana — Hombre	45.74		46.21	
Horas trabajadas/semana — Mujer	38.43		39.64	

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

Notas: Los valores corresponden a porcentajes calculados al interior de cada categoría; los renglones suman 100% horizontalmente dentro de cada año. "Participa" se refiere a personas activas en el mercado laboral remunerado; "No participa" agrupa a quienes están fuera de la fuerza laboral o desempleadas. Los indicadores condicionales a la participación reportan promedios calculados únicamente sobre la población ocupada. Las cifras de salario se expresan en pesos mexicanos (MXN) corrientes.

El Cuadro 3.13 respalda la incorporación de la variable de cuidados en la ecuación de selección del modelo de Heckman, ya que su efecto parece concentrarse principalmente en la probabilidad de participación en el mercado laboral, antes que en la determinación salarial de quienes ya se encuentran insertos en una ocupación remunerada. En este sentido, las responsabilidades de cuidado operan como una restricción que condiciona el acceso al empleo, influyendo directamente en la decisión de participar o no en la actividad económica.

En este sentido, el comportamiento observado según estado conyugal resulta particularmente revelador. Las personas divorciadas registran mayores niveles de participación laboral 69.08 por ciento en comparación con las personas casadas con un 55.93 por ciento y viudas 46.03 por ciento. Este patrón sugiere que la organización intra-hogar de las responsabilidades productivas y reproductivas podría estar operando de manera diferenciada según la estructura familiar. En los hogares con pareja, la menor participación podría reflejar una asignación especializada de roles, donde uno de los integrantes se concentra en el trabajo remunerado y el otro en las tareas domésticas y de cuidado no remunerado. Esta interpretación es consistente con la teoría económica de la familia desarrollada por Becker (1981), quien plantea que los hogares tienden a organizarse bajo esquemas de especialización intrafamiliar con base en ventajas comparativas, distribuyendo el tiempo entre actividades de mercado y producción doméstica con el objetivo de maximizar el bienestar del hogar. En este sentido, las personas sin pareja podrían enfrentar menores posibilidades de especialización doméstica, lo que incrementa la necesidad de insertarse en el mercado laboral como principal fuente de sustento económico.

3.6 Variables de control.

Para la estimación del modelo se incorporan variables de control a nivel individual, del hogar y del contexto laboral, las cuales inciden en la determinación de los salarios y permiten aislar el efecto de las variables de interés.

Cuadro 3. 14 Variables de control

Categoría	Variable	Descripción	Tipo
Características individuales y del hogar	Sexo	Variable original de sexo reportada por la ENOE (1 = hombre, 2 = mujer).	Categórica binaria
	Mujer	Identifica a la mujer (1 = mujer, 0 = hombre)	Categórica binaria

Categoría	Variable	Descripción	Tipo
Composición del hogar	Edad	Edad del individuo	Continua
	Edad ²	Cuadrado de la edad para captar no linealidades	Continua
	Estado conyugal	Situación conyugal agrupada (casado, divorciado, viudo, soltero)	Categórica
	Casado	Casado o en unión libre (1 = Sí, 0 = No)	Categórica binaria
	Parentesco	Relación con la jefatura del hogar	Categórica
	Jefatura del hogar	Jefe(a) del hogar (1 = Sí, 0 = No)	Categórica binaria
	Tipo de hogar	Hogar biparental (1 = Sí, 0 = No)	Categórica binaria
	Tamaño de la localidad	Localidad rural (1 = rural, 0 = urbana)	Categórica binaria
	Región	Región económica del país (Sur-sureste, Centro, Centro-occidente, Noreste, Noroeste)	Categórica
	Miembros 0-5 años	Número de miembros del hogar de 0 a 5 años	Continua
	Miembros 6-11 años	Número de miembros del hogar de 6 a 11 años	Continua
	Miembros 12-17 años	Número de miembros del hogar de 12 a 17 años	Continua
	Miembros 18-44 años	Número de miembros del hogar de 18 a 44 años	Continua
	Miembros 45-64 años	Número de miembros del hogar de 45 a 64 años	Continua
	Miembros 65 años o más	Número de miembros del hogar de 65 años o más	Continua
	Total de miembros	Total de miembros del hogar	Continua
	Hogar con menores	Presencia de menores en el hogar (1 = Sí, 0 = No)	Categórica binaria
	Número de hijos en el hogar	Número de hijos que residen en el hogar	Continua
	Edad del hijo menor	Edad del hijo más chico del hogar	Continua
	Adultos mayores en el hogar	Número de personas de 65 años o más en el hogar	Continua
Capital humano	Carga de dependientes	Carga potencial de dependientes en el hogar	Categórica
	Educación	Años de escolaridad formal aprobados	Continua
	Nivel educativo	Nivel educativo agrupado (sin instrucción a posgrado)	Categórica

Categoría	Variable	Descripción	Tipo
Trabajo de cuidados	Experiencia potencial	Aproximación a la experiencia laboral acumulada (edad – escolaridad – 6)	Continua
	Experiencia ²	Cuadrado de la experiencia para captar concavidad	Continua
	Horas de cuidado	Horas semanales de cuidado directo no remunerado	Continua
Características laborales	Cuida personas	Cuida niños, ancianos o enfermos sin pago (1 = Sí, 0 = No)	Categórica binaria
	Asalariado	Trabajador asalariado (1 = Sí, 0 = No)	Categórica binaria
	Informalidad	Sin acceso a seguridad social (1 = informal, 0 = formal)	Categórica binaria
	Tipo de jornada	Número de horas trabajadas por semana	Continua
	Autoempleado	Trabajador por cuenta propia (1 = Sí, 0 = No)	Categórica binaria

3.7 Técnicas econométricas.

Desde la perspectiva del capital humano, Borjas (2016) señala que los rendimientos de la escolaridad estimados mediante ecuaciones salariales tipo Mincer pueden estar sesgados por la correlación entre la educación y habilidades no observadas, fenómeno conocido como sesgo por habilidad. Sin embargo, evidencia reciente sugiere que esta heterogeneidad no observada no responde únicamente a diferencias individuales, sino también a restricciones estructurales que condicionan la conversión del capital humano en ingresos laborales. En este sentido, Yaschine y Orozco (2025) documentan que las responsabilidades de cuidado no remunerado introducen un mecanismo adicional de sesgo al generar una participación no aleatoria en el mercado laboral y una compresión de los retornos a la educación, particularmente entre las mujeres. Mediante la estimación de ecuaciones salariales con corrección por selección muestral (Heckman, 1979) e interacciones entre escolaridad y cuidado, muestran que, aun controlando por educación y experiencia, el cuidado reduce de manera significativa la prima salarial asociada a mayores niveles educativos. Así, el diferencial en los retornos no refleja exclusivamente diferencias en habilidad innata como plantea el enfoque clásico, sino una “habilidad productiva efectiva” mediada por restricciones de tiempo, trayectorias laborales interrumpidas y arreglos institucionales de provisión de cuidados. En consecuencia, el sesgo

tradicionalmente atribuido a la habilidad puede reinterpretarse como un sesgo inducido por la organización social del cuidado, que limita sistemáticamente los rendimientos del capital humano femenino, especialmente en contextos caracterizados por sistemas de bienestar débiles y alta informalidad laboral. En este sentido para investigar el efecto de los cuidados no remunerados en los salarios de las mujeres estimamos una ecuación salarial ampliada tipo Mincer.

3.7.1 Estimación del modelo minceriano.

$$\ln w = \beta s + \delta_1 t + \delta_2 t^2 + X_1 \gamma + \varepsilon_i \quad (12)$$

Donde:

- $\ln w$: salario del trabajador i
- s_i : años de educación
- t_1 : años de experiencia laboral
- t^2_i : años de experiencia laboral al cuadrado
- X_1 : vector de otras variables explicativas
- ε_i : término de error

La experiencia laboral se introduce como término lineal y cuadrático para captar la concavidad del salario a lo largo del ciclo de vida.

La ecuación de salarios se especifica como

$$\ln w = X_i \beta + \delta \lambda_i + \epsilon_i \quad (13)$$

Donde:

X_i : interacción mujer-cuidados y controles

λ_i : inverso de Mills, derivado de la ecuación de selección

ϵ_i : término de error

La significancia de δ indica la presencia de sesgo de selección.

3.7.2 Modelo econométrico.

Recordar que la forma clásica de una ecuación salarial está especificada en la ecuación (1), que se puede reescribir de la siguiente manera

$$\ln(w_i) = \beta s_i + \delta_1 t_i + \delta_2 t_i^2 + X_i \gamma + \varepsilon_i \quad (14)$$

Donde la experiencia laboral se introduce como término lineal y cuadrático para captar la concavidad del salario a lo largo del ciclo de vida.

Entonces la extensión del modelo es la siguiente

$$\ln(w)_i = \beta_0 + \beta_1 \text{escol}_i + \beta_2 \text{exper}_i + \beta_3 \text{exper}_i^2 + \beta_4 \text{Cuida}_i + \sum_{r=1}^5 \beta_{5r} \text{Region}_{r,i} + \beta_6 \text{rural}_i + \beta_7 \lambda_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

Uno de los objetivos es estimar el efecto en mujeres, teniendo una especificación parsimoniosa

Donde:

$$\ln(w)_i = \beta_0 + \beta_1 \text{educ}_{it} + \beta_2 \text{exper}_{it} + \beta_3 \text{exper}_{it}^2 + \beta_4 \text{mujer} + \beta_5 \text{cuidados}_i + \beta_6 (\text{mujer} \times \text{cuidados}) + \beta_7 \text{regiones}_i + \beta_8 \text{rural}_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Este marco se basa en la compensación neoclásica entre ingresos y ocio descrita en el marco teórico, en la que el cuidado se trata como una restricción de la oferta de mano de obra disponible (Jenkins, 1992; Gronau, 1977; Hartog y Theeuwes, 1986).

No obstante, la estimación de una ecuación salarial mediante MCO puede generar estimadores sesgados cuando la muestra observada no es aleatoria. En este estudio, el salario solo se observa para la población ocupada y la probabilidad de participar en el mercado laboral está correlacionada con las responsabilidades de cuidado, particularmente en el caso de las mujeres. Esta selección no aleatoria implica que el término de error de la ecuación salarial esté correlacionado con el proceso de participación, violando el supuesto de exogeneidad. Para corregir este problema se emplea el procedimiento de selección muestral de Heckman, que permite obtener estimaciones consistentes al modelar explícitamente la decisión de participación laboral.

De acuerdo con la extensión del modelo de oferta laboral, se presenta una relación bidireccional en el tiempo de cuidados y la oferta laboral, debido a que, como mencionan Sinha et al. (2024), el tiempo de cuidados puede estar afectando la oferta laboral, pero también una disminución en la oferta laboral afecta de manera positiva el tiempo dedicado a cuidados. Por lo anterior se plantea el modelo con el uso de variables instrumentales para solucionar problemas de endogeneidad que pueda presentar. La metodología por utilizar permitirá obtener mejores resultados o estimaciones más sólidas sobre el efecto del tiempo de los cuidados en adultos mayores y la oferta laboral.

3.7.3 Procedimiento de dos pasos de Heckman.

El modelo de selección de Heckman descansa sobre un supuesto fundamental para su correcta identificación econométrica: la existencia de variables que influyan en la decisión de participar en el mercado laboral asalariado, pero que no afecten de manera directa la determinación del salario una vez condicionada la inserción laboral (Heckman, 1979). Estas variables, conocidas como restricciones de exclusión o instrumentos de selección, son esenciales para garantizar una identificación empírica robusta del modelo. La literatura econométrica aplicada ha señalado que, cuando la identificación depende exclusivamente de la no linealidad funcional de la ecuación probit es decir, cuando las mismas variables explicativas se incluyen simultáneamente en la ecuación de selección y en la ecuación salarial, las estimaciones del modelo de Heckman pueden presentar problemas de identificación débil, reflejados en alta varianza de los estimadores, inestabilidad paramétrica y valores extremos del coeficiente de correlación ρ , incluyendo convergencia hacia soluciones de frontera cercanas a ± 1 , las cuales carecen de una interpretación económica sustantiva (Puhani, 2000; Sartori, 2003).

De este modo las especificaciones de identificación del modelo de selección suponen:

Valor de rho	Tipo de selección	Interpretación
(rho > 0)	Selección positiva	Participan quienes tienen características no observadas asociadas con mayores salarios
(rho < 0)	Selección negativa	Participan quienes tienen características no observadas asociadas con menores salarios
(rho = 0)	Sin selección	No hay sesgo de selección

Siguiendo el enfoque de dos pasos de Heckman, la identificación del modelo depende principalmente de la forma funcional a menos que se disponga de restricciones de exclusión válidas (López-Rodríguez, 2026). En el presente análisis se emplean como variables de exclusión el número de miembros del hogar de 0 a 5 años, la presencia de adultos mayores de 65 años y más en el hogar, y la edad junto con su término cuadrático, las cuales se incluyen únicamente en la ecuación de selección y se excluyen de la ecuación salarial. La justificación teórica de esta estrategia se fundamenta en la teoría de la oferta laboral del hogar, la cual sostiene que la decisión de participar en el mercado de trabajo responde no únicamente a incentivos individuales, sino también a restricciones de tiempo y a la organización intrafamiliar de las responsabilidades productivas y reproductivas (Becker, 1965; Mincer, 1962). Desde esta

perspectiva, la composición demográfica del hogar constituye un determinante plausible de la participación laboral, particularmente en contextos donde las responsabilidades de cuidado se distribuyen de manera desigual por género. Sin embargo, no se espera que estas variables incidan de forma directa sobre el salario de mercado condicional al empleo, cuya determinación depende principalmente de atributos productivos individuales como educación y experiencia laboral, así como de características estructurales del mercado de trabajo, como la región de residencia o el sector económico.

Adicionalmente, el estado civil (casada, divorciada, viuda, con soltera como categoría de referencia) se incluye también únicamente en la ecuación de selección, bajo el argumento de que la situación conyugal condiciona la decisión de participación a través de la especialización intrahogar de responsabilidades (Becker, 1965). Sin embargo, esta variable constituye una restricción de exclusión comparativamente más débil que las anteriores, dado que la literatura ha documentado que el estado civil puede incidir directamente sobre el salario observado por ejemplo, a través de la prima salarial asociada al matrimonio en el caso de los hombres y no exclusivamente sobre la probabilidad de participación. Se reconoce esta limitación de manera explícita, siguiendo la recomendación de interpretar los resultados del modelo de selección con cautela cuando las restricciones de exclusión disponibles no son enteramente robustas.

Cabe mencionar que se exploraron alternativas de identificación más directamente vinculadas al cuidado como no haber buscado empleo por falta de quien cuidara, la pérdida del empleo por responsabilidades de cuidado, o la ausencia laboral reciente por esta misma razón, disponibles en el módulo ampliado de la ENOE. Sin embargo, estas variables mostraron insuficiente variación o poder explicativo dentro del modelo de selección, por lo que se optó por la especificación basada en la composición demográfica del hogar aquí presentada. A diferencia de estudios que disponen de instrumentos específicos de la encuesta, no existe en la ENOE una variable equivalente que afecte inequívocamente la participación sin incidir potencialmente sobre el salario. En ausencia de tales instrumentos, la validez de la restricción de exclusión se evalúa de manera *ex post*

Por su parte, la inclusión de la edad y su término cuadrático en la ecuación de selección, en lugar de la experiencia potencial, responde a criterios de consistencia econométrica. Dado que la experiencia potencial se construye como una función lineal de la edad y la escolaridad ($\text{experiencia} = \text{edad} - \text{escolaridad} - 6$), su incorporación simultánea podría generar problemas de colinealidad estructural que afectarían la estabilidad de las estimaciones. En este sentido, la

edad opera como un proxy razonable del ciclo de vida laboral en la ecuación de selección, capturando variaciones asociadas a la propensión a participar en el empleo asalariado.

La validez empírica de esta estrategia de identificación se evalúa de manera ex post mediante dos criterios complementarios. En primer lugar, los coeficientes estimados de correlación entre los términos de error de ambas ecuaciones se mantienen dentro de rangos económicamente plausibles ($\rho = -0.1917$ en 2019 y $\rho = -0.2538$ en 2023), alejándose de los límites del espacio paramétrico y descartando indicios de identificación débil o soluciones degeneradas del modelo. Mientras que en la especificación exclusiva para mujeres dichos valores, aunque de menor magnitud, conservan el mismo signo ($\rho = -0.082$ en 2019 y $\rho = -0.100$ en 2023). Este comportamiento resulta metodológicamente coherente, ya que al restringir la muestra únicamente a mujeres se reduce parte de la heterogeneidad estructural asociada a las diferencias de género observadas en el modelo conjunto; sin embargo, la persistencia del signo negativo confirma que el problema de selección no desaparece dentro del propio mercado laboral femenino. En segundo término, el test de razón de verosimilitud rechaza de manera contundente la hipótesis nula de independencia entre la ecuación de selección y la ecuación salarial ($\chi^2 = 20.43$, $p < 0.001$ en 2019; $\chi^2 = 63.21$, $p < 0.001$ en 2023), lo que confirma la existencia de correlación entre ambos procesos y valida empíricamente la pertinencia de utilizar un modelo de selección muestral frente a estimaciones convencionales por Mínimos Cuadrados Ordinarios (Wooldridge, 2010).

La ecuación de selección de la primera etapa se estima como un modelo probit sobre qué factores determinan la participación. Aquí se obtienen los pseudo-residuos y se construye la inversa del cociente de Mill (inverse Mills ratio):

$$\lambda_i = \frac{\phi[w_i\gamma]}{\Phi[w_i\gamma]} \quad (17)$$

En la primera etapa, además de los controles incluidos en la segunda, se debe de incluir una variable que afecte la probabilidad de participar pero que no esté relacionada con nuestra variable de interés final. Para nuestro caso una variable podría ser el número de hijos menores de 6 años.

