
Participación laboral de las mujeres en México: preferencias y limitaciones

Labor participation of women in Mexico: preferences and limitations

**Dalia Catalina Pérez
Bulnes**

*Centro de Estudios
Sociales del Noreste,
Monterrey, Nuevo León*

**Cinthya Guadalupe
Caamal Olvera**

*Universidad Autónoma
de Nuevo León,
Monterrey, Nuevo León*

**José Luis Mastretta
López**

*Centro de Estudios
Sociales del Noreste,
Monterrey, Nuevo León*

Recibido: 7 de septiembre de 2023.
Aprobado: 27 de noviembre de 2023.

Resumen

El objetivo de este artículo es analizar los factores relacionados con la participación laboral de las mujeres en México, identificando que la probabilidad de que estas trabajen aumenta con el uso de anticonceptivos, ser solteras, tener mayor nivel educativo y acceso a guarderías. Las decisiones reproductivas y de educación son relevantes para la decisión de las mujeres de participar en el mercado laboral, pues los roles de género limitan su participación si, por ejemplo, el jefe de familia es hombre o si la mujer desea tener más hijos. El acceso a guarderías es resultado de que las mujeres trabajadoras tengan entrada directa al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS).

Palabras clave: trabajo, estado civil, hijos, mujeres, guarderías.

Clasificación JEL: J12, J13, J16, J21, J22.

Abstract

The objective of this article is to analyze the factors related to labor participation of women in Mexico, identifying that the probability of women working is higher if they use contraceptives, are single, have a higher educational level, or have access to childcare. Reproductive and educational decisions are relevant to women's decision to participate in the labor market. There are gender roles that limit the participation of women, for example, if the head of the family is a man or if the woman wishes to have more children. Access to childcare centers is a result of working women having direct access to the IMSS (Mexican Institute of Social Security).

Keywords: work, marital status, children, women, childcare centers.

JEL Classification: J12, J13, J16, J21, J22.

1. Introducción

Durante los últimos cincuenta años, la participación laboral de las mujeres en México se ha incrementado de manera sostenida, mientras que las tasas de fertilidad se han reducido de forma dramática (Inchauste Comboni *et al.*, 2020). A pesar de que las mujeres adquieren mayores niveles educativos, la doble carga laboral que enfrentan ha influido en su decisión de elegir entre su familia o su carrera profesional, pues desafortunadamente no siempre logran combinar ambas (Goldin, 2004), lo que resulta en una reducida participación laboral.

El objetivo principal de esta investigación es entender los factores relacionados con la participación laboral de las mujeres. La forma de llevar a cabo el estudio es mediante la identificación empírica de los factores que inciden en la decisión de trabajar, considerando las características sociodemográficas, como son estado civil, edad, educación, sus elecciones reproductivas y si tienen acceso a la atención y al cuidado de sus hijos.

La medición de la participación laboral y las variables relacionadas se obtiene de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (INEGI, 2018) publicada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía de México (INEGI). La población total del país se estima en 125 millones de personas, y existe un balance de género, pues el 51.1 % son mujeres y el 48.9 % restante son hombres. La dinámica demográfica indica que se trata de un país primordialmente joven, donde el 50 % tiene menos de 29 años, según los cálculos propios de esta institución.

En México se estima que el número de hijos se reduce conforme aumenta el nivel de escolaridad, pues las mujeres con algún grado de primaria tienen, en promedio, 2.81, en tanto, se reduce a 1.75 para aquellas con educación media superior o superior (INEGI, 2018). El porcentaje de las mujeres que trabajan es de 41.33 %, sustancialmente menor que el de los hombres, estimado en 71.69 %. La situación conyugal de estas incide en su participación laboral, pues es más probable que trabajen si no tienen un compañero o esposo que las apoye en los gastos del hogar (Becker, 1988). Se estima que el 75.18 % de las mujeres divorciadas y el 70.13 % de las mujeres separadas de una unión libre trabajan.

Los factores institucionales que han promovido la participación laboral son los subsidios a los cuidados de la infancia. En México estos apoyos son escasos y limitados para las que se encuentran trabajando. Durante casi una década, de 2007 a 2017, existió un programa de estancias infantiles que logró una cobertura del 39 % de

la población objetivo (López-Acevedo *et al.*, 2021). La presente investigación se realiza para 2018, cuando tener servicios de guardería era una prestación exclusiva para las madres trabajadoras formales y no se otorgaba a los padres trabajadores. Por tanto, la estrategia de identificación asume que las mujeres que tienen acceso a los servicios de salud de forma directa, también tienen acceso a los servicios de cuidados infantiles, principalmente los proporcionados por el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), el mayor proveedor de salud en México. A partir de noviembre de 2020, se reformó el artículo 201 de la Ley del Seguro Social, en donde se otorga la prestación de guarderías a las personas trabajadoras derechohabientes de la institución (Ley del Seguro Social, 1995, 2020; artículo reformado: 201), sin distinciones de género.

Los cálculos de la ENADID (INEGI, 2018) permiten inferir que solo 29.8 % de las mujeres que trabajaban contaban con acceso directo a las prestaciones del IMSS. Este porcentaje es mayor para las mujeres solteras (32.9 %) o casadas (30.6 %), y se reduce evidentemente cuando viven con su pareja en unión libre (17.2 %). Por el contrario, se estiman porcentajes inferiores para las mujeres separadas o divorciadas, pues al menos el doble de ellas no tiene acceso directo a las prestaciones laborales.

La metodología utilizada corresponde a una serie de especificaciones de modelos Probit que permitirán entender la asociación de los factores que contribuyen a la probabilidad de que las mujeres trabajen. La decisión de participar se mide como una variable binaria; las variables explicativas indican que, si en el hogar el jefe de familia es el hombre, se reduce la probabilidad de que las mujeres trabajen; una mayor escolaridad incrementa la participación de las mujeres, aunque las que no están ni casadas ni en unión libre presentan una mayor probabilidad de trabajar. La limitación de esta investigación se encuentra en la estrategia de identificación del acceso a guarderías, pues esta prestación presentaría un sesgo de selección para aquellas mujeres que se encuentran en la formalidad, sin incluir el efecto de tener algún subsidio para las que trabajan en la informalidad. Los estudios que relacionan el acceso a guardería y la participación laboral en México son limitados, con excepción del artículo de López-Acevedo *et al.* (2021), que incorpora el efecto de un programa federal que otorgaba servicios de guardería a nivel nacional. A pesar de la limitación mencionada, se logra incorporar el efecto previo a la reforma en la Ley del Seguro Social.

El artículo está organizado como sigue: en la sección 1 se presenta la revisión de literatura sobre las políticas que se han implementado para incrementar la participación laboral de las mujeres. En la 2 se describe la metodología; en la 3 se explica el análisis descriptivo; en la 4 se presentan los resultados y en la 5 las conclusiones además de recomendaciones de política pública.

2. Revisión de la literatura

La crianza de los hijos ha recaído históricamente en las mujeres (Cardia y Gomme, 2018). Distintos estudios evidencian que las mujeres que muestran las tasas más altas de participación son aquellas que tienen un menor número de hijos y las que, además, tienen mayores niveles de educación (Becker, 1960; Mammen y Paxson, 2000). Para el caso de Estados Unidos (EE.UU.), se ha encontrado que el incremento en los salarios, desde 1960, propició un aumento en la participación laboral de las mujeres (Cardia y Gomme, 2018). Esta es resultado de dos decisiones que las mujeres deben enfrentar: si formar una familia o desarrollar una carrera profesional. En EE.UU., entre 21 % y 28 % de las mujeres que terminaron la educación superior entre 1980 y 1990 lograron combinar la familia y la carrera profesional a una edad de 40 años (Goldin, 2004).

Las percepciones sobre el rol de las mujeres en la crianza de los hijos se fomentan principalmente a edades tempranas y este factor se relaciona con un estancamiento en la brecha de salarios (Fortin, 2005). Por otra parte, las normas sociales y culturales explican las amplias diferencias en el empleo de las mujeres entre países con el mismo nivel de desarrollo (Jayachandran, 2021). La persistencia en las ideologías sobre el papel de las mujeres dentro y fuera del hogar explican, en parte, el acceso limitado de ellas a empleos que exigen gran habilidad y están mejor pagados (Pande y Roy, 2021). En el caso de Japón, la participación laboral de las mujeres ha aumentado porque el porcentaje de personas cuyas percepciones sobre los roles de género no-tradicionalistas es mayor (Rodríguez-Planas y Tanaka, 2022).