En la segunda etapa se estima un modelo por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) donde se incluye información obtenida de la primera etapa:

$$y_i = x_i\beta + \theta\lambda_i + \zeta_i \quad (18)$$

La ecuación de selección modela la participación en el mercado laboral, definida como la pertenencia a la población económicamente activa (PEA), siguiendo la definición oficial de la ENOE. La ecuación salarial se estima únicamente para la población ocupada

Del tal modo que:

$$\begin{aligned} \text{partmlab} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{mh0_5}_i + \gamma_2 \text{mh65}_i + \gamma_3 \text{edad}_i + \gamma_4 \text{edad}_i + \gamma_5 \text{Cuida}_i + \gamma_6 \text{escol}_i \\ & + \sum_{r=2}^5 \gamma_{7r} \text{Region}_{r,i} + \gamma_8 \text{rural}_i + \gamma_9 \text{casado}_i + \gamma_{10} \text{divorciado}_i + \gamma_{11} \text{viudo}_i \\ & + u_i \quad (19) \end{aligned}$$

$$u_i \sim N(0,1)$$

$$\text{partmlab}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \text{partmlab}_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } \text{partmlab}_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Este marco se basa en la compensación neoclásica entre ingreso y ocio, en la que el cuidado se trata como una restricción de la oferta de mano de obra disponible (Borjas, 2016; Cahuc et al., 2014). Sin embargo, estimar una ecuación salarial con MCO puede dar lugar a coeficientes sesgados, ya que las mujeres con mayores responsabilidades de cuidado son menos propensas a participar en el mercado laboral. Para abordar esta participación no aleatoria, aplicamos la corrección de selección de Heckman.

La ecuación de resultados de la segunda etapa ajusta los determinantes salariales utilizando la relación inversa del Mills (λ):

$$\begin{aligned} \ln w = & \Delta_0 + \Delta_1 \text{educación} + \Delta_2 \text{exper} + \Delta_3 \text{exper}^2 + \Delta_5 \text{mujer} + \Delta_6 \text{cuidado} \\ & + \Delta_7 \text{mujer} * \text{cuidados} + \Delta_8 \text{regiones} + \Delta_9 \text{rural} + \epsilon_i \\ & + \quad (\lambda) \quad (20) \end{aligned}$$

Este enfoque proporciona una corrección del sesgo de selección

3.7.4 Modelo combinado con dummy temporal.

$$\begin{aligned} \ln w = & \beta_0 + \beta_1 \text{Cuidados}_{it} + \beta_2 \text{Year}_{2023} + \beta_3 (\text{Cuidados}_{it} \times \text{Year}_{2023}) + \beta_4 \text{Mujer}_i \\ & + \beta_5 (\text{Mujer}_i \times \text{IndiceCuidados}_{it}) + X_{it} \beta + \epsilon_{it} \quad (21) \end{aligned}$$

donde los coeficientes clave son:

$$\beta_3 \text{ y } \beta_5$$

Que miden el cambio en el efecto de cuidado entre 2019 y 2023.

CAPÍTULO IV. ANÁLISIS DE RESULTADOS

4.1 Justificación del modelo.

Antes de la estimación econométrica, el análisis descriptivo ofrece una primera aproximación a la relación entre trabajo de cuidados no remunerado e ingresos laborales. Como se observa en el Cuadro 4.1, en todos los grupos etarios considerados, las personas que realizan actividades de cuidado no remunerado presentan ingresos laborales mensuales inferiores respecto de quienes no reportan dichas responsabilidades. Este patrón se mantiene de manera consistente tanto en 2019 como en 2023, sugiriendo que el trabajo de cuidados no constituye una condición económicamente neutral, sino una posible fuente de penalización sobre los resultados laborales observables.

Cuadro 4. 1 Ingreso laboral mensual según condición de cuidados y grupo de edad, México, 2019-2023

Edad	2019		2023	
	Sin cuidados	Con cuidados no remunerados	Sin cuidados	Con cuidados no remunerados
18-24	2,144.14	1,831.00	3,026.83	2,610.68
25-34	3,862.79	3,077.00	5,696.82	4,432.04
35-44	4,058.13	3,641.06	5,855.46	4,952.22
45-54	3,755.95	2,912.00	5,322.47	4,190.28
55-64	2,302.03	1,191.93	3,233.13	2,058.14

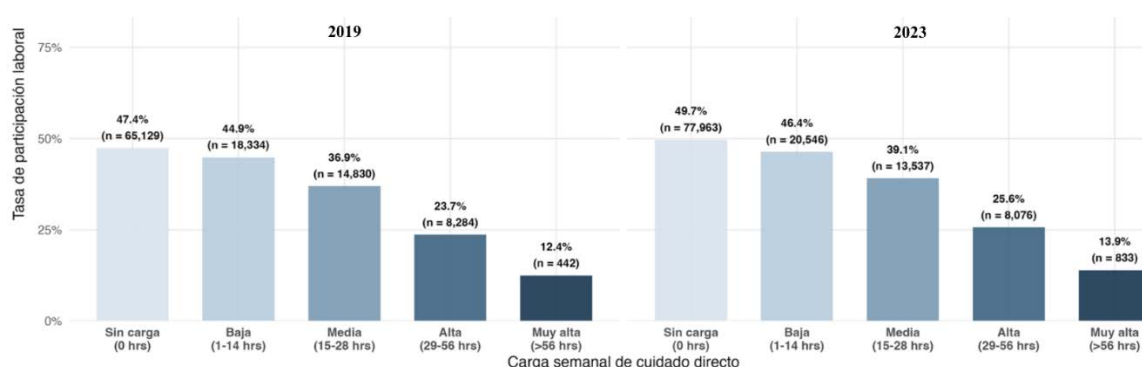
Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

La magnitud de las diferencias observadas en el análisis descriptivo constituye una primera evidencia de la posible penalización económica asociada al trabajo de cuidados no remunerado (Duval Hernández, 2025; Van Houtven et al., 2013; Talamas Marcos, 2023). En 2019, por ejemplo, las personas de entre 25 y 34 años que no realizan actividades de cuidado registran un ingreso mensual promedio de \$3,862, mientras que quienes sí asumen dichas responsabilidades perciben alrededor de \$3,077, lo que representa una diferencia aproximada de 20.3%. Esta brecha se amplía de manera considerable en los grupos de mayor edad, alcanzando reducciones cercanas al 48.2% entre personas de 55 a 64 años. Un comportamiento similar se observa en 2023, donde los ingresos continúan siendo sistemáticamente menores entre quienes realizan trabajo de cuidados. Este patrón sugiere que el costo económico asociado al cuidado no solo es persistente, sino potencialmente acumulativo a lo largo del ciclo de vida,

en un contexto donde las responsabilidades de atención suelen intensificarse conforme aumenta la presencia de personas dependientes dentro del hogar.

Dado lo anterior, estas diferencias descriptivas, aunque ilustrativas, no permiten establecer por sí mismas una relación causal entre el trabajo de cuidados y el ingreso laboral. Quienes realizan actividades de cuidado no constituyen necesariamente un grupo comparable con quienes no lo hacen, ya que factores como la escolaridad, la experiencia laboral, la composición del hogar, la edad, el género o características no observadas vinculadas con la participación laboral pueden influir simultáneamente tanto en la probabilidad de asumir responsabilidades de cuidado como en los niveles de ingreso observados. Adicionalmente, existe un problema metodológico central: los ingresos laborales únicamente se observan para quienes efectivamente participan en el mercado laboral remunerado. Si el trabajo de cuidados restringe o incluso impide dicha participación particularmente entre las mujeres, analizar exclusivamente a quienes reportan ingresos podría generar estimaciones sesgadas al excluir precisamente a quienes enfrentan mayores barreras de inserción laboral. En este sentido, las brechas observadas constituyen una motivación empírica relevante, pero insuficiente, lo que justifica la adopción de modelos de selección muestral tipo Heckman para corregir este sesgo, así como de una descomposición Oaxaca-Blinder complementaria que permita distinguir qué proporción de las brechas observadas responde a diferencias en características observables y qué parte se asocia a factores estructurales no explicados.

Figura 4. 1 Participación laboral de la mujer según cargas de cuidados no remunerados 2019-1 y 2023-1



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

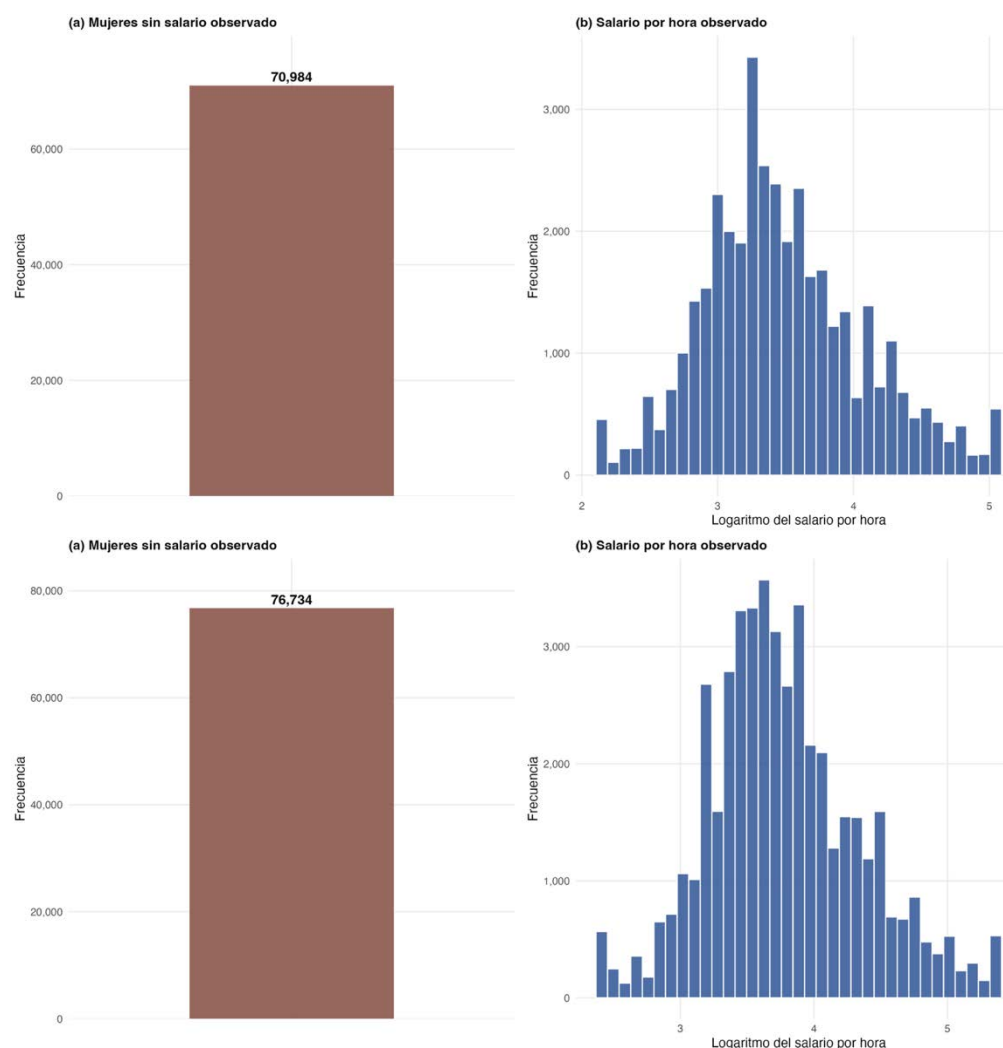
La Figura 4.1 evidencia esta relación de manera inequívoca. En ambos años de análisis, la tasa de participación laboral de las mujeres disminuye de forma idéntica conforme se

incrementa la carga semanal de cuidado directo: en 2019 pasa de 47.4 por ciento en el grupo sin carga a 12.4 por ciento en el grupo de carga muy alta, de más de 56 horas semanales, lo cual representa una caída de 35 puntos porcentuales. En 2023 el patrón se reproduce con magnitudes similares, pasando de 49.7 por ciento a 13.9 por ciento, una reducción de 35.8 puntos porcentuales. Lo más relevante es que esta caída no es lineal sino acelerada en los tramos de carga alta y muy alta: mientras la diferencia entre los grupos "sin carga" y "baja" apenas alcanza 2.5 a 3.3 puntos porcentuales, la diferencia entre los grupos "media" y "alta" supera los 13 puntos porcentuales en ambos años. Esto sugiere la existencia de un umbral crítico de horas de cuidado a partir del cual la compatibilidad entre trabajo remunerado y responsabilidades domésticas se deteriora marcadamente.

Aunado a lo anterior, la tendencia se mantiene prácticamente intacta entre 2019 y 2023, lo cual indica que el efecto observado no responde a una coyuntura específica ni al ciclo económico de la recuperación pos pandémica, sino que constituye un rasgo estructural de la economía mexicana. Esta evidencia gráfica refuerza la hipótesis central del estudio: la decisión de participar en el mercado laboral no es independiente de la carga de cuidado asumida, y por lo tanto el conjunto de mujeres efectivamente observadas en la muestra salarial constituye una subpoblación seleccionada no aleatoriamente. Esta selección endógena, motivada principalmente por las responsabilidades de cuidado, genera un sesgo en cualquier estimación que se realice únicamente sobre la población ocupada, lo cual justifica metodológicamente el uso del modelo de selección muestral propuesto por Heckman (1979), cuyos resultados se analizan más adelante.

El comportamiento observado de la Figura 4.1 evidencia que la decisión de participar en el mercado laboral se encuentra sistemáticamente condicionada por la carga de cuidado asumida en el hogar. Ahora bien, una consecuencia directa de este mecanismo de selección es que el subconjunto de mujeres efectivamente observadas en la muestra salarial no representa al conjunto poblacional de mujeres en edad productiva, sino a un grupo específico cuya decisión de participar ya ha sido filtrada por la restricción del cuidado. La Figura 4.2 hace visible esta consecuencia al contrastar, para ambos años de estudio, la magnitud de la población femenina sin salario observado frente a la distribución del salario por hora efectivamente registrado para quienes sí participan.

Figura 4. 2 Sesgo de selección en la observación de salarios femeninos: evidencia comparativa para 2019 y 2023



Fuente:Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

La Figura 4.2 pone de manifiesto una asimetría contundente. En 2019, 70,984 mujeres registradas en la muestra carecen de salario observado, lo cual significa que para una porción muy significativa de la población femenina en edad laboral no existe información salarial en los registros, ya sea porque no participan en el mercado, porque se encuentran en trabajo no remunerado, o porque su actividad económica ocurre fuera del ámbito asalariado formal. En 2023 esta cifra asciende a 76,734 mujeres, un incremento de 8.10 por ciento que supera el crecimiento poblacional documentado en el Cuadro 1.1 y Figura 1.2 del (5.78 por ciento). Esto indica que la fracción de mujeres sin salario observado no solo no disminuyó en el periodo, sino que se expandió en términos relativos, contradiciendo cualquier interpretación optimista de una mejora estructural en el acceso femenino al mercado laboral asalariado.

Por otro lado, el panel (b) de cada año muestra la distribución logarítmica del salario por hora de las mujeres que sí participan. Ambas distribuciones presentan formas

aproximadamente normales con ligera asimetría positiva, centradas en torno a logaritmos de 3.3 en 2019 y 3.7 en 2023, lo cual refleja el incremento del salario nominal documentado previamente. No obstante, la observación crítica no se encuentra en la forma de estas distribuciones sino en lo que está ausente de ellas: estas curvas representan únicamente el salario de las mujeres que lograron superar la restricción de participación, omitiendo por completo a las decenas de miles de mujeres reportadas en el panel (a) cuyo salario potencial permanece sistemáticamente sin observar.

4.2. Estimación MCO de la ecuación de Mincer.

La estrategia de estimación sigue una lógica secuencial. El modelo M1 incorpora exclusivamente variables asociadas al capital humano y características individuales básicas; el modelo M2 introduce explícitamente las variables de trabajo de cuidados no remunerado y la interacción entre género y horas de cuidado, permitiendo identificar la existencia de penalizaciones diferenciadas por sexo; finalmente, el modelo M3 añade controles territoriales y de contexto, tales como región geográfica, ruralidad y estado civil, constituyéndose en la especificación más completa utilizada en la investigación. Por esta razón, el análisis principal se desarrolla a partir del modelo M3, en ambos años ya que es la especificación que incorpora de manera simultánea las variables de interés relacionadas con el cuidado y el conjunto más amplio de controles observables. Para una comparación detallada de la evolución de los coeficientes entre especificaciones, véase Anexos.

Cuadro 4. 2 Estimación MCO de la ecuación de Mincer ampliada, modelo completo M3, México (2019 y 2023)

Variable	2019		2023	
	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
<i>Capital humano</i>				
Escolaridad	0.0694***	(0.0008)	0.0680***	(0.0008)
Experiencia	0.0256***	(0.0008)	0.0228***	(0.0007)
Experiencia ²	-0.0004***	(0.0000)	-0.0004***	(0.0000)
<i>Género y trabajo de cuidados</i>				
Mujer	-0.2516***	(0.0066)	-0.2246***	(0.0062)
Cuidados no remunerados	0.0041***	(0.0006)	0.0018***	(0.0006)
Mujer × Horas de cuidado	-0.0063***	(0.0008)	-0.0051***	(0.0007)
<i>Controles regionales (ref.: Sureste)</i>				
Centro	0.0800***	(0.0090)	0.0922***	(0.0084)
Centro-occidente	0.2366***	(0.0083)	0.2029***	(0.0077)
Noreste	0.2405***	(0.0089)	0.2704***	(0.0080)

Noroeste	0.2941***	(0.0077)	0.3184***	(0.0076)
Localidad rural	-0.1814***	(0.0084)	-0.1622***	(0.0076)
Constante	7.5738***	(0.0146)	7.9062***	(0.0140)
N	101,397		117,471	
R ²	0.2787		0.2674	
Root MSE	0.5347		0.5342	
Estadístico F	843.11		848.43	

Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), primer trimestre de 2019 y 2023 (INEGI).

Notas: Resultados del modelo MCO completo con escolaridad como variable continua (años de instrucción). Variable dependiente: logaritmo natural del ingreso laboral mensual. Los controles incluyen experiencia laboral y su cuadrado, género, horas de trabajo de cuidados, interacción Mujer × Horas de cuidado, región geográfica y tipo de localidad. Categoría regional de referencia: Sur-sureste. Root MSE = raíz del error cuadrático medio. Errores estándar robustos entre paréntesis. Estimaciones ponderadas (*pweight* = *fac*).

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10 (pruebas bilaterales).

Se estima la ecuación (16) mediante MCO, con base en los microdatos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) del primer trimestre de 2019 y 2023. Los resultados se presentan a continuación:

$$\ln(w_{2019})_i = 7.5738 + 0.0694 \text{ educ} + 0.0256 \text{ exp} - 0.0004 \text{ exp}^2 + Z\gamma + \varepsilon$$

$$\ln(w_{2023})_i = 7.9062 + 0.0680 \text{ educ} + 0.0228 \text{ exp} - 0.0004 \text{ exp}^2 + Z\gamma + \varepsilon$$

El coeficiente asociado a los años de escolaridad es 0.0694 en 2019 y 0.0680 en 2023. Dado que la variable dependiente está en logaritmos, el coeficiente se interpreta como una aproximación al cambio porcentual en el salario: cada año adicional de escolaridad está asociado con un incremento del 6.94% en el ingreso laboral mensual en 2019 y del 6.80% en 2023, manteniendo constantes los años de experiencia laboral y el resto de las variables del modelo. Esta magnitud es consistente con el rango reportado en la literatura para México, que va entre el 6 y 9 por ciento, y su relativa estabilidad entre ambos periodos es esperable, dado que los retornos educativos suelen evolucionar lentamente y responden a cambios estructurales en la oferta y demanda relativa de calificaciones, no a choques de corto plazo.

Un incremento en la experiencia laboral de, por ejemplo, 10 a 11 años se asocia con un aumento en el logaritmo del ingreso laboral mensual de 0.0172 en 2019 y 0.0144 en 2023, lo que equivale aproximadamente a incrementos de 1.72 por ciento y 1.44 por ciento, respectivamente. El término cuadrático en experiencia ($\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$) confirma la existencia de rendimientos positivos de la experiencia laboral, aunque decrecientes conforme se acumulan más años de trayectoria, validando la especificación cóncava minceriana. Al derivar la función salarial respecto a la experiencia e identificar su punto máximo, se estima que el ingreso laboral mensual alcanza su nivel máximo alrededor de los 32 años de experiencia laboral en 2019 y 28.5 años en 2023. La reducción de este punto de inflexión entre ambos periodos sugiere un

posible acortamiento del horizonte en el cual la experiencia acumulada continúa generando retornos positivos sobre el ingreso, lo que podría reflejar transformaciones recientes en la dinámica del mercado laboral mexicano. No obstante, esta interpretación debe considerarse con cautela, dado que establecer una relación con fenómenos específicos, como los efectos pospandemia, requeriría evidencia empírica adicional.

El coeficiente de la variable *Mujer* (−0.2516 en 2019; −0.2246 en 2023), reportado en el Cuadro 4.2 como parte del vector de controles *Z* de la ecuación (16), mide la brecha salarial condicional cuando las horas de cuidado son iguales a cero, dado el término de interacción *mujer* × *cuidados* incluido en el modelo. Aplicando la transformación exacta ($e^{\beta} - 1$), la brecha equivale a una reducción de 22.25 por ciento en 2019 y 20.12 por ciento en 2023 del ingreso esperado, no las cifras lineales aproximadas. Esta distinción es metodológicamente relevante porque la magnitud del coeficiente excede el umbral a partir del cual la aproximación lineal introduce sesgo.

El término de interacción *Mujer* * *cuidado* permite identificar la heterogeneidad del efecto cuidados por sexo. Los efectos marginales son:

$$\frac{\partial \ln w}{\partial \text{horas}} = \beta_{\text{cuidado}} + \beta_{\text{interacción}} * \text{mujer}$$

La significancia estadística del término de interacción ($p < 0.01$ en ambos años) rechaza la hipótesis nula de homogeneidad del efecto cuidados entre sexos. El test implícito $H_0: \beta_{\text{cuidado}} + \beta_{\text{interacción}} = 0$ para mujeres puede contrastarse formalmente con un test de Wald, y la evidencia sugiere que el efecto neto femenino es negativo y estadísticamente distinto de cero. Sin embargo, debe reconocerse que estos coeficientes son estimaciones asociativas, no causales. Las horas de cuidado son potencialmente endógenas por tres vías: (i) simultaneidad con la oferta laboral remunerada (las mujeres ajustan horas de cuidado en función del salario observado), (ii) variable omitida (preferencias por familia, salud, dinámicas intrahogar), y (iii) sesgo de selección al observar solo asalariadas. Por tanto, el coeficiente captura el efecto promedio condicional, no necesariamente el efecto causal estructural.

Los controles regionales evidencian la existencia de una marcada segmentación territorial del mercado laboral mexicano. Tomando como referencia la región Sur-sureste, todas las demás regiones presentan ingresos laborales significativamente superiores en ambos

periodos, destacando el Noroeste y el Noreste como las zonas con mayores primas salariales. Este patrón confirma que las diferencias en ingresos no dependen exclusivamente del capital humano o de características individuales, sino también de desigualdades estructurales asociadas al territorio, donde regiones con mayor dinamismo económico, integración productiva y niveles más elevados de empleo formal ofrecen retornos salariales sustancialmente superiores a los observados en el sur del país, históricamente rezagado en términos de desarrollo económico (López y Peláez, 2015). Desde la perspectiva del trabajo de cuidados, este hallazgo sugiere que la penalización económica asociada a dichas responsabilidades no opera en un vacío, sino dentro de estructuras territoriales desiguales, donde las posibilidades de compatibilizar empleo remunerado y actividades de cuidado pueden verse aún más restringidas en contextos con menores oportunidades económicas y laborales.

El coeficiente de determinación indica un nivel de ajuste consistente con lo esperado en ecuaciones salariales tipo Mincer estimadas con microdatos de corte transversal, donde la heterogeneidad individual no observada suele ser considerable. En este contexto, un valor sustancialmente mayor podría incluso sugerir la presencia de problemas de especificación, como la inclusión de variables potencialmente endógenas o altamente redundantes. Por su parte, el estadístico F supera ampliamente los valores críticos para cualquier nivel convencional de significancia estadística, lo que permite rechazar la hipótesis nula de irrelevancia conjunta de los regresores e indica que el modelo posee capacidad explicativa global. Por último, la raíz del error cuadrático medio refleja la magnitud promedio del error de predicción en términos del logaritmo del ingreso. Bajo el supuesto de normalidad de los residuales, esto implica que aproximadamente el 68% de las predicciones se encontrarían dentro de un intervalo equivalente a un factor multiplicativo de $e^{0.53} \approx 1.70$ respecto al valor observado, resultado coherente con la elevada dispersión y heterogeneidad característica de los ingresos laborales a nivel individual.

A *grosso modo*, el modelo M3 cumple con los supuestos básicos de identificación del MCO bajo el supuesto de exogeneidad estricta; No obstante, dicho supuesto resulta difícil de sostener plenamente en presencia de variables vinculadas al trabajo de cuidados y a la participación laboral, dada la posible existencia de mecanismos de selección no observados que influyan simultáneamente en la inserción laboral y en la determinación del ingreso. En este sentido, los resultados obtenidos deben interpretarse como una línea base analítica sólida que describe las correlaciones condicionales entre capital humano, género, responsabilidades de

cuidado e ingreso laboral en México. Sin embargo, dado que una interpretación estrictamente causal exige abordar explícitamente el potencial sesgo de selección muestral derivado de la participación no aleatoria en el mercado laboral, estos hallazgos constituyen una justificación econométrica clara para avanzar hacia la estimación del modelo de selección de Heckman mediante máxima verosimilitud y dos etapas desarrollado en el siguiente cuadro (Mroz, 1987; Mulligan y Rubinstein, 2008).

Una vez establecidos los resultados del modelo base y sus principales implicaciones econométricas, resulta pertinente avanzar hacia una comparación entre especificaciones que permita evaluar la estabilidad de los efectos asociados al género y al trabajo de cuidados bajo distintos supuestos de estimación. En este sentido, el Cuadro 4.3 sintetiza los coeficientes clave vinculados a estas dimensiones a partir de tres especificaciones econométricas progresivamente más exigentes, estimadas para el primer trimestre de 2019 y 2023. Esta estrategia comparativa tiene como propósito examinar la robustez de los hallazgos centrales del análisis y, particularmente, contrastar las estimaciones obtenidas mediante MCO con aquellas derivadas del modelo de selección de Heckman, el cual permite corregir el potencial sesgo de selección muestral asociado a la participación no aleatoria en el mercado laboral asalariado.

4.3 Análisis e interpretación de resultados.

**Cuadro 4. 3 Comparación econométrica de los efectos del género y del trabajo de cuidados:
MCO y modelos de selección de Heckman en conjunto**

Variable	2019			2023		
	MCO	Heckman 2E	Heckman MV	MCO	Heck. 2E	Heckman MV
<i>A. Ecuación de salarios</i>						
Mujer	-0.2516*** (0.0066)	-0.3607*** (0.0075)	-0.3674*** (0.0068)	-0.2246*** (0.0062)	-0.3249*** (0.0066)	-0.3261*** (0.0118)
Cuidados no remunerados	0.0041*** (0.0006)	0.0018*** (0.0004)	0.0015*** (0.0004)	0.0018*** (0.0006)	0.0007** (0.0006)	0.0006*** (0.0004)
Mujer × Horas de cuidado	-0.0063*** (0.0008)	-0.0078*** (0.0005)	-0.0079*** (0.0005)	-0.0051*** (0.0007)	-0.0067*** (0.0005)	-0.0069*** (0.0006)

<i>B. Ecuación de participación asalariada (selección)</i>						
Mujer	—	-0.8649*** (0.0080)	-0.8650*** (0.0080)	—	-0.8478*** (0.0074)	-0.8483*** (0.0074)
Cuidados no remunerados	—	0.0052*** (0.0010)	0.0051*** (0.0010)	—	0.0022** (0.0009)	0.0022** (0.0009)
Mujer × Horas de cuidado	—	-0.0254*** (0.0011)	-0.0254*** (0.0011)	—	-0.0218*** (0.0009)	-0.0217*** (0.0009)
Constante	7.5738***	-3.2464***	-3.2398***	7.9062***	-3.2800***	-3.2652***
Controles	—	Si	Si		Si	Si
Diagnósticos de especificación						
λ (Inversa de Mills)	—	-0.0866*** (0.0139)	-0.0891*** (0.0149)	—	-0.1342*** (0.0129)	-0.1387*** (0.0266)
ρ (correlación errores)	—	-0.1609 (0.0258)	-0.1668*** (0.0222)	—	-0.2502*** (0.0241)	-0.2601*** (0.0488)
σ	—	0.5384	0.5360	—	0.5361	0.5333
LR test rho=0			20.43***			63.21***
p-value		0.000	0.0000		0.000	0.000
N	101,397	200,344	200,344	117,471	224,828	224,828

Fuente: elaboración propia con datos en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

Notas: Las diferencias en observaciones entre modelos reflejan la disponibilidad de información sobre las variables de cuidados y la inclusión de la muestra no asalariada en el modelo de selección. Errores estándar robustos entre paréntesis. Para mayor entendimiento véase Anexo 14.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10 (pruebas bilaterales).

Las especificaciones consideradas responden a distintos niveles de complejidad analítica. En primer lugar, el modelo MCO básico estima la ecuación salarial de Mincer incorporando únicamente variables tradicionales de capital humano años de escolaridad, experiencia laboral y experiencia al cuadrado junto con características individuales, sin incluir controles explícitos relacionados con el trabajo de cuidados. En segundo término, el modelo MCO completo corresponde a la especificación M3 presentada en el Cuadro 4.2, que incorpora las variables de cuidado no remunerado y su interacción con la variable de género, permitiendo capturar efectos diferenciados sobre el ingreso laboral. De forma adicional, el modelo estimado en dos etapas por Heckman y por máxima verosimilitud aborda de manera simultánea la ecuación de salarios y la ecuación de selección hacia el empleo asalariado, utilizando una muestra ampliada que incluye tanto a trabajadores asalariados como a personas fuera de la

fuerza laboral y desocupadas. Esta última especificación permite corregir el sesgo derivado de observar ingresos únicamente entre quienes logran insertarse en el empleo remunerado, ofreciendo una aproximación metodológicamente más consistente para evaluar la asociación entre el cuidado sobre los resultados laborales.

En relación con el trabajo de cuidados no remunerado, los resultados muestran que su efecto sobre el mercado laboral no es neutral y, además, difiere sustancialmente entre hombres y mujeres. A primera vista, el coeficiente asociado al efecto directo de los cuidados en la ecuación salarial aparece positivo y estadísticamente significativo en todos los modelos, aunque con magnitudes relativamente pequeñas. Bajo una lectura aislada, esto podría sugerir que dedicar más tiempo al trabajo de cuidados incrementa el ingreso laboral. Sin embargo, esta interpretación sería incorrecta si no se considera la interacción con el género, ya que el efecto del cuidado no es homogéneo entre hombres y mujeres.

El hallazgo central emerge precisamente al analizar el término de interacción entre mujer y horas de trabajo de cuidados no remunerado. En los tres modelos estimados MCO, Heckman en dos etapas y Heckman por máxima verosimilitud este coeficiente presenta signo negativo y alta significancia estadística tanto en 2019 como en 2023 (Heckman, 1979; Mulligan y Rubinstein, 2008; Puhani, 2000; Wooldridge, 2010). Esto indica que la asociación entre el trabajo de cuidados y los ingresos laborales es considerablemente más adversa para las mujeres que para los hombres. En otras palabras, aunque el coeficiente principal del cuidado es ligeramente positivo para el grupo de referencia, la penalización adicional asociada a ser mujer revierte completamente esa asociación, coincidiendo con una disminución neta en el ingreso laboral femenino conforme aumentan las responsabilidades de cuidado.

Desde una perspectiva medular, este resultado es consistente con la interpretación de que el trabajo de cuidados no remunerado opera como un mecanismo de penalización económica con una marcada dimensión de género. La explicación es consistente con la literatura sobre segmentación laboral y economía del cuidado: mayores responsabilidades de cuidado reducen la disponibilidad temporal para el empleo remunerado, limitan la continuidad en trayectorias laborales, restringen el acceso a ocupaciones con jornadas extensas o mayores exigencias de movilidad, y favorecen la inserción en empleos más flexibles, pero, generalmente, peor remunerados (Yaschine y Orozco, 2025). En este marco, el cuidado no solo representa una carga doméstica, sino que se asocia con una restricción estructural sobre la capacidad de generación de ingresos de las mujeres.

De forma adicional, la comparación entre MCO y los modelos de Heckman muestra que la magnitud de esta penalización se intensifica una vez corregido el sesgo de selección muestral. En 2019, el coeficiente de interacción pasa de -0.0063 bajo MCO a aproximadamente -0.0078 en los modelos de Heckman; en 2023, la penalización aumenta de -0.0051 a valores cercanos a -0.0068 . Esto sugiere que las estimaciones convencionales subestiman el verdadero costo económico del trabajo de cuidados, debido a que únicamente observan a quienes lograron permanecer en el mercado laboral asalariado. Una vez corregido este sesgo, emerge con mayor claridad que la asociación entre el cuidado y los ingresos femeninos es más severa de lo que inicialmente aparenta (Orozco Rocha, 2014).

La ecuación de selección refuerza esta interpretación. Aunque el efecto directo del trabajo de cuidados sobre la participación asalariada resulta positivo para el grupo de referencia, la interacción entre mujer y cuidados es fuertemente negativa y altamente significativa en ambos periodos. Esto implica que, mientras para los hombres las responsabilidades de cuidado no constituyen necesariamente una barrera para la inserción laboral, para las mujeres sí representan un obstáculo importante para participar en el empleo asalariado. En términos empíricos, el efecto neto del cuidado sobre la participación femenina es claramente negativo, lo que es consistente con la interpretación de que el trabajo de cuidados actúa simultáneamente como un mecanismo de exclusión del mercado laboral y como un factor de penalización salarial.

La brecha salarial de género no es homogénea; se trata de una penalización que se intensifica con la realización de trabajo de cuidados. El hallazgo más relevante del modelo no es el coeficiente de Mujer de manera aislada, sino su interacción con las horas dedicadas a estas labores, y lo que dicha interacción revela sobre los mecanismos subyacentes de la desigualdad. Los datos muestran que la brecha salarial de género en México no es estática ni se explica únicamente por diferencias en capital humano: aun controlando educación, experiencia y región, la penalización persiste. En este contexto, el modelo es compatible con la interpretación de que el trabajo de cuidados opera de manera análoga a un impuesto implícito sobre el salario y la participación laboral de las mujeres, un costo que los hombres no enfrentan en la misma magnitud.