El estado civil es importante en la decisión de las mujeres de participar en el mercado laboral o realizar trabajos en el hogar, la cual podría tomarse de forma conjunta para el caso de los casados o en una relación de pareja (Becker, 1988). En el caso de las mujeres, un incremento salarial aumentaría su poder de negociación en el hogar (Blundell *et al.* 2005). En el caso de las madres solteras, tener acceso a las estancias infantiles incidiría principalmente en su participación laboral (Jenkins, 1992). La participación laboral de la mujer en Estados Unidos, de 1990 a 2010, aumentó de 74 % a 75.2 %, y en países como Australia, Austria, Dinamarca, Francia, Nueva Zelanda, Noruega, Portugal, España, Suecia y Suiza, se incrementó, en promedio, en mayor medida, de 67.1 % a 79.5 %, lo cual se atribuye a las políticas públicas que han facilitado que las mujeres puedan seguir trabajando después de tener un hijo (Blau y Kahn, 2013).

El acceso legal a los anticonceptivos, especialmente antes de los 21 años, redujo la probabilidad de tener el primer hijo antes de los 22 años y aumentó el número de mujeres laborando (Bailey, 2006). En México, cifras de Inchauste Comboni *et al.* (2020) indican que el 55 % de los adolescentes usan algún método anticonceptivo en su primera relación, pero en el ámbito rural su uso es menor, con solo 11 % de las mujeres indígenas y 4 % en mujeres que no tienen educación.

En México, las estimaciones sobre la oferta laboral indican que, ante un incremento en el salario ofrecido, las mujeres responden aumentando las horas laboradas, es decir, dedican más tiempo al trabajo asalariado, en mayor medida que los hombres (Caamal y Francesconi, 2010). La participación laboral de las mujeres está condicionada al tiempo dedicado al trabajo doméstico no remunerado, en especial porque aquellas que tienen niños menores de seis años dedican 179.4 horas al mes al trabajo asalariado en el que reciben \$4000 pesos mensuales, en tanto mujeres sin niños de seis años dedican 198.69 horas al mes a trabajar y reciben \$4,800 pesos (Sánchez Vargas *et al.*, 2015). La presencia de otra mujer en el hogar favorece el incremento en la oferta laboral femenina (Sánchez Vargas *et al.*, 2015; Gong y Van Soest, 2002). En México, la participación laboral de las mujeres es baja, pues en 1992 fue de 38 % en comparación con otros países que alcanzan una participación de entre 45 % y 55% (Gong y Van Soest, 2002).

La calidad en el cuidado de los niños de familias en condición de pobreza es fundamental para emparejar el inicio de la vida de los niños (Turón, 2022). Los programas sociales dirigidos a las mujeres y que promueven el cuidado de los niños han influido en la oferta laboral para ellas (Arceo-Gómez y Campos-Vázquez, 2010). Un subsidio a las estancias infantiles mejoraría la calidad en el cuidado de los hijos e incrementaría el bienestar de la familia, aún si no se hace uso intensivo de las estancias (Sullivan *et al.*, 2018). La calidad en el cuidado de los hijos promueve el desarrollo académico, social y de competencias, reduce problemas de comportamiento y mejora el autocontrol (Magnuson *et al.*, 2007).

El trabajo no remunerado ha incrementado la desigualdad entre hombres y mujeres para el equilibrio entre familia y trabajo (Ferraris y Martínez, 2022) y, durante la época de la pandemia de COVID-19 afectó de manera desproporcionada a las mujeres, ya que, debido a la contingencia, la mayor parte del trabajo fue en modalidad de teletrabajo (Martínez-Labrin *et al.*, 2022). Las mujeres se encuentran sobrerrepresentadas en trabajos menos productivos, y principalmente informales: en países latinoamericanos se estima que, en promedio, 51.8 % ocupan este tipo de trabajos (Abramo, 2022). La doble carga que enfrentan se ve limitada en el acceso a empleos

formales, pues dedican el triple de su tiempo, en comparación con los hombres, a labores no remuneradas (Abramo, 2022). El subsidio para el acceso a guarderías está ampliamente relacionado con decisiones sobre participación, oferta laboral, fertilidad, producción doméstica y decisiones dentro del hogar con respecto a la crianza de los hijos (Hassani-Nezhad, 2020). En el caso de México comparando 2007 y 2017, el acceso a las guarderías explica un incremento en la participación laboral de las mujeres de 13.8 puntos porcentuales en hogares con niños menores de cuatro años, (López-Acevedo *et al.*, 2021).