Debido a lo anterior, estos resultados son consistentes con una doble desventaja estructural para las mujeres cuidadoras: una menor probabilidad de insertarse en el empleo asalariado y, una vez insertas, menor nivel de ingreso conforme aumenta su carga de trabajo

de cuidados no remunerado. Esto refuerza la hipótesis central de esta investigación, según la cual la distribución desigual del trabajo de cuidados constituye uno de los mecanismos fundamentales mediante los cuales se reproduce la desigualdad económica de género en el mercado laboral mexicano.

Como extensión del análisis presentado en el Cuadro 4.3, se estimó un modelo Heckman en dos etapas restringido exclusivamente a la población femenina, con el propósito de profundizar en el efecto del trabajo de cuidados no remunerado sobre la participación asalariada y los ingresos laborales de las mujeres. Esta especificación permite aislar el comportamiento del grupo directamente afectado por la división sexual del trabajo y evaluar si los patrones observados en el modelo conjunto se mantienen una vez eliminada la heterogeneidad derivada de la comparación con los hombres. El Cuadro 4.4 presenta los resultados del modelo de Heckman estimado exclusivamente para este grupo.

4.4 Identificación

La identificación del modelo de Heckman se sustenta en una restricción de exclusión que incorpora variables asociadas a las responsabilidades familiares y de cuidado únicamente en la ecuación de selección. En particular, la presencia de miembros del hogar de 0 a 5 años, de personas adultas mayores, la edad y su término cuadrático, y el estado civil se consideran determinantes de la probabilidad de participar en el empleo asalariado, ya que modifican las restricciones de tiempo y la disponibilidad para el trabajo remunerado, especialmente entre las mujeres. Sin embargo, una vez que la inserción laboral ocurre, se asume que estas variables no afectan de manera directa el nivel salarial, el cual depende principalmente del capital humano, la experiencia y las características del empleo. En consecuencia, dichas variables se excluyen de la ecuación salarial y permiten identificar el modelo de selección, distinguiendo los factores que explican la decisión de participar en el mercado laboral de aquellos que determinan el ingreso laboral observado.

Esta es la misma estrategia de identificación empleada en el modelo conjunto presentado en el Cuadro 4.3. La especificación femenina no incorpora la variable de género ni su interacción con las horas de cuidado, dado que, al restringir la muestra exclusivamente a mujeres, ambas variables carecen de variación. La estrategia de identificación no cambia entre ambos modelos; lo que cambia es que, en el modelo conjunto, el efecto del cuidado sobre los ingresos femeninos debe interpretarse a través del término de interacción mujer $\times$ cuidados,

mientras que en el modelo restringido a mujeres este efecto se observa de manera directa en el coeficiente de la variable de cuidados no remunerados.

Cuadro 4. 4 *Modelo de Heckman en dos etapas para el caso de México (2019 y 2023)*

Variable	2019	2023
	Coeficiente	Coeficiente
<i>A. Ecuación de salarios (variable dep.: log salario)</i>		
Nivel educativo	0.0815*** (0.0009)	0.0733*** (0.0008)
Experiencia	0.0199*** (0.0009)	0.0206*** (0.0008)
Experiencia ²	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)
Cuidados no remunerados	-0.0180*** (0.0064)	-0.0378*** (0.0059)
Centro-occidente	0.1727*** (0.0083)	0.1486*** (0.0072)
Noreste	0.1802*** (0.0097)	0.1989*** (0.0084)
Noroeste	0.2503*** (0.0085)	0.2828*** (0.0076)
Localidad rural	-0.1818*** (0.0110)	-0.1781*** (0.0092)
Constante	7.3075*** (0.0226)	7.7112*** (0.0206)
<i>B. Ecuación de participación asalariada (selección)</i>		
Miembros hogar 0–5 años	-0.0034 (0.0070)	-0.0055 (0.0065)
Adultos mayores	-0.0481*** (0.0097)	-0.0515*** (0.0074)
Edad	0.1892*** (0.0024)	0.1905*** (0.0022)
Cuidados no remunerados	-0.2042*** (0.0100)	-0.2334*** (0.0093)
Nivel educativo	0.0445*** (0.0011)	0.0500*** (0.0011)
Centro	-0.0273** (0.0132)	0.0036 (0.0122)
Centro-occidente	0.1297*** (0.0123)	0.1455*** (0.0112)
Noreste	0.0580*** (0.0143)	0.0649*** (0.0131)
Noroeste	0.2140*** (0.0130)	0.1653*** (0.0120)
Localidad rural	-0.3967*** (0.0134)	-0.3374*** (0.0120)
Casada	-0.5887*** (0.0118)	-0.5534*** (0.0109)
Divorciada	0.2270*** (0.0185)	0.2335*** (0.0168)
Viuda	0.0595** (0.0269)	0.0219 (0.0238)

Constante	-3.6891*** (0.0449)	-3.7326*** (0.0419)
<i>C. Parámetro de corrección de sesgo de selección</i>		
Lambda (λ)	-0.0460*** (0.0124)	-0.0552*** (0.0117)
rho (ρ)	-0.0822	-0.1003
sigma (σ)	0.5592	0.5509
N	100,189	113,335
Seleccionadas (asalariadas)	39,790	48,168
No seleccionadas	60,399	65,167

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Los resultados del modelo Heckman sugieren que la participación asalariada femenina no ocurre de manera aleatoria, sino condicionada por restricciones familiares y de cuidado. La evidencia de selección negativa indica que las mujeres que logran insertarse en el mercado asalariado presentan características no observadas asociadas con menores salarios potenciales, consistente con una inserción laboral bajo condiciones restrictivas. Asimismo, la carga de cuidados emerge como un doble mecanismo de penalización: reduce la probabilidad de participación asalariada y, entre quienes participan, disminuye sus ingresos laborales. Para mayor entendimiento véase anexo 6.

El primer hallazgo relevante confirma que el cuidado opera como una penalización económica directa sobre los ingresos femeninos. Mientras que en el modelo conjunto este efecto debía interpretarse a través de la interacción entre género y cuidados, en esta especificación el impacto se observa de forma directa: cada hora adicional dedicada al trabajo de cuidados se asocia con una reducción aproximada de 1.8 por ciento en el salario en 2019 y de 3.8 por ciento en 2023. Esto no solo confirma la hipótesis planteada en el análisis previo, sino que refuerza la idea de que el trabajo de cuidados constituye una restricción estructural sobre la capacidad de generación de ingresos de las mujeres, al limitar su disponibilidad temporal, continuidad laboral y acceso a ocupaciones mejor remuneradas. El incremento en la magnitud del efecto entre ambos años sugiere, además, un endurecimiento del costo económico asociado al cuidado.

El segundo hallazgo muestra que el trabajo de cuidados no solo penaliza los ingresos de quienes logran insertarse en el mercado laboral, sino que también restringe el acceso mismo al empleo asalariado. En la ecuación de selección, las horas de cuidado presentan un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre la participación laboral femenina, lo que indica que una mayor carga de cuidados reduce la probabilidad de incorporarse al empleo remunerado. Este resultado es consistente con el patrón observado en el modelo conjunto,

donde el cuidado ya aparecía como un mecanismo de exclusión diferencial para las mujeres frente a los hombres. Asimismo, la significancia del parámetro lambda (λ) y el signo negativo de rho (ρ) confirman que las mujeres observadas en el empleo asalariado constituyen una muestra no aleatoria, afectada por sesgo de selección. En conjunto, ambos resultados evidencian una doble penalización estructural: el trabajo de cuidados reduce tanto la probabilidad de participación laboral como los ingresos de las mujeres que logran mantenerse ocupadas, consolidándose como un mecanismo central de reproducción de desigualdad económica de género.

Un tercer hallazgo particularmente relevante se relaciona con la presencia de personas adultas mayores dentro del hogar, variable que emerge como una restricción significativa para la participación laboral femenina en ambos periodos analizados. Los coeficientes negativos y estadísticamente significativos asociados a los miembros del hogar de 65 años y más indican que la convivencia con personas adultas mayores reduce la probabilidad de inserción en el empleo asalariado, incluso controlando por edad, escolaridad, ruralidad y otras características sociodemográficas. Este resultado adquiere especial importancia al vincularse con el contexto demográfico mexicano, caracterizado por un proceso acelerado de envejecimiento poblacional y una creciente demanda de cuidados de larga duración. A diferencia del cuidado infantil que en esta especificación no muestra efectos estadísticamente significativos, el cuidado asociado a la vejez sí aparece como una restricción laboral concreta, lo que sugiere que las necesidades de atención de las personas mayores generan una presión más persistente e intensiva sobre el tiempo disponible de las mujeres.

Este hallazgo dialoga directamente con el marco contextual y teórico presentado en capítulos anteriores, donde se documentó que las personas adultas mayores constituyen el grupo con menor cobertura de cuidados dentro del sistema informal mexicano. Los resultados econométricos refuerzan, así, la hipótesis de que la insuficiencia de mecanismos institucionales de atención a la dependencia traslada la responsabilidad del cuidado al ámbito doméstico, recayendo de manera desproporcionada sobre las mujeres y restringiendo con ello su margen de participación laboral. Esta lectura es congruente con la evidencia ya expuesta para la región particularmente la aportada por Stampini et al. (2020) sobre la concentración femenina de las horas de cuidado de larga duración en Chile, Colombia, Costa Rica y México y se ve reforzada por Failache Mirza et al. (2024), quienes identifican un patrón equivalente al examinar la relación entre el cuidado de la vejez y la oferta laboral femenina en distintos países

latinoamericanos. El envejecimiento demográfico emerge entonces no solo como un desafío social y sanitario, sino como una fuente estructural de restricción económica para las mujeres, en la medida en que intensifica la demanda de cuidados no remunerados y profundiza los mecanismos que las excluyen del empleo asalariado.

Por último, los cuadros 4.1., 4.2. y 4.3. construyen conjuntamente un argumento en tres niveles. El primero es metodológico: MCO produce inferencias incorrectas cuando la selección al mercado es no aleatoria, y en el mercado laboral femenino mexicano lo es de forma masiva y estadísticamente verificable. El segundo es sustantivo: el trabajo de cuidados no remunerado se asocia simultáneamente como barrera de entrada que reduce la probabilidad de participación y como mecanismo de penalización salarial para quienes logran ingresar, configurando una doble desventaja que la estimación MCO no identifica. El tercero es estructural: estos patrones se mantienen estables entre 2019 y 2023, persisten pese a la pandemia y la recuperación económica, y se extienden más allá de la maternidad para incluir el cuidado de adultos mayores como una restricción de igual magnitud, pero menor visibilidad en la literatura. La convergencia de los tres niveles de evidencia apunta a una conclusión que trasciende el diagnóstico econométrico: la desigualdad de género en el mercado laboral mexicano no parece ser un fenómeno residual que el crecimiento económico corregirá por sí solo, sino que es consistente con una distribución estructuralmente inequitativa del trabajo de cuidados que el mercado internaliza como penalización y la política pública ha atendido de forma insuficiente.

4.5 Nivel educativo y cuidados

Cuadro 4. 5 Estimación MCO de la ecuación de Mincer ampliada, modelo completo M3, México (2019 y 2023)

	2019	2023
Variable	Coeficiente	Coeficiente
Primaria	0.0991*** (0.0244)	0.1340*** (0.0300)
Secundaria	0.2154*** (0.0246)	0.2469*** (0.0302)
Media superior	0.3955*** (0.0248)	0.4092*** (0.0305)
Licenciatura	0.7894*** (0.0252)	0.7937*** (0.0307)
Posgrado	1.1484*** (0.0315)	1.1089*** (0.0363)

Controles incluidos	Sí	Sí
<i>N</i>	101,397	117,471
<i>R</i> ²	0.2845	0.2720

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Notas: Categoría de referencia: sin instrucción. Errores estándar robustos entre paréntesis.

*** $p < .01$; ** $p < .05$; * $p < .10$.

Cuadro 4. 6 Estimación MCO de la ecuación de Mincer ampliada, modelo lineal, México (2019 y 2023)

Variable	2019	2023
Educación (lineal)	0.0664*** (0.0009)	0.0680*** (0.0009)
Cuidados no remunerados	−0.0064*** (0.0013)	−0.0065*** (0.0012)
Mujer × Cuidado	−0.0061*** (0.0008)	−0.0046*** (0.0007)
Educación × Cuidado	0.0009*** (0.0001)	0.0006*** (0.0001)
Controles	Sí	Sí
<i>N</i>	101,385	117,471
<i>R</i> ²	0.283	0.271

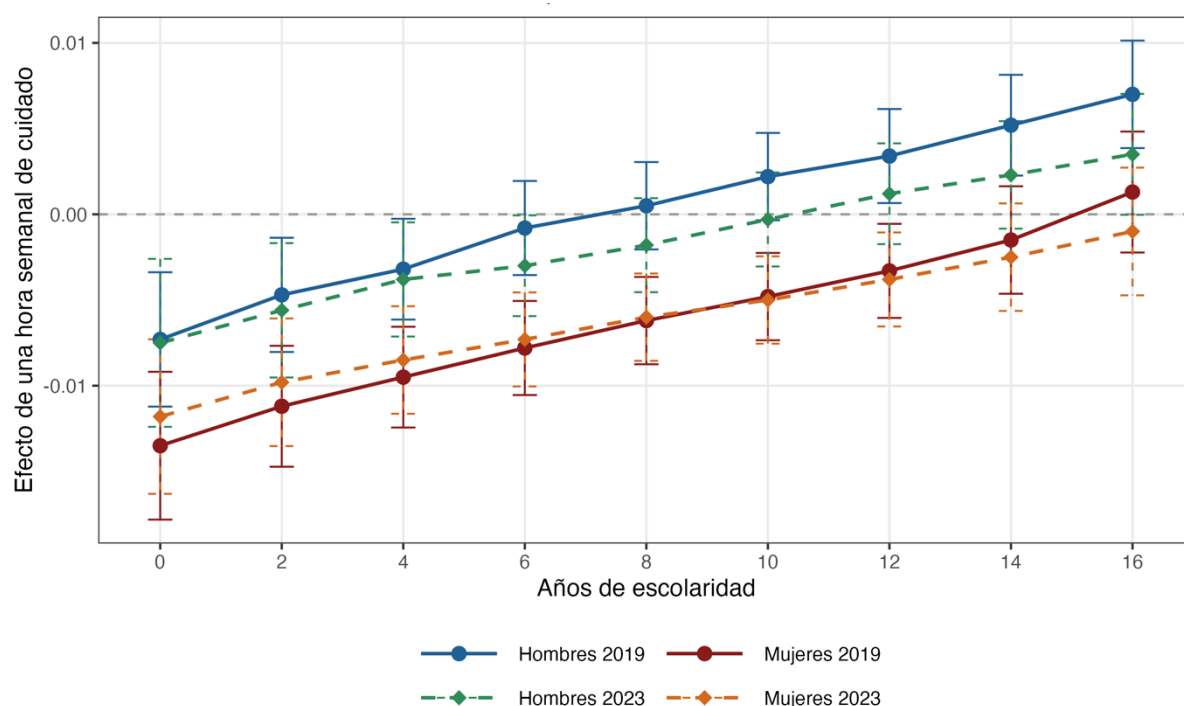
Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

Nota. Errores estándar entre paréntesis. Los controles incluyen variables sociodemográficas estándar. ***

Estimaciones ponderadas ($pweight = fac$).

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Figura 4. 3 Efectos marginales del ingreso 2019-2023



Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI.

Los resultados econométricos 4.5 y 4.6 junto con la Figura 4.3 encuentran respaldo directo en la evidencia descriptiva del Cuadro 3.11. Las mujeres no solo participan más en actividades de cuidado 82.6% en 2019 y 78.0% en 2023, frente a tasas sustancialmente menores entre los hombres, sino que además dedican en promedio 33 y 31 horas semanales, contra 12 y 13 horas masculinas. Esta asimetría se refleja también en la distribución por intensidad: las mujeres se concentran en categorías de cuidado medio, alto y muy alto, mientras que los hombres permanecen mayoritariamente en niveles bajos o sin participación. En ese contexto, los efectos marginales estimados no hacen sino confirmar lo que la estadística descriptiva ya anticipaba: la penalización económica del cuidado recae con mayor fuerza sobre quienes combinan cargas de cuidado elevadas con menor capital humano.

Asimismo, la Figura 4.3 permite cuantificar con mayor precisión el punto en el que la escolaridad revierte la penalización asociada al cuidado. A partir de los coeficientes del Cuadro 4.6, el efecto marginal de una hora semanal de cuidado sobre el ingreso se anula y comienza a ser positivo alrededor de los 7.1 años de escolaridad para los hombres en 2019 y los 10.8 años en 2023. Para las mujeres, en cambio, ese punto de cruce se ubica considerablemente más

adelante: 13.9 años en 2019 y 18.5 años en 2023, este último fuera del rango observable de escolaridad en la población analizada. En otras palabras, mientras que para los hombres la educación media superior o superior resulta suficiente para que el cuidado deje de penalizar el ingreso, para las mujeres se requiere, en promedio, un nivel educativo de posgrado e incluso así, en 2023 la penalización no llega a revertirse dentro del rango de escolaridad observado. Este desplazamiento del punto de cruce entre 2019 y 2023, tanto para hombres como para mujeres, indica que la capacidad de la educación para mitigar la penalización del cuidado se debilitó en el periodo posterior a la pandemia, un patrón que refuerza la interpretación de una carga de cuidados más persistente y menos compensable mediante la acumulación de capital humano.

El patrón por escolaridad refuerza esta lectura (Card, 2001; Psacharopoulos y Patrinos, 2018). La evidencia econométrica sugiere que la educación actúa como mecanismo de mitigación parcial frente a dicha penalización, probablemente al facilitar el acceso a ocupaciones con mayor flexibilidad o mejores retornos. Sin embargo, esta mitigación opera de manera desigual entre hombres y mujeres, y esa amortiguación asimétrica no elimina la brecha de género, lo que confirma que las desigualdades derivadas del trabajo de cuidados no responden únicamente a diferencias en dotaciones educativas, sino también a restricciones estructurales asociadas a la división sexual del trabajo y a la organización desigual del cuidado al interior de los hogares.

4.6 Descomposición Oaxaca-Blinder.

Sobre la elección del estimador Heckman en cada análisis. En los modelos principales de salarios (Cuadros 4.1 y 4.2) se reportan tanto el estimador en dos etapas como el de máxima verosimilitud, siguiendo la práctica estándar de validar la consistencia del segundo (más eficiente) con el primero (más robusto a especificación errónea de la verosimilitud). En la descomposición Oaxaca-Blinder se utiliza específicamente el procedimiento en dos etapas (Heckman, 1979) porque permite extraer la razón inversa de Mills (λ) como una variable construida que se incorpora directamente como predictor adicional en las ecuaciones de salarios separadas por género, siguiendo el enfoque de Neumark (1988) y Oaxaca y Ransom (1994) para la descomposición salarial con corrección de selección.

En este sentido un aporte distintivo de este análisis consiste en descomponer la brecha salarial de género utilizando dos medidas de ingreso el salario por hora y el ingreso laboral mensual en lugar de limitarse a una sola, como es habitual en buena parte de la literatura sobre

brechas salariales en México. Esta distinción no es meramente técnica: el salario por hora captura el precio que el mercado laboral asigna al trabajo de las mujeres frente al de los hombres una vez controlado por características observables, mientras que el ingreso mensual incorpora, además, la cantidad de horas remuneradas que cada persona logra ofrecer al mercado. Si el trabajo de cuidados no remunerado opera principalmente restringiendo la disponibilidad de tiempo de las mujeres para el empleo remunerado en lugar de reducir directamente su productividad marginal por hora, cabría esperar que la brecha por hora sea sustancialmente menor que la brecha mensual, y que la diferencia entre ambas revele la magnitud del canal de horas trabajadas como mecanismo de desigualdad económica. Esta distinción entre los márgenes de precio y de cantidad ha sido explorada en la literatura sobre brechas de género en mercados laborales latinoamericanos (Arceo-Gómez y Campos-Vázquez, 2014; Stampini et al., 2020), pero rara vez se ha aplicado de manera sistemática al caso mexicano en el contexto específico del trabajo de cuidados. El Cuadro 4.7 presenta los resultados de esta doble descomposición para 2019 y 2023, permitiendo evaluar hasta qué punto la penalización económica del cuidado se explica por diferencias en la remuneración horaria o por restricciones sobre la cantidad de trabajo remunerado que las mujeres logran ofrecer al mercado.

Cuadro 4. 7 Descomposición Oaxaca-Blinder de la brecha salarial de género por canales: precio vs. cantidad, México 2019 y 2023

Componente de la brecha	2019		2023	
	Por hora	Mensual	Por hora	Mensual
Brecha total (M – H, log)	3.74%***	22.36%***	2.65%***	20.87%***
Componente explicado	-5.34%***	5.16%***	-4.74%***	4.92%***
% de la brecha total	-143%	23%	-179%	24%
Componente no explicado	9.08%***	17.20%***	7.39%***	15.95%***
% de la brecha total	243%	77%	279%	76%
Diferencia hora → mensual	+18.62 pp		18.22 pp	
atribuible al canal horas trabajadas				

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Notas: Coeficientes expresados en logaritmos y reportados como diferencias porcentuales aproximadas. Convención de descomposición: hombres como grupo de referencia (H – M), consistente con la ecuación (5) de la sección 3.4.2. Un valor positivo indica que los hombres presentan un valor superior al de las mujeres; un valor negativo indica lo contrario. El componente explicado captura las diferencias atribuibles a dotaciones observables (educación, experiencia, sector, etc.); el componente no explicado captura las diferencias atribuibles a retornos diferenciados a esas características, comúnmente interpretado como un componente discriminatorio o de selección no observable. La "Diferencia hora → mensual" representa la magnitud adicional que se agrega a la brecha a través del canal de horas trabajadas; se calcula como la diferencia entre la brecha mensual y la brecha por hora.

Significancia estadística: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10.

El Cuadro 4.7 presenta la descomposición Oaxaca-Blinder de la brecha salarial de género para México en 2019 y 2023, aplicando el método de Oaxaca (1973) y Blinder (1973) sobre el logaritmo del salario real por hora, distinguiendo dos dimensiones de medición del ingreso por hora y mensual y dos componentes analíticos: el explicado y el no explicado. Como ajuste metodológico ante el sesgo de selección documentado en los modelos previos, se incorporó como predictor adicional la razón inversa de Mills (λ) generado de modelos Heckman estimados por separado para hombres y mujeres en cada año.

En términos de la brecha total, los resultados muestran que los hombres perciben ingresos superiores a las mujeres en ambas medidas y periodos, aunque con magnitudes sustancialmente distintas. La brecha por hora es modesta (3.74% en 2019 y 2.65% en 2023), mientras que la brecha mensual es considerablemente mayor (22.36% y 20.87%, respectivamente), lo que evidencia que el canal de horas trabajadas amplifica la desigualdad económica en aproximadamente 18 puntos porcentuales en ambos años. Este patrón es consistente con la literatura sobre brechas de género en mercados laborales latinoamericanos (Atal et al., 2009; Hoyos y Ñopo, 2010), donde las restricciones sobre la cantidad de trabajo remunerado constituyen un mecanismo relevante de desigualdad económica.

El componente explicado, que captura las diferencias atribuibles a dotaciones observables como educación, experiencia y sector, muestra un comportamiento marcadamente distinto según la medida de ingreso utilizada. En la brecha mensual es positivo en ambos periodos (5.16% en 2019; 4.92% en 2023), lo que indica que, en esta medida, las características observables contribuyen, aunque modestamente, a ampliar la brecha a favor de los hombres. En la brecha por hora, en cambio, el componente explicado es negativo en ambos años (-5.34% en 2019; -4.74% en 2023), lo que indica que las dotaciones observables de las mujeres asalariadas particularmente su mayor escolaridad relativa en los niveles de licenciatura y posgrado predicen, por sí solas, un salario por hora superior al de los hombres. Sin embargo, esta ventaja de dotaciones es más que compensada por el componente no explicado, de signo positivo y magnitud considerablemente mayor, de modo que el resultado neto observado favorece consistentemente a los hombres en ambas medidas. Es decir, la ventaja educativa de las mujeres asalariadas mexicanas es real y estadísticamente identificable, pero resulta insuficiente para revertir la brecha salarial una vez que se consideran los retornos diferenciados que opera el mercado laboral.

El componente no explicado, interpretado como discriminación residual o selección no observable, es consistentemente el de mayor magnitud. En la brecha mensual representa el 77% en 2019 y el 76% en 2023, mientras que en la brecha por hora supera el 200% en ambos periodos (243% y 279%, respectivamente). Este descuento es particularmente pronunciado en niveles educativos superiores, donde la licenciatura contribuye con -5.5% al componente no explicado en 2023, lo que sugiere que la inversión educativa femenina, aunque mayor, se descuenta parcialmente en el mercado; para mayor entendimiento véanse los Anexos 9-12.

Este patrón es compatible con el signo negativo de rho documentado en los modelos de Heckman de la sección 4.4, y refuerza la lectura de que el trabajo de cuidados opera, sobre todo, a través del margen de participación y del canal de horas trabajadas, más que mediante una penalización directa y estable sobre el salario por hora.

Esta proporción prácticamente estable entre ambos años sugiere que, pese a la reducción absoluta de la brecha total de un 29% entre periodos consistente con cambios estructurales post-pandemia como la mayor formalización femenina y las reformas legislativas de paridad, la estructura subyacente de la desigualdad permanece sin transformaciones significativas. El trabajo de cuidados parece articular este mecanismo no mediante una penalización directa sobre el salario por hora, sino excluyendo a las mujeres de una participación continua e intensiva en el empleo remunerado, resultado consistente con los hallazgos obtenidos en los modelos de Heckman. En consecuencia, la evidencia sugiere que la desigualdad económica de género en México responde menos a diferencias en las dotaciones de capital humano y más a mecanismos estructurales vinculados con la organización social del cuidado y la forma en que el mercado laboral remunera dichas trayectorias laborales.

4.7 Limitaciones

El presente trabajo reconoce seis limitaciones metodológicas que deben considerarse al interpretar los resultados y que, a su vez, abren rutas de profundización para investigaciones futuras.

En primer lugar, la estimación de los modelos econométricos se realizó sobre una muestra de casos completos, con el propósito de garantizar la comparabilidad entre las distintas especificaciones y evitar que las variaciones observadas en los coeficientes respondieran a cambios en la composición muestral. No obstante, esta decisión implica la exclusión de observaciones con información faltante en alguna de las variables del modelo, lo cual reduce

el tamaño efectivo de la muestra y puede introducir sesgos adicionales si la no respuesta no es completamente aleatoria. Aunque los modelos de Heckman aplicados corrigen el sesgo de selección asociado a la participación laboral, no atienden de manera específica el patrón de datos faltantes en covariables, dimensión que podría abordarse en trabajos posteriores mediante técnicas de imputación múltiple.

En segundo lugar, la imputación de ingresos mediante puntos medios de los intervalos reportados en la ENOE conduce a una subestimación sistemática de los ingresos en los niveles educativos más altos. Quienes declaran percibir ingresos en la categoría abierta superior suelen recibir remuneraciones considerablemente mayores al valor imputado, por lo que las estimaciones del rendimiento de la educación universitaria y de posgrado deben interpretarse como una cota inferior conservadora del efecto real. Esta subestimación afecta principalmente el componente explicado de la descomposición Oaxaca-Blinder, particularmente en las contribuciones asociadas a la licenciatura y al posgrado.

En tercer lugar, la ENOE no registra interrupciones formales de la trayectoria laboral vinculadas a responsabilidades de cuidado, tales como licencias de maternidad o paternidad, incapacidades médicas o reducciones de jornada por custodia. En consecuencia, los efectos estimados en este trabajo capturan principalmente la participación observada en el mercado laboral y los ingresos percibidos en el momento de la entrevista, sin poder reconstruir completamente las trayectorias laborales acumuladas a lo largo del ciclo de vida. Investigaciones futuras podrían subsanar esta limitación mediante registros administrativos del Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), microdatos de la Encuesta Nacional de Empleo y Seguridad Social (ENESS) o estrategias de identificación causal que permitan analizar con mayor precisión las interrupciones laborales asociadas al cuidado.

En cuarto lugar, el análisis de las personas no asalariadas se restringió a la categoría de referencia “no aplica” dentro de la ecuación salarial, dado que el objetivo central del estudio se enfocó en el segmento asalariado del mercado laboral. Esta delimitación, si bien necesaria para mantener la coherencia conceptual del modelo, limita la capacidad de capturar la heterogeneidad ocupacional presente en el autoempleo, el trabajo por cuenta propia y el sector informal, donde se concentra una proporción importante de la ocupación femenina en México. La extensión del análisis hacia estos segmentos constituye una línea natural de investigación futura, particularmente para comprender cómo el trabajo de cuidados afecta distintas formas de inserción laboral.

En quinto lugar, la naturaleza transversal de la información impide establecer relaciones causales estrictas entre el trabajo de cuidados, la participación laboral y los ingresos. Las estimaciones obtenidas identifican asociaciones robustas y estadísticamente significativas. Sin embargo, no permiten descartar completamente la posibilidad de causalidad inversa.

En sexto lugar, las variables disponibles en la ENOE permiten medir la realización de actividades de cuidado y la intensidad horaria asociada a ellas, pero no capturan plenamente la complejidad de los cuidados prestados. La información utilizada no distingue de manera detallada el nivel de dependencia de las personas cuidadas, la carga emocional involucrada ni las diferencias entre tipos específicos de cuidado. Por ejemplo, el cuidado permanente de una persona adulta mayor con dependencia severa puede generar restricciones económicas y temporales significativamente mayores que el cuidado ocasional de un familiar con necesidades limitadas, aun cuando el número de horas reportadas sea similar. En consecuencia, los resultados deben interpretarse como una estimación del efecto promedio del trabajo de cuidados no remunerado, sin diferenciar completamente entre distintos niveles de intensidad y dependencia.

Pese a estas limitaciones, los resultados obtenidos presentan una notable consistencia entre los análisis descriptivos, las estimaciones de las ecuaciones salariales tipo Mincer, los modelos de selección de Heckman y la descomposición Oaxaca-Blinder. La convergencia de evidencia proveniente de distintas estrategias empíricas fortalece la robustez de los hallazgos y permite concluir que el trabajo de cuidados no remunerado constituye un mecanismo relevante en la determinación de la participación laboral, los ingresos y las desigualdades económicas de género observadas en México. Asimismo, los resultados sugieren que el envejecimiento de los hogares incrementa las demandas potenciales de cuidado y profundiza las tensiones existentes entre las responsabilidades familiares y la inserción laboral, configurando un desafío creciente para las políticas públicas en materia de cuidados y mercado de trabajo.

CONCLUSIONES.

La presente investigación tuvo como objetivo analizar el efecto del trabajo de cuidados no remunerado sobre los ingresos laborales en México, considerando el papel del envejecimiento del hogar y las diferencias de género. Para ello se estimaron ecuaciones salariales tipo Mincer, modelos de selección muestral de Heckman y una descomposición Oaxaca-Blinder para los años 2019 y 2023, utilizando información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

Los resultados obtenidos confirman que los ingresos laborales no dependen exclusivamente de la acumulación de capital humano, representada por la escolaridad y la experiencia laboral, sino también de otros factores, entre ellos los asociados a la organización social del cuidado dentro de los hogares. A lo largo del análisis se observó que el género y las horas dedicadas al trabajo de cuidados no remunerado constituyen elementos relevantes en la determinación salarial y en la participación en el empleo asalariado. Esta relación adquiere especial importancia en etapas del ciclo de vida del hogar donde convergen mayores demandas de atención hacia personas dependientes, ya sean niñas y niños, personas adultas mayores, personas con discapacidad o individuos con problemas de salud.

La primera hipótesis planteaba que una mayor intensidad del trabajo de cuidados no remunerado se asociaría negativamente con los resultados económicos de las mujeres, ya sea mediante una reducción directa de sus ingresos o a través de restricciones sobre su participación laboral. Los resultados confirman esta hipótesis. Aunque los modelos lineales muestran efectos relativamente moderados, la incorporación de la interacción entre género y horas de cuidado revela una penalización económica persistente para las mujeres. Asimismo, las estimaciones de Heckman muestran que la asociación del cuidado no se limita al nivel salarial, sino que también se extiende a la probabilidad de participar en el empleo asalariado. Esto sugiere que el costo económico del cuidado opera simultáneamente a través de los márgenes intensivo y extensivo del mercado laboral, reduciendo tanto los ingresos observados como las oportunidades de inserción laboral.

La segunda hipótesis sostenía que la presencia de personas adultas mayores en el hogar incrementaría la demanda potencial de cuidados y reduciría la probabilidad de participación en el empleo asalariado. Los resultados respaldan esta expectativa. En la ecuación de selección, la presencia de miembros de 65 años y más mostró coeficientes negativos y estadísticamente

significativos en ambos periodos analizados, indicando que el envejecimiento del hogar constituye un factor asociado a menores probabilidades de inserción laboral. Este hallazgo adquiere especial relevancia en un contexto de transición demográfica acelerada, ya que sugiere que el aumento de las necesidades de cuidado derivadas del envejecimiento poblacional puede traducirse en mayores restricciones sobre la oferta de trabajo de los hogares.

La tercera hipótesis postulaba que la penalización económica asociada al trabajo de cuidados sería mayor para las mujeres que para los hombres. La evidencia obtenida confirma de manera consistente esta proposición. Tanto en los modelos MCO como en los modelos de selección de Heckman, la interacción entre género y horas de cuidado presenta coeficientes negativos y estadísticamente significativos, lo que indica que las mujeres experimentan una reducción adicional en sus resultados laborales conforme aumentan las responsabilidades de cuidado. Este resultado es congruente con los hallazgos descriptivos, donde las mujeres reportan niveles significativamente más elevados de participación e intensidad en el trabajo de cuidados no remunerado. En consecuencia, la evidencia respalda la existencia de una penalización económica diferenciada por género asociada a la organización social del cuidado.

La cuarta hipótesis planteaba que la participación laboral no ocurre de manera aleatoria y que, por tanto, la estimación de ecuaciones salariales convencionales podría verse afectada por sesgo de selección. Los resultados confirman plenamente esta hipótesis. Los coeficientes de la razón inversa de Mills (λ) resultaron negativos y estadísticamente significativos, mientras que las pruebas de independencia entre ecuaciones rechazaron consistentemente la hipótesis nula de ausencia de selección. Asimismo, los parámetros de correlación entre los errores de las ecuaciones de salarios y participación mostraron valores negativos y estadísticamente diferentes de cero. En conjunto, estos resultados indican que las personas observadas en el empleo asalariado constituyen una muestra seleccionada y que la utilización de modelos tipo Heckman resulta metodológicamente necesaria para obtener estimaciones consistentes sobre la asociación económica del trabajo de cuidados.