3. Metodología

Se propone realizar un análisis a partir de un modelo de participación laboral con enfoque en la familia, en donde se considera que las decisiones que se realizan dentro del hogar implican una serie de negociaciones, en donde se incorporan los costos que enfrentan quienes aportan trabajo remunerado y no remunerado en el hogar (Chiap-pori, 1988; Blundell y MaCurdy, 1999). Considerando que estas decisiones no son observables, se asume que, si las negociaciones dentro del hogar favorecen la inserción de las mujeres en el mercado laboral, entonces, se observaría su participación laboral. En este sentido, podría considerarse que existe una variable latente, que representa las negociaciones no observadas dentro del hogar. Se observan los valores positivos cuando los beneficios de entrar al mercado laboral superan los costos, es decir, se observa que la mujer trabaja porque las ventajas son mayores que los costos. De otra forma, si los costos son más altos, la variable latente sería negativa y no se observaría la participación laboral de las mujeres. En este sentido, la estimación econométrica podría realizarse a través de un modelo probabilístico no lineal, el cual permite analizar los factores relacionados con la probabilidad de que las mujeres trabajen, considerando que existen situaciones personales, familiares o institucionales que afectan esta decisión. De tal forma, la ecuación que se desea estimar es la siguiente:

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

La probabilidad de que las mujeres trabajen se expresa de la siguiente forma:

$$\Pr(y_i = 1 | X) = F(X' \beta) \quad (2)$$

En donde la función $F(.)$ es la función de distribución acumulativa que permitiría estimar la probabilidad de que ocurra la participación laboral, asegurando que la probabilidad se encuentre en un rango entre 0 y 1. Debido a que la muestra obtenida de la ENADID (INEGI, 2018) está compuesta por 114 744 mujeres, la suposición de que la función que se muestra en la ecuación (2) es la distribución normal, nos llevaría a una estimación Probit, que asume normalidad en los errores. Otros artículos, como el de López-Acevedo *et al.* (2021) y Petrakis (2021), entre otros, han utilizado la especificación de modelos Probit para estimar la participación laboral como un primer paso para la estimación de la oferta laboral y considerando que puede existir sesgo de selección de las personas que reportan salarios solo si se encuentran trabajando (Heckman, 1979; Wales y Woodland, 1980).

El análisis empírico se realiza a partir de la ENADID 2018 (INEGI, 2018). Las variables que se consideran influyen en la probabilidad de que la mujer, en determinado hogar, se encuentre trabajando, tomando en cuenta el sexo del jefe de familia, el estado civil de la mujer, el número de hijos, la escolaridad de la mujer, si ella se identifica como indígena y si recibe algún apoyo gubernamental. La ventaja de utilizar la ENADID (INEGI, 2018) es que permite asociar las decisiones laborales y las reproductivas de las mujeres, un aspecto que ha sido poco abordado por los estudios relacionados con la participación laboral de las mujeres (López-Acevedo *et al.*, 2021). Por ejemplo, a partir de la ENADID (INEGI, 2018) puede conocerse la edad de la que la mujer que se casó o unió por primera vez, la edad a la que tuvo el primer hijo, los métodos anticonceptivos que utiliza y utilizaba (como pastillas anticonceptivas, por ej.), razones para usar anticonceptivos, la opinión de su pareja o cónyuge sobre el número de hijos, preferencias reproductivas para conocer el deseo de tener más hijos, las razones por las que dejó de estudiar, el número de hijos que ha tenido, la experiencia durante el embarazo, entre otras.

Estos factores serán incorporados para estimar la probabilidad de que la mujer pueda participar en el mercado laboral. Como estrategia empírica se propone el cálculo de una probabilidad, basada en la ecuación (3), la cual estaría relacionada con la metodología de Heckman (1974, 1979) para estimar la probabilidad de que la mujer participe en el mercado laboral:

$$Pr(y_i = 1|X) = F(Edad_i, Educ_i, Edoc_i, Pref_i, Prog_i, Prest_i, Ind_i, \varepsilon_i) \quad (3)$$

En donde:

$y_i=1$, representa una variable binaria que es igual a 1, si la mujer declara que la semana pasada trabajó, 0 si no trabajó.

$Edad_i$: Se refiere a la edad de la mujer encuestada.

$Educ_i$: Se refiere al nivel educativo máximo completado por la mujer encuestada.

$Edoc_i$: Se refiere al estado civil actual de la mujer encuestada (grupo de variables binarias).

$Pref_i$: Se refiere a las variables relativas a las preferencias reproductivas de la mujer, por ejemplo: el deseo de tener más, hijos, el número de hijos, los métodos anticonceptivos utilizados, la edad a la que tuvo su primer hijo y la edad a la que dejó de estudiar.