Finalmente, la descomposición Oaxaca-Blinder permitió evaluar de manera complementaria el origen de las brechas económicas observadas. Los resultados muestran que una proporción mayoritaria de la desigualdad salarial no puede explicarse únicamente por diferencias en características observables como educación, experiencia o composición demográfica. Por el contrario, el componente no explicado representa aproximadamente tres cuartas partes de la brecha salarial mensual, lo que sugiere la presencia de factores estructurales

asociados a retornos diferenciados, segmentación ocupacional, restricciones derivadas del cuidado y otros mecanismos de desigualdad.

Uno de los hallazgos más originales de esta investigación es la marcada diferencia de magnitud entre la brecha salarial por hora y la brecha salarial mensual, y su relativa estabilidad entre 2019 y 2023. En ambos periodos, los hombres perciben ingresos superiores a las mujeres tanto en términos horarios como mensuales; sin embargo, mientras que la brecha por hora es comparativamente modesta (3.74% en 2019 y 2.65% en 2023), la brecha mensual es varias veces mayor (22.36% y 20.87%, respectivamente), lo que implica que el canal de horas trabajadas absorbe una diferencia adicional de aproximadamente 18.6 y 18.2 puntos porcentuales en cada año. Este patrón sugiere que la desventaja económica de las mujeres en el mercado laboral mexicano se origina, en una proporción considerable, en una menor cantidad de horas remuneradas que logran ofrecer al mercado, más que en una remuneración horaria sustancialmente inferior, un mecanismo consistente con las restricciones de tiempo derivadas del trabajo de cuidados no remunerado documentadas a lo largo de este trabajo. Un hallazgo adicional es que, en la brecha por hora, el componente explicado es negativo en ambos años (−5.34% en 2019 y −4.74% en 2023), lo que indica que las dotaciones observables de las mujeres asalariadas en particular su mayor escolaridad relativa en los niveles de licenciatura y posgrado predicen, por sí solas, un salario por hora superior al de los hombres. Esta ventaja de dotaciones, sin embargo, es contrarrestada por un componente no explicado de signo positivo y magnitud considerablemente mayor (9.08% en 2019 y 7.39% en 2023), de modo que el resultado neto observado favorece consistentemente a los hombres. En otras palabras, la inversión educativa de las mujeres asalariadas mexicanas es real y cuantificable, pero resulta insuficiente para revertir la brecha salarial una vez que se consideran los retornos diferenciados que el mercado laboral asigna a esas mismas características. Esta interpretación es consistente con el signo negativo del parámetro rho documentado en los modelos de Heckman a lo largo de este trabajo, y refuerza la lectura de que el trabajo de cuidados no remunerado parece operar simultáneamente a través de dos canales: uno de dotaciones, en el que las mujeres presentan una ventaja educativa que no logra traducirse en mayores ingresos, y otro de retornos y de horas trabajadas, en el que dicha ventaja se ve sistemáticamente descontada.

A partir de las limitaciones metodológicas identificadas en el Capítulo IV, se plantea la siguiente agenda de investigación futura. En primer lugar, el uso de técnicas de imputación múltiple permitiría abordar de manera más robusta el patrón de datos faltantes en las

covariables del modelo, reduciendo la dependencia de la muestra de casos completos utilizada en este trabajo. En segundo lugar, el acceso a registros administrativos como los del Instituto Mexicano del Seguro Social o la Encuesta Nacional de Empleo y Seguridad Social permitiría reconstruir con mayor precisión las trayectorias laborales acumuladas y las interrupciones formales vinculadas al cuidado, superando las limitaciones inherentes a una encuesta transversal como la ENOE. En tercer lugar, extender el análisis hacia la población no asalariada trabajadoras por cuenta propia, empleadoras y trabajadoras familiares sin pago permitiría capturar la heterogeneidad ocupacional en la que se concentra una proporción importante del empleo femenino en México. En cuarto lugar, el uso de diseños longitudinales o de estudios de evento, así como de estrategias de variación exógena en el acceso o la necesidad de cuidados por ejemplo, umbrales de elegibilidad a programas de cuidado infantil o disponibilidad de estancias infantiles a nivel municipal, permitiría avanzar hacia una identificación más cercana a la causal de los mecanismos aquí documentados, superando las limitaciones propias de un diseño transversal. Finalmente, futuras encuestas podrían incorporar indicadores más detallados sobre la intensidad, el tipo y el nivel de dependencia asociado a las actividades de cuidado, distinguiendo con mayor precisión entre distintas cargas de trabajo no remunerado que actualmente se agregan bajo una misma medida de horas. En conjunto, la evidencia respalda las cuatro hipótesis planteadas y sustenta las siguientes recomendaciones de política pública

Estos hallazgos permiten formular recomendaciones de política pública directamente vinculadas con los mecanismos empíricos documentados en este trabajo. Dado que la principal fuente de desigualdad económica identificada parece operar a través del margen de horas trabajadas y no de una penalización estable sobre el salario por hora, las políticas con mayor probabilidad de incidir en estos mecanismos serían aquellas orientadas a ampliar la disponibilidad de tiempo remunerado de las mujeres con responsabilidades de cuidado, en lugar de limitarse a cerrar brechas salariales nominales. En particular: (i) la ampliación de la cobertura de estancias infantiles y centros de día para personas adultas mayores, dado que este trabajo documenta que el cuidado de la vejez y no únicamente el cuidado infantil constituye una restricción significativa y creciente sobre la participación laboral femenina; (ii) el diseño de esquemas de jornada flexible y reducción de jornada sin pérdida proporcional de ingreso, que permitan a las mujeres con cargas de cuidado aumentar su disponibilidad de horas remuneradas sin abandonar el empleo asalariado; (iii) el fortalecimiento del Sistema Nacional de Cuidados en construcción, con atención particular a las entidades federativas que, como

Jalisco y Nuevo León, ya cuentan con experiencias piloto susceptibles de escalar; y (iv) la generación de incentivos a la formalización laboral de cuidadoras, dado que una proporción relevante del trabajo de cuidados recae sobre mujeres insertas en la economía informal, fuera del alcance de esta y otras estimaciones basadas en el empleo asalariado. Estas recomendaciones se alinean con el marco de las cinco R propuesto por Naciones Unidas (2024) para el trabajo de cuidados no remunerado: reconocimiento, reducción, redistribución, representación y recomposición; el cual ha orientado la construcción de sistemas integrales de cuidados en al menos diez países de América Latina desde la experiencia pionera de Uruguay en 2015.

REFERENCIAS.

- Acosta, E., Peticara, M. C., y Ramos Zincke, C. (2006). *Empleo femenino: oferta laboral y cuidado infantil*. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://publications.iadb.org/publications/spanish/document/Empleo-femenino-Oferta-laboral-y-cuidado-infantil.pdf>
- Amarante, V., Escaroz, G., Galian, C., y Rubio, M. (2024). Children do care: Novel findings from Colombia and Mexico [Los niños sí cuidan: nuevos hallazgos desde Colombia y México]. *Child Indicators Research*, 17(6), 2599–2628. <https://doi.org/10.1007/s12187-024-10177-8>
- 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>
- Atal, J. P., Ñopo, H., y Winder, N. (2009). *New century, old disparities: Gender and ethnic wage gaps in Latin America* (IDB Working Paper N.º IDB-WP-109). Banco Interamericano de Desarrollo.
- Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493–517. <https://doi.org/10.2307/2228949>
- Becker, G. S. (1981). *A treatise on the family* [Un tratado sobre la familia]. Harvard University Press.
- Bhalotra, S., y Fernández, M. (2024). The rise in women's labor-force participation in Mexico: Supply vs. demand factors [El aumento de la participación laboral femenina en México: factores de oferta vs. demanda]. *The World Bank Economic Review*, 38(2), 319–350. <https://doi.org/10.1093/wber/lhad028>
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.
- Borjas, G. J. (2016). *Labor economics* (7.ª ed.). McGraw-Hill Education.
- Budig, M. J., y England, P. (2001). The wage penalty for motherhood. *American Sociological Review*, 66(2), 204–225. <https://doi.org/10.2307/2657415>
- Cahuc, P., Carcillo, S., y Zylberberg, A. (2014). *Labor economics* [Economía laboral] (2.ª ed.). MIT Press.
- Campos-Vázquez, R. M. (2013). Efectos de los ingresos no reportados en el nivel y tendencia de la pobreza laboral en México. *Ensayos. Revista de Economía*, 32(2), 23–54.
- Campos-Vázquez, R. M., Esquivel, G., y Santillán Hernández, A. S. (2017). El impacto del salario mínimo en los ingresos y el empleo en México. *Revista CEPAL*, (122), 205–234.
- Card, D. (1993). *Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling* (NBER Working Paper N.º 4483). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w4483>
- Card, D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, 69(5), 1127–1160. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00237>

- Ceballos Mina, O. E. (2019). Principios básicos de microeconometría y del uso de variables instrumentales para la inferencia causal. *Análisis Económico*, 34(86), 219–243. <https://doi.org/10.24275/uam/azc/dcsh/ae/2019v34n86/Ceballos>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2022). *Hacia la sociedad del cuidado: los aportes de la Conferencia Regional sobre la Mujer de América Latina y el Caribe*. Naciones Unidas, CEPAL.
- Consejo de Evaluación de la Ciudad de México. (2024). *Evaluación diagnóstica y de diseño del Sistema de Cuidados en la Ciudad de México 2023: Informe final*. Gobierno de la Ciudad de México.
- Consejo Nacional de Población. (2023). *Proyecciones de la población de México y de las entidades federativas, 2020–2070*. Gobierno de México, CONAPO.
- Duan, K. I., Rodríguez Garza, F., Flores, H., et al. (2021). Economic evaluation of a novel community-based diabetes care model in rural Mexico: A cost and cost-effectiveness study [Evaluación económica de un nuevo modelo de atención comunitaria de la diabetes en el México rural: estudio de costos y de costo-efectividad]. *BMJ Open*, 11(6), e046826. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-046826>
- Duval Hernández, R. (2025). Ecuaciones salariales con ingresos no reportados: una reevaluación metodológica para el caso de México. *Sobre México. Temas de Economía*, 1(13), 35–66. <https://doi.org/10.48102/rsm.v1i13.187>
- Espinola, N., Pichon-Riviere, A., Casarini, A., Alcaraz, A., Bardach, A., Williams, C., Rodríguez Cairoli, F., Augustovski, F., y Palacios, A. (2023). Making visible the cost of informal caregivers' time in Latin America: A case study for major cardiovascular, cancer and respiratory diseases in eight countries [Haciendo visible el costo del tiempo de los cuidadores informales en América Latina: un estudio de caso para las principales enfermedades cardiovasculares, oncológicas y respiratorias en ocho países]. *BMC Public Health*, 23(28), 1–11. <https://doi.org/10.1186/s12889-022-14835-w>
- Esquivel, V. (2011). *La economía del cuidado en América Latina: poniendo a los cuidados en el centro de la agenda* (Serie Atando Cabos, Deshaciendo Nudos). Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Fabiani, B. (2023). *Cuidando a los cuidadores: el panorama del trabajo de cuidados remunerados en América Latina y el Caribe* (Nota Técnica N.º IDB-TN-02783). Banco Interamericano de Desarrollo. <https://doi.org/10.18235/0005147>
- Failache Mirza, E., Katzkowicz Junio, N., Méndez Rivero, F., Parada Larre Borges, C., y Querejeta Rabosto, M. (2024). Cuidados de la vejez y oferta laboral femenina en América Latina. *Desarrollo y Sociedad*, (96), 11–38. <https://doi.org/10.13043/DYS.96.1>
- Félix-Verduzco, G., e Inzunza-Mejía, P. C. (2019). Persistencia de los roles de género en la participación laboral de las mujeres con estudios profesionales en México [Persistence of gender roles in the labor participation of women with professional studies in Mexico]. *Papeles de Población*, 25(99), 209–248. <https://doi.org/10.22185/24487147.2019.99.09>

- Flores Martínez, R. M., Martínez Jerez, A. M., y Estrada Danell, R. I. (2025). *Experiencias, dilemas y afrontamientos en los procesos de cuidado en la vejez*. Universidad Autónoma de Nuevo León; Comunicación Científica. <https://doi.org/10.52501/cc.215>
- Gobierno de México. (2025). *Plan Nacional de Desarrollo 2025–2030*. Gobierno de México.
- Goldin, C., Kerr, S. P., y Olivetti, C. (2024). The other side of the mountain: Women's employment and earnings over the family cycle. *Oxford Open Economics*, 3(Supl. 1), i323–i334. <https://doi.org/10.1093/ooec/odad012>
- González, R. J., y Rangel, Y. Y. (2023). Vivencias sobre el cuidado en la vejez, análisis desde la gerontología crítica feminista. *Revista Estudios Feministas*, 31(2), 1–13. <https://doi.org/10.1590/1806-9584-2023v31n285984>
- González-González, C. A., Orozco-Rocha, K., Arias-Soto, M. P., Carbajal-Santillán, M. G., y Samper-Ternent, R. (2018). Envejecimiento y mortalidad: condiciones de salud, económicas y familiares en el último año de vida de las personas mayores en México. *Papeles de Población*, 24(97), 43–62. <https://doi.org/10.22185/24487147.2018.97.24>
- Gronau, R. (1977). Leisure, home production, and work—The theory of the allocation of time revisited. *Journal of Political Economy*, 85(6), 1099–1123. <https://doi.org/10.1086/260629>
- Hank, K., y Buber, I. (2009). Abuelos que cuidan de sus nietos: resultados de la encuesta de 2004 sobre salud, envejecimiento y jubilación en Europa. *Revista de Asuntos Familiares*, 30(1), 53–73.
- Hartog, J., y Theeuwes, J. (1986). The returns to education: A survey of the literature. *De Economist*, 134(4), 383–417. <https://doi.org/10.1007/BF01798702>
- Heckman, J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), 475–492.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Hoyos, A., y Ñopo, H. (2010). *Evolution of gender wage gaps in Latin America at the turn of the twentieth century: An addendum to New Century, Old Disparities* (IDB Working Paper N.º IDB-WP-176). Banco Interamericano de Desarrollo.
- Huenchuan, S. (Ed.). (2018). *Envejecimiento, personas mayores y Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible: perspectiva regional y de derechos humanos* (Libros de la CEPAL, N.º 154). Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Huffman, C., y Van Gameren, E. (2011). *Covariates of participation decisions in a collective household model: An application for Mexico* (Documento de trabajo). El Colegio de México, Centro de Estudios Económicos.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2021). *Censo de Población y Vivienda 2020*. INEGI.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2022). *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, Nueva Edición (ENOE): segundo trimestre de 2022*. INEGI.

- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2023). *Encuesta Nacional para el Sistema de Cuidados (ENASIC) 2022: principales resultados*. INEGI.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2025). *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE): microdatos del primer trimestre de 2019 y 2023*. INEGI.
- Instituto Nacional de Geriatría. (2023). *Sistema de cuidados para las personas mayores con dependencia en México: Diagnóstico y elementos clave para el diseño e implementación*. Secretaría de Salud, Gobierno de México. <https://www.gob.mx/inger/documentos/sistema-de-cuidados-para-las-personas-mayores-con-dependencia-en-mexico>
- Instituto Nacional de las Mujeres. (2023). *Cuenta satélite del trabajo no remunerado de los hogares de México*. INMUJERES; INEGI.
- Jann, B. (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479. <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800401>
- Jenkins, S. P. (1992). The measurement of income inequality. En L. Osberg (Ed.), *Economic inequality and poverty: International perspectives* (pp. 3–38). M. E. Sharpe.
- Kabeer, N. (2018). *Gender, livelihood capabilities and women's economic empowerment: Reviewing evidence over the life course*. Gender and Adolescence: Global Evidence (GAGE).
- Kleven, H., Landais, C., y Søgaard, J. E. (2019). Los niños y la desigualdad de género: Evidencia de Dinamarca. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181–209.
- Ledesma García, A. B., y Becerril Sánchez, T. (2024). Valorización económica de los cuidados de las personas mayores en Toluca, Estado de México, para el logro de ciudades amigables. *Intersticios Sociales*, (28), Artículo 00010. <https://doi.org/10.55555/IS.28.588>
- López, J., y Peláez, Ó. (2015). El desigual impacto de la crisis económica de 2008-2009 en los mercados de trabajo de las regiones de México: la frontera norte frente a la región sur. *Contaduría y Administración*, 60(S2), 195–218. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.004>
- López-Acevedo, G., Freije-Rodríguez, S., Vergara Bahena, M. A., y Cardozo Medeiros, D. (2021). Changes in female employment in Mexico: Demographics, markets and policies [Cambios en el empleo femenino en México: demografía, mercados y políticas]. *Estudios Económicos*, 36(1), 115–150. <https://doi.org/10.24201/ee.v36i1.411>
- López-Rodríguez, P. (2026). Returns on investment in human capital of female caregivers: A comparison between Mexico and Spain [Retornos de la inversión en capital humano de las mujeres cuidadoras: una comparación entre México y España]. *Sobre México. Temas de Economía*, Nueva Época, 7(13), 5–34. <https://doi.org/10.48102/rsm.v1i13.175>
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press.

- Matray, A., y Rodríguez, P. E. (2024). *WINSOR4: Stata module to winsorize a variable based on outliers defined by either percentiles or interquartile range* (Statistical Software Components S459365). Boston College Department of Economics.
- Mejía-Guevara, I., y Rivero Fuentes, M. E. (2024). Intergenerational paid and unpaid labor production and consumption inequality by gender in Mexico [Desigualdad intergeneracional en la producción y consumo de trabajo remunerado y no remunerado por género en México]. *The Journal of the Economics of Ageing*, 27, 100489. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2023.100489>
- Mincer, J. (1962). Labor force participation of married women: A study of labor supply. En *Aspects of labor economics* (pp. 63–105). National Bureau of Economic Research; Princeton University Press.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research; Columbia University Press.
- Mincer, J., y Polachek, S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. *Journal of Political Economy*, 82(2, Pt. 2), S76–S108. <https://doi.org/10.1086/260293>
- Montes de Oca, V., Arcos Soto, A., Vivaldo Martínez, M., y Saddi, F. da C. (2023). Cuidado de largo plazo para la vejez ante el Covid-19. *Revista Mexicana de Sociología*, 85(e), 169–200. <https://doi.org/10.22201/iis.01882503p.2023.e.60454>
- Mroz, T. A. (1987). The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions. *Econometrica*, 55(4), 765–799. <https://doi.org/10.2307/1911029>
- 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>
- Naciones Unidas, Departamento de Asuntos Económicos y Sociales, División de Población. (2023). *World Population Ageing 2023: Challenges and opportunities of population ageing in the least developed countries* [Envejecimiento de la población mundial 2023: Desafíos y oportunidades del envejecimiento poblacional en los países menos adelantados] (UN DESA/POP/2023/TR/NO. 5). Naciones Unidas. <https://desapublications.un.org/publications/world-population-ageing-2023-challenges-and-opportunities-population-ageing-least>
- Neumark, D. (1988). Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, 23(3), 279–295. <https://doi.org/10.2307/145830>
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Oaxaca, R. L., y Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90074-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90074-4)
- Organización Internacional del Trabajo. (2019). *El trabajo de cuidados y los trabajadores del cuidado para un futuro con trabajo decente*. OIT.

<https://www.ilo.org/es/publications/el-trabajo-de-cuidados-y-los-trabajadores-del-cuidado-para-un-futuro-con>

Organización Mundial de la Salud. (2021). *Década del Envejecimiento Saludable 2021–2030*. OMS.

Orozco, M. (2024). *Propuesta para un Sistema de Cuidados* (N.º 02/2024). Centro de Estudios Espinosa Yglesias. <https://ceey.org.mx/wp-content/uploads/2024/04/02-Orozco-2024.pdf>

Orozco, M., y Sánchez, J. (2020). Tiempo de cuidados: Las cifras de la desigualdad. *DANE y ONU Mujeres*. <https://colombia.unwomen.org/es/biblioteca/publicaciones/2020/01/tiempo-de-cuidados-las-cifras-de-la-desigualdad>

Orozco Corona, M. E., y Vélez Grajales, R. (2026). *Informe de movilidad social y cuidados: un vínculo inseparable*. Centro de Estudios Espinosa Yglesias. https://ceey.org.mx/wp-content/uploads/2026/03/CEEY_Informe-de-movilidad-social-y-cuidados_2026.pdf

Orozco Rocha, K. (2014). *El papel de las cargas domésticas y los arreglos familiares en el trabajo asalariado urbano de México, 2009* [Tesis de doctorado, El Colegio de México]. Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales.

Orozco Rocha, K., y González González, C. A. (2024). Trabajo de cuidado y su relación con actividad económica por género en México. *GénEroos*, 2(4), 56–84. <https://doi.org/10.53897/RevGenEr.2024.04.03>

Orraca Romano, P. P., Aguilar, J. G., y Corona, F. (2023). Evolución y factores asociados con la participación laboral en México, 1960-2020 [Evolution and factors associated with participation in Mexico's labor force, 1960-2020]. *Problemas del Desarrollo*, 54(214), 49–75. <https://doi.org/10.22201/ieec.20078951e.2023.214.69983>

Ortiz Rodríguez, J., y Pillai, V. K. (2019). Advancing support for gender equality among women in Mexico: Significance of labor force participation [Avanzando en el apoyo a la igualdad de género entre las mujeres en México: la importancia de la participación en la fuerza laboral]. *International Social Work*, 62(2), 979–991. <https://doi.org/10.1177/0020872817717323>

Oxfam México. (2018). *Trabajo de cuidados y desigualdad en México* (I. Rubio, Coord.). Oxfam México. https://oxfamMexico.org/wp-content/uploads/2018/07/Trabajo-de-cuidados-y-desigualdad-en-Mexico_OXFAM-MEXICO.pdf

Oxfam México. (2026). *Oligarquía y democracia: nueve propuestas para recuperar el control de la economía mexicana*. Oxfam México.

Pacheco, E. (2013). *Los cuidados y el trabajo en México: Un análisis a partir de la Encuesta Laboral y de Corresponsabilidad Social 2012*. Cuadernillo de trabajo 40. INMUJERES.

Pedrero, M. (2018). *Trabajo doméstico no remunerado en México: una estimación de su valor económico*. Instituto Nacional de las Mujeres (INMUJERES).

Psacharopoulos, G., y Patrinos, H. A. (2018). Returns to investment in education: A decennial review of the global literature. *Education Economics*, 26(5), 445–458. <https://doi.org/10.1080/09645292.2018.1484426>

- Puhani, P. A. (2000). The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys*, 14(1), 53–68. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00104>
- Pulido, A., y Pérez, J. (2006). Lawrence R. Klein y la economía aplicada. *Estudios de Economía Aplicada*, 24(1), 43–94.
- Razavi, S. (2007). *The political and social economy of care in a development context: Conceptual issues, research questions and policy options* (Gender and Development Programme Paper N.º 3). United Nations Research Institute for Social Development (UNRISD).
- Rico, M. N., y Segovia, O. (Eds.). (2017). *¿Quién cuida en la ciudad? Aportes para políticas urbanas de igualdad* (Libros de la CEPAL, N.º 150). Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Rodríguez-Oreggia, E., y López-Videla, B. (2015). Imputación de ingresos laborales: una aplicación con encuestas de empleo en México. *El Trimestre Económico*, 82(325), 117–146.
- Rubil, A. (2012). La importancia de corregir por el sesgo de selección en el análisis de las brechas salariales por género: un estudio para Argentina, Brasil y México. *Ensayos. Revista de Economía*, 31(2), 1–36.
- Sánchez Vargas, A., Herrera Merino, A. L., y Perrotini Hernández, I. (2015). La participación laboral femenina y el uso del tiempo en el cuidado del hogar en México. *Contaduría y Administración*, 60(3), 651–662. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.013>
- Sartori, A. E. (2003). An estimator for some binary-outcome selection models without exclusion restrictions [Un estimador para algunos modelos de selección con resultado binario sin restricciones de exclusión]. *Political Analysis*, 11(2), 111–138. <https://doi.org/10.1093/pan/mpg001>
- Saucedo-Delgado, O. A., Nieto, M. R., y De-La-Sota-Riva-Echánove, M. (2024). Effects of income on family care organization in Mexico: An analysis based on data from the Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) from 2010 to 2020 [Efectos del ingreso sobre la organización familiar del cuidado en México: un análisis con datos de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) de 2010 a 2020]. *Social Sciences*, 13(11), 621. <https://doi.org/10.3390/socsci13110621>
- Secretaría de Bienestar. (2020, 26 de junio). *Programa Sectorial de Bienestar 2020-2024*. Diario Oficial de la Federación. https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5596183&fecha=26/06/2020
- Secretaría de Gobernación. (2026, 18 de mayo). *Programa Nacional de Población 2026-2030*. Diario Oficial de la Federación. https://dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5787678&fecha=18/05/2026
- Sharma, N., Chakrabarti, S., y Grover, S. (2016). Diferencias de género en el cuidado de familiares con enfermedades mentales. *Revista Mundial de Psiquiatría*, 6(1), 7.
- Sinha, A., Sedai, A. K., Rahut, D. B., y Sonobe, T. (2024). Well-being costs of unpaid care: Gendered evidence from a contextualized time-use survey in India. *World Development*, 173, 106419. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106419>

- Stabridis, O., y Van Gameren, E. (2018). Exposure to firewood: Consequences for health and labor force participation in Mexico. *World Development*, 107, 382–395. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.03.010>
- Stampini, M., Oliveri, M. L., Ibararán, P., Londoño, D., Rhee, H. J., y James, G. M. (2020). *¿Trabajar menos para cuidar a los padres? Los efectos laborales de la atención a la dependencia en el hogar en América Latina* (Documento de Trabajo BID N.º IDB-WP-1105). Banco Interamericano de Desarrollo. <https://doi.org/10.18235/0002738>
- 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>
- The Lancet Public Health. (2024). Unpaid carers: a silent workforce [Cuidadores no remunerados: una fuerza laboral silenciosa] [Editorial]. *The Lancet Public Health*, 9(1), e1. [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(23\)00311-0](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(23)00311-0)
- Trujillo, A. J., Mroz, T. A., Piras, C., Angeles, G., y Tran, N. (2012). Caregiving and elderly health in Mexico [Cuidado y salud de las personas mayores en México]. *International Journal of Health Services*, 42(4), 667–694. <https://doi.org/10.2190/HS.42.4.f>
- Van Houtven, C. H., Coe, N. B., y Skira, M. M. (2013). The effect of informal care on work and wages. *Journal of Health Economics*, 32(1), 240–252. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.10.006>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2.ª ed.). MIT Press.
- Yaschine, I., y Orozco, M. (2025). *Movilidad ocupacional intergeneracional y trabajo de cuidados en México* (Documento de Trabajo CEEY N.º 12/2025). Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY).

ANEXOS.

Anexo 1. Estadísticas descriptivas de las variables de análisis, México, 2019

Variable	Obs.	Media	Desv. estándar	Mín.	Máx.
Salario (log)	101,397	8.8334	0.6275	0	12.206
Escolaridad (años)	424,813	10.881	4.122	0	24
Experiencia laboral	424,813	20.683	14.679	0	58
Experiencia laboral ²	424,813	643.268	716.145	0	3,364
Mujer × Horas de cuidado	373,709	4.553	10.570	0	97
Mujer	425,172	0.551	0.497	0	1
Cuidados no remunerados	373,709	5.479	10.937	0	97
Participación asalariada	425,172	0.600	0.490	0	1
Región geográfica	425,172	2.872	1.427	1	5

Nota. Las observaciones difieren entre variables por disponibilidad de información: el salario se reporta únicamente para la población asalariada; horas de cuidado y la interacción Mujer × Horas de cuidado corresponden a quienes reportaron trabajo de cuidados. Escolaridad medida en años de instrucción. Mujer y Participación asalariada son variables binarias (0/1). Región geográfica codificada en cinco categorías (1 = Sur-sureste, ..., 5 = Noroeste).

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), primer trimestre de 2019 y 2023 (INEGI).

Anexo 2. Estadísticas descriptivas de las variables de análisis, México, 2023

Variable	Obs.	Media	Desv. estándar	Mín.	Máx.
Salario (log)	117,559	8.9729	0.6028	0	12.206
Escolaridad (años)	224,622	11.046	4.099	0	24
Experiencia laboral	224,622	20.841	14.760	0	58
Experiencia laboral ²	224,622	652.193	719.291	0	3,364
Mujer × Horas de cuidado	198,928	4.319	10.478	0	97
Mujer	224,828	0.553	0.497	0	1
Cuidado no remunerados	198,928	5.228	10.909	0	97
Participación asalariada	224,828	0.607	0.488	0	1
Región geográfica	224,828	2.83	1.43	1	5

Nota. Las observaciones difieren entre variables por disponibilidad de información: el salario se reporta únicamente para la población asalariada; horas de cuidado y la interacción Mujer × Horas de cuidado corresponden a quienes reportaron trabajo de cuidados. Escolaridad medida en años de instrucción. Mujer y Participación asalariada son variables binarias (0/1).

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), primer trimestre de 2023 (INEGI).

Anexo 3. Estimación MCO de la ecuación de Mincer ampliada, México (2019 y 2023)

Variable	2019			2023		
	M1	M2	M3	M1	M2	M3
Primaria	0.1320*** (0.0216)	0.1432*** (0.0258)	0.0991*** (0.0244)	0.1787*** (0.0254)	0.1823*** (0.0304)	0.1340*** (0.0300)
Secundaria	0.2802*** (0.0218)	0.2950*** (0.0260)	0.2154*** (0.0246)	0.3182*** (0.0254)	0.3326*** (0.0305)	0.2469*** (0.0302)
Media superior	0.4565*** (0.0220)	0.4819*** (0.0261)	0.3955*** (0.0248)	0.4815*** (0.0256)	0.5023*** (0.0306)	0.4092*** (0.0305)
Licenciatura	0.8540*** (0.0224)	0.8875*** (0.0265)	0.7894*** (0.0252)	0.8695*** (0.0259)	0.9006*** (0.0309)	0.7937*** (0.0307)

Posgrado	1.2262*** (0.0291)	1.2546*** (0.0327)	1.1484*** (0.0315)	1.1984*** (0.0319)	1.2147*** (0.0364)	1.1089*** (0.0363)
Experiencia	0.0302*** (0.0007)	0.0302*** (0.0008)	0.0279*** (0.0008)	0.0269*** (0.0007)	0.0267*** (0.0008)	0.0246*** (0.0008)
Experiencia ²	-0.0005*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)
Mujer	-0.2614*** (0.0056)	-0.2385*** (0.0068)	-0.2403*** (0.0068)	-0.2410*** (0.0053)	-0.2154*** (0.0062)	-0.2152*** (0.0063)
Cuidados no remunerados	—	0.0054*** (0.0007)	0.0026*** (0.0006)	—	0.0027*** (0.0006)	0.0007 (0.0006)
Mujer × Horas de cuidado	—	-0.0073*** (0.0008)	-0.0056*** (0.0008)	—	-0.0057*** (0.0007)	-0.0046*** (0.0007)
Centro	—	—	0.0913*** (0.0089)	—	—	0.1041*** (0.0084)
Centro-occidente	—	—	0.2404*** (0.0082)	—	—	0.2074*** (0.0077)
Noreste	—	—	0.2521*** (0.0089)	—	—	0.2809*** (0.0080)
Noroeste	—	—	0.3040*** (0.0077)	—	—	0.3292*** (0.0076)
Localidad rural	—	—	-0.1998*** (0.0083)	—	—	-0.1776*** (0.0076)
Casada/o	—	—	0.0645*** (0.0064)	—	—	0.0643*** (0.0061)
Constante	7.9786*** (0.0223)	7.9431*** (0.0266)	7.8960*** (0.0258)	8.2705*** (0.0255)	8.2447*** (0.0305)	8.1997*** (0.0304)
Observaciones	101,397	101,397	101,397	117,471	117,471	117,471
R ²	0.2208	0.2367	0.2845	0.2118	0.2245	0.2720
Estadístico F	1,354.50	1,002.56	843.11	1,368.45	1,011.60	848.43

Nota. Variable dependiente: logaritmo natural del ingreso laboral mensual. La categoría de referencia educativa es sin instrucción; la categoría de referencia regional es Sur-sureste. Los modelos se estiman de forma progresiva: M1 incluye únicamente las variables de capital humano y características individuales básicas; M2 incorpora horas de cuidado y la interacción Mujer × Horas de cuidado; M3 agrega controles regionales y de localidad. Se utilizaron errores estándar robustos a heterocedasticidad. Las estimaciones emplean el factor de expansión de la ENOE (*pweight* = fac). El carácter — indica que la variable no fue incluida en el modelo correspondiente.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10 (pruebas bilaterales)

Anexo 4. Coeficientes clave de género y trabajo de cuidados por especificación, México (2019 y 2023)

Variable	2019			2023		
	MCO básico	MCO completo	Heckman MV	MCO básico	MCO completo	Heckman MV
<i>A. Ecuación de salarios</i>						
Mujer	-0.2614*** (0.0056)	-0.2803*** (0.0068)	-0.3674*** (0.0068)	-0.2410*** (0.0053)	-0.2570*** (0.0063)	-0.3261*** (0.0118)
Cuidado no remunerados	—	0.0026*** (0.0006)	0.0015*** (0.0004)	—	0.0007 (0.0006)	0.0006*** (0.0004)
Mujer × Horas de cuidado	—	-0.0056*** (0.0008)	-0.0079*** (0.0005)	—	-0.0046*** (0.0007)	-0.0069*** (0.0006)
<i>B. Ecuación de participación asalariada (selección)</i>						
Mujer	—	—	-0.8650*** (0.0080)	—	—	-0.8483*** (0.0074)
Cuidados no remunerados	—	—	0.0051*** (0.0010)	—	—	0.0022** (0.0009)
Mujer × Horas de cuidado	—	—	-0.0254*** (0.0011)	—	—	-0.0217*** (0.0009)
Observaciones	101,397	101,397	200,344	117,471	117,471	224,828

Nota. Resumen de los coeficientes centrales en seis especificaciones. Variable dependiente en el Panel A: logaritmo natural del ingreso laboral mensual. MCO básico incluye capital humano y características individuales sin controles de cuidados; MCO completo agrega horas de cuidado, interacción y controles regionales; Heckman MV estima conjuntamente la ecuación de salarios y la ecuación de selección a participación asalariada por máxima verosimilitud. El Panel B reporta únicamente los coeficientes de la ecuación de selección del modelo Heckman MV; MCO no estima ecuación de selección (—). Las diferencias en observaciones entre modelos reflejan la disponibilidad de información sobre horas de cuidado y la inclusión de la muestra no asalariada en el modelo de selección. Errores estándar robustos entre paréntesis.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10 (pruebas bilaterales).

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Anexo 5. Estimación Heckman dos pasos (Heckit). Ecuación de salarios y ecuación de selección. México, 2019 y 2023

(Variable dependiente: logaritmo natural del ingreso laboral)

Variable	2019		2023	
	Coeficiente	E.E.	Coeficiente	E.E.
<i>A. Ecuación de salarios</i>				
Primaria	0.0806***	(0.0161)	0.0938***	(0.0155)
Secundaria	0.1874***	(0.0162)	0.1941***	(0.0155)
Media superior	0.3681***	(0.0164)	0.3542***	(0.0156)
Licenciatura	0.7391***	(0.0165)	0.6801***	(0.0158)
Posgrado	1.0834***	(0.0202)	0.9762***	(0.0187)
Experiencia	0.0251***	(0.0008)	0.0206***	(0.0008)
Experiencia ²	-0.0004***	(0.0000)	-0.0004***	(0.0000)
Mujer	-0.2007***	(0.0075)	-0.1653***	(0.0066)
Horas de cuidado	0.0018***	(0.0004)	0.0010***	(0.0004)
Mujer × Horas de cuidado	-0.0034***	(0.0005)	-0.0027***	(0.0005)
Centro	0.0262***	(0.0059)	0.0342***	(0.0052)

Centro-occidente	0.1863***	(0.0054)	0.1532***	(0.0049)
Noreste	0.1838***	(0.0063)	0.1961***	(0.0055)
Noroeste	0.2466***	(0.0056)	0.2749***	(0.0050)
Localidad rural	-0.1977***	(0.0065)	-0.1720***	(0.0057)
Casada/o	0.0829***	(0.0044)	0.0819***	(0.0039)
Constante	8.0156***	(0.0196)	8.3787***	(0.0183)
B. Ecuación de participación asalariada (selección)				
Primaria	0.2424***	(0.0248)	0.2512***	(0.0244)
Secundaria	0.3760***	(0.0244)	0.3963***	(0.0239)
Media superior	0.4092***	(0.0246)	0.4427***	(0.0240)
Licenciatura	0.4130***	(0.0248)	0.4787***	(0.0241)
Posgrado	0.9255***	(0.0369)	1.0278***	(0.0345)
Mujer	-0.8649***	(0.0080)	-0.8478***	(0.0074)
Cuidados no remunerados	0.0052***	(0.0010)	0.0022**	(0.0009)
Mujer × Horas de cuidado	-0.0254***	(0.0011)	-0.0218***	(0.0009)
Centro	-0.0314***	(0.0106)	-0.0174*	(0.0097)
Centro-occidente	0.1146***	(0.0099)	0.1025***	(0.0091)
Noreste	0.0765***	(0.0116)	0.0710***	(0.0105)
Noroeste	0.1865***	(0.0103)	0.1304***	(0.0096)
Localidad rural	-0.2619***	(0.0106)	-0.2295***	(0.0096)
Casada/o	-0.3026***	(0.0083)	-0.2728***	(0.0075)
Constante	-3.2464***	(0.0412)	-3.2800***	(0.0392)
Observaciones	200,344	—	224,828	—

Nota. Estimador de Heckman en dos etapas (Heckit). Errores estándar robustos entre paréntesis. Categoría de referencia educativa: sin instrucción; categoría regional de referencia: Sur-sureste. Variables de exclusión en la ecuación de selección: número de miembros del hogar de 0–5 años, miembros de 65 años o más, número de hijos, edad del jefe del hogar y su cuadrado.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10 (pruebas bilaterales).

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Anexo 6. *Modelo de Heckman en dos etapas para el caso de México (2019 y 2023)*

Variable	2019	2023
	Coefficiente	Coefficiente
<i>A. Ecuación de salarios (variable dep.: log salario)</i>		
Nivel educativo	0.0815*** (0.0009)	0.0733*** (0.0008)
Experiencia	0.0199*** (0.0009)	0.0206*** (0.0008)
Experiencia ²	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)
Cuidados no remunerados	-0.0180*** (0.0064)	-0.0378*** (0.0059)
Centro	0.0138 (0.0091)	0.0487*** (0.0079)
Centro-occidente	0.1727*** (0.0083)	0.1486*** (0.0072)
Noreste	0.1802*** (0.0097)	0.1989*** (0.0084)
Noroeste	0.2503*** (0.0085)	0.2828*** (0.0076)
Localidad rural	-0.1818*** (0.0110)	-0.1781*** (0.0092)
Constante	7.3075*** (0.0226)	7.7112*** (0.0206)

<i>B. Ecuación de participación asalariada (selección)</i>		
Miembros hogar 0–5 años	-0.0034 (0.0070)	-0.0055 (0.0065)
Adulto Mayor	-0.0481*** (0.0097)	-0.0515*** (0.0074)
Edad	0.1892*** (0.0024)	0.1905*** (0.0022)
Edad ²	-0.0024*** (0.0000)	-0.0024*** (0.0000)
Cuidados no remunerados	-0.2042*** (0.0100)	-0.2334*** (0.0093)
Nivel educativo	0.0445*** (0.0011)	0.0500*** (0.0011)
Centro	-0.0273** (0.0132)	0.0036 (0.0122)
Centro-occidente	0.1297*** (0.0123)	0.1455*** (0.0112)
Noreste	0.0580*** (0.0143)	0.0649*** (0.0131)
Noroeste	0.2140*** (0.0130)	0.1653*** (0.0120)
Localidad rural	-0.3967*** (0.0134)	-0.3374*** (0.0120)
Casada	-0.5887*** (0.0118)	-0.5534*** (0.0109)
Divorciada	0.2270*** (0.0185)	0.2335*** (0.0168)
Viuda	0.0595** (0.0269)	0.0219 (0.0238)
Constante	-3.6891*** (0.0449)	-3.7326*** (0.0419)
<i>C. Parámetro de corrección de sesgo de selección</i>		
Lambda (λ)	-0.0460*** (0.0124)	-0.0552*** (0.0117)
rho (ρ)	-0.0822	-0.1003
sigma (σ)	0.5592	0.5509
N	100,189	113,335
Seleccionadas (asalariadas)	39,790	48,168
No seleccionadas	60,399	65,167

Nota. Estimación Heckman en dos etapas (Heckit) para la submuestra de mujeres con escolaridad continua (años de instrucción). Ecuación de salarios: variable dependiente, logaritmo natural del ingreso laboral mensual. Ecuación de selección: variable dependiente, participación asalariada (1 = asalariada; 0 = PNEA o desocupada). Variables de exclusión: miembros del hogar de 0–5 años, miembros de 65 años o más, estado civil (casada, divorciada, viuda). Categoría regional de referencia: Sur-sureste. Lambda (λ) significativo en ambos años ($p < 0.01$) confirma la presencia de sesgo de selección muestral. Errores estándar entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$ (pruebas bilaterales).

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Anexo 7. Ingreso mensual promedio por grupo de edad, según inclusión de los cuidados no remunerados (2019 y 2023)

Edad	2019		2023	
	Sin cuidados	Con cuidados no remunerados	Sin cuidados	Con cuidados no remunerados
18-24	2,144.14	1,831.00	3,026.83	2,610.68
25-34	3,862.79	3,077.00	5,696.82	4,432.04
35-44	4,058.13	3,641.06	5,855.46	4,952.22

45-54	3,755.95	2,912.00	5,322.47	4,190.28
55-64	2,302.03	1,191.93	3,233.13	2,058.14

Fuente. Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Anexo 8. Modelo M3 y educación				
Variable	2019		2023	
	Coeficiente	Error estándar	Coeficiente	Error estándar
<i>Escolaridad</i>				
Primaria	0.0991***	(0.0244)	0.1340***	(0.0300)
Secundaria	0.2154***	(0.0246)	0.2469***	(0.0302)
Media superior	0.3955***	(0.0248)	0.4092***	(0.0305)
Licenciatura	0.7894***	(0.0252)	0.7937***	(0.0307)
Posgrado	1.1484***	(0.0315)	1.1089***	(0.0363)
<i>Capital humano</i>				
Experiencia	0.0279***	(0.0008)	0.0246***	(0.0008)
Experiencia ²	-0.0005***	(0.0000)	-0.0004***	(0.0000)
<i>Género y trabajo de cuidados</i>				
Mujer	-0.2403***	(0.0068)	-0.2152***	(0.0063)
Cuidados no remunerados	0.0026***	(0.0006)	0.0007	(0.0006)
Mujer × Horas de cuidado	-0.0056***	(0.0008)	-0.0046***	(0.0007)
<i>Controles regionales y demográficos (ref.: Sur-sureste)</i>				
Centro	0.0913***	(0.0089)	0.1041***	(0.0084)
Centro-occidente	0.2404***	(0.0082)	0.2074***	(0.0077)
Noreste	0.2521***	(0.0089)	0.2809***	(0.0080)
Noroeste	0.3040***	(0.0077)	0.3292***	(0.0076)
Localidad rural	-0.1998***	(0.0083)	-0.1776***	(0.0076)
Casada/o	0.0645***	(0.0064)	0.0643***	(0.0061)
Constante	7.8960***	(0.0258)	8.1997***	(0.0304)
Observaciones	101,397		117,471	
R ²	0.2845		0.2720	
Estadístico F	843.11		848.43	

Nota. Resultados del modelo MCO completo (M3). Variable dependiente: logaritmo natural del ingreso laboral mensual. Se incluyen controles de capital humano (experiencia y su cuadrado), género, horas de trabajo de cuidados e interacción, región geográfica, tipo de localidad y estado civil. Categoría de referencia educativa: sin instrucción; categoría regional de referencia: Sur-sureste. Errores estándar robustos entre paréntesis. Estimaciones ponderadas (*pweight* = fac).

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$ (pruebas bilaterales).

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Anexo 9. Análisis de robustez: coeficientes clave con log salario real por hora, México (2019 y 2023)

Variable	2019			2023		
	MCO básico	MCO completo	Heckman MV	MCO básico	MCO completo	Heckman MV
<i>A. Ecuación de salarios</i>						
Mujer	-0.0546*** (0.0052)	-0.0713*** (0.0063)	-0.1052*** (0.0079)	-0.0545*** (0.0049)	-0.0636*** (0.0059)	-0.0874*** (0.0073)
Cuidados no remunerados	—	0.0031*** (0.0007)	0.0032*** (0.0004)	—	0.0020*** (0.0006)	0.0023*** (0.0004)
Mujer × Horas de cuidado	—	-0.0007 (0.0008)	-0.0016*** (0.0005)	—	-0.0004 (0.0007)	-0.0014*** (0.0005)
<i>B. Ecuación de participación asalariada (selección)</i>						
Mujer	—	—	-0.8614*** (0.0081)	—	—	-0.8430*** (0.0075)
Cuidados no remunerados	—	—	0.0050*** (0.0010)	—	—	0.0019** (0.0009)
Mujer × Horas de cuidado	—	—	-0.0259*** (0.0011)	—	—	-0.0220*** (0.0009)
Observaciones	96,720	96,656	200,344	112,910	112,825	224,828

Nota. Análisis de robustez. Variable dependiente: logaritmo natural del salario real por hora (pesos de febrero 2025, deflactado con INPC). Los modelos MCO básico, MCO completo y Heckman MV siguen la misma especificación que los cuadros principales. El Panel B reporta únicamente los coeficientes de la ecuación de selección del modelo Heckman MV; MCO no estima ecuación de selección (—). Errores estándar robustos entre paréntesis.

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10 (pruebas bilaterales).

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI).

Anexo 10. Brecha salarial y descomposición Oaxaca-Blinder, México 2019 (log salario real por hora)

	Logarítmicos	Porcentaje
Predicción media para hombres	3.817***	—
Predicción media para mujeres	3.780***	—
Diferencia (brecha salarial)	0.037***	3.811 %
<i>Descomposición de la brecha salarial</i>		
Componente explicado	-0.053***	-142.563%
Componente no explicado	0.091***	242.563%

Nota. Descomposición de Oaxaca-Blinder (1973). Variable dependiente: logaritmo natural del salario real por hora (pesos de febrero 2025). El componente explicado refleja las diferencias en características observables entre hombres y mujeres (dotaciones); el componente no explicado captura las diferencias en retornos a esas características, interpretado como una medida de discriminación salarial. Los porcentajes expresan la contribución de cada componente a la brecha total. *** p < 0.01.

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Anexo 11. Brecha salarial y descomposición Oaxaca-Blinder, México 2023 (log salario real por hora)

	Logarítmicos	Porcentaje
Predicción media para hombres	3.887***	—
Predicción media para mujeres	3.861***	—
Diferencia (brecha salarial)	0.026***	2.648 %
<i>Descomposición de la brecha salarial</i>		
Componente explicado	-0.047***	-179.117%

Componente no explicado	0.074***	279.117%
-------------------------	----------	----------

Nota. Descomposición de Oaxaca-Blinder (1973). Variable dependiente: logaritmo natural del salario real por hora (pesos de febrero 2025). El componente explicado refleja diferencias en características observables entre hombres y mujeres (dotaciones); el componente no explicado captura diferencias en retornos a esas características, interpretado como una medida de discriminación salarial. Los porcentajes expresan la contribución de cada componente a la brecha total. *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Anexo 12. Brecha de ingreso mensual y descomposición Oaxaca-Blinder, México 2019

	Logarítmicos	Porcentaje
Predicción media para hombres	8.770***	—
Predicción media para mujeres	8.547***	—
Diferencia (brecha de ingreso)	0.224***	22.358%
Descomposición de la brecha de ingreso		
Componente explicado	0.052***	23.080%
Componente no explicado	0.172***	76.920%

Nota. Descomposición de Oaxaca-Blinder (1973) con corrección de sesgo de selección muestral (Heckman). Variable dependiente: logaritmo natural del ingreso laboral mensual. El componente explicado refleja las diferencias en características observables entre hombres y mujeres (dotaciones); el componente no explicado captura las diferencias en retornos a esas características, interpretado como una medida de discriminación salarial. Los porcentajes expresan la contribución de cada componente a la brecha total. Grupo de referencia: mujeres. *** $p < 0.01$.

Fuente: elaboración propia con base en la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), primer trimestre de 2019 (INEGI).

Anexo 13. Brecha de ingreso mensual y descomposición Oaxaca-Blinder, México 2023

	Logarítmicos	Porcentaje
Predicción media para hombres	9.066***	—
Predicción media para mujeres	8.857***	—
Diferencia (brecha de ingreso)	0.209***	20.866%
Descomposición de la brecha de ingreso		
Componente explicado	0.049***	23.564%
Componente no explicado	0.159***	76.436%

Nota. Descomposición de Oaxaca-Blinder (1973) con corrección de sesgo de selección muestral (Heckman). Variable dependiente: logaritmo natural del ingreso laboral mensual. El componente explicado refleja las diferencias en características observables entre hombres y mujeres (dotaciones); el componente no explicado captura las diferencias en retornos a esas características, interpretado como una medida de discriminación salarial. Los porcentajes expresan la contribución de cada componente a la brecha total. Grupo de referencia: mujeres. *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

Anexo 14. Modelo Heckman de Máxima Verosimilitud: Ecuaciones de Salarios y Selección

	2019-T1	2023-T1
<i>Panel A. Ecuación de salarios (log ingreso mensual)</i>		
Primaria	0.0797*** (0.0161)	0.0930*** (0.0155)
Secundaria	0.1865*** (0.0162)	0.1932*** (0.0155)
Media superior	0.3679*** (0.0163)	0.3538*** (0.0156)
Licenciatura	0.7417*** (0.0165)	0.6820*** (0.0159)
Posgrado	1.0939*** (0.0201)	0.9835*** (0.0198)
Experiencia	0.0268*** (0.0008)	0.0218*** (0.0013)
Experiencia ²	-0.0005*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)
Mujer	-0.2174*** (0.0068)	-0.1761*** (0.0118)
Cuidados no remunerados	0.0019*** (0.0004)	0.0011*** (0.0004)
Mujer × Horas de cuidado	-0.0040*** (0.0005)	-0.0031*** (0.0006)
Controls ^a	Sí	Sí
Casada/o	0.0788*** (0.0043)	0.0793*** (0.0045)
Constante	7.9892*** (0.0189)	8.3615*** (0.0242)
<i>Panel B. Ecuación de selección (participación asalariada)</i>		
Adultos mayores	-0.0936*** (0.0078)	-0.0829*** (0.0060)
Miembros 0–5 años	-0.0672*** (0.0031)	-0.0544*** (0.0027)
Edad	0.2144*** (0.0019)	0.2153*** (0.0018)
Edad ²	-0.0027*** (0.0000)	-0.0027*** (0.0000)
Nivel educativo	Sí (5 cat.)	Sí (5 cat.)
Mujer	-0.8646*** (0.0080)	-0.8473*** (0.0074)
Cuidados no remunerados	0.0051*** (0.0010)	0.0022** (0.0009)
Mujer × Horas de cuidado	-0.0254*** (0.0011)	-0.0217*** (0.0009)
Controls ^a	Sí	Sí
Casada/o	-0.3052*** (0.0083)	-0.2770*** (0.0075)
Constante	-3.2398*** (0.0413)	-3.2652*** (0.0400)
<i>Parámetros auxiliares</i>		
athrho	-0.0920*** (0.0224)	-0.2067*** (0.0510)
Insigma	-0.6237*** (0.0026)	-0.6287*** (0.0055)
Observaciones	200,344	224,828
Log-verosimilitud	-159,146.45	-183,410.76

Nota. Los errores estándar se presentan entre paréntesis. Referencia educativa: sin instrucción. Referencia regional: Sur-sureste.

^a Controles regionales: Centro, Centro-occidente, Noreste, Noroeste, Localidad rural.

athrho = arctangente hiperbólica de rho; Insigma = logaritmo de sigma.

Fuente. Elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) 2019 y 2023, INEGI

* $p < .10$. ** $p < .05$. *** $p < .01$.