$Prog_i$: Es una variable binaria que indica si la mujer es beneficiaria de algún programa social como PROSPERA, PROAGRO Productivo/PROCAMPO, apoyo a adultos mayores y ayuda a madres solteras.

$Prest_i$: Proxy de las prestaciones laborales otorgadas de forma directa por el IMSS, o bien, si tiene acceso a la salud por el Seguro Popular (vigente hasta el 2018).

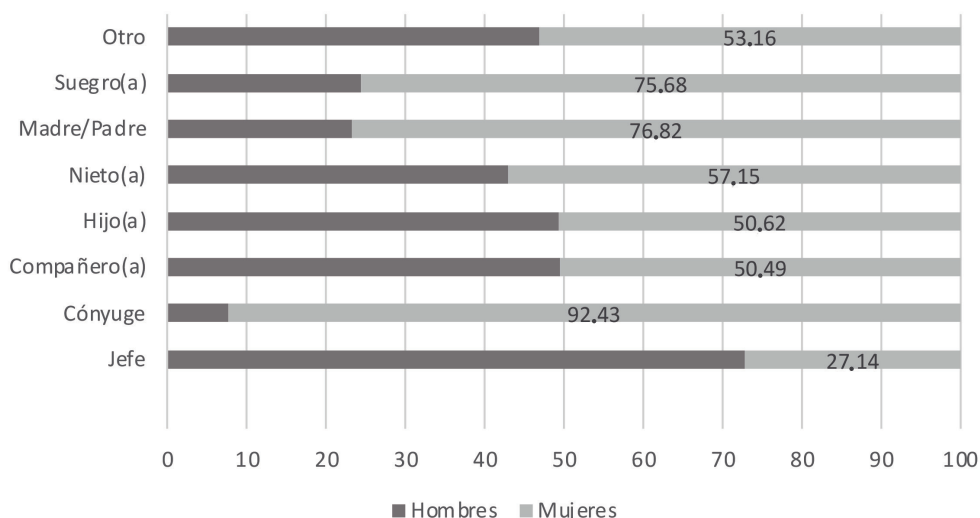
Ind_i : Si se considera indígena.

ε_i : representa el término de error aleatorio que contiene las variables que inciden en la participación laboral femenina pero no son observables.

La estrategia empírica consiste en estimar modelos para entender el efecto de cada variable sobre la probabilidad de inserción en el mercado laboral de las mujeres. Se asume normalidad en los errores en la estimación, pues la muestra es lo suficientemente grande para sostener este supuesto. Además, se presentarán distintas especificaciones para entender si el efecto estimado es robusto, ante algún cambio en las variables explicativas.

4. Análisis descriptivo

De la encuesta ENADID (INEGI, 2018) se estima que los jefes de familia son en su mayoría hombres, 72.86 %, y el resto son jefas mujeres. El cónyuge es primordialmente mujer, 92.43 %, en tanto otros miembros en el hogar, como compañeros, hijos o nietos, muestran una igualdad relativa. Los padres o suegros del jefe de familia son principalmente mujeres, 76.82 % y 75.68 % respectivamente (ver gráfica 1).

Grafica 1. Parentesco con respecto al jefe de familia según el género (%)

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

4.1 Estado civil y participación laboral

El estado civil incide en las decisiones de participación de las mujeres; en hogares en donde están la mamá y el papá, las mujeres tienen una menor participación laboral (OIT, 2021). La tabla 1 muestra que gran parte de hombres y mujeres están casados (36.67 %). Le siguen en importancia las personas solteras, que son el 34.79 %, y las que están en una relación de unión libre, con 19.24 %. La situación por género es similar para casados, solteros y unión libre, con menores porcentajes para las mujeres, ya que se observa una mayor representación de estas en situación de ruptura de una relación de pareja y viudez. En otras palabras, hay más mujeres que hombres que mencionan que están separadas de una unión libre o separadas después de un matrimonio, y se reporta un mayor porcentaje de divorciadas y viudas en comparación con los hombres.

De acuerdo con estos datos, la situación conyugal es un factor importante para la decisión de participar en el mercado laboral, y se advierte que las mujeres estarían en desventaja, pues dedican más tiempo al trabajo no remunerado, pero con mayores responsabilidades, porque son ellas las jefas de familia, aunque en términos

relativos sean la minoría al representar el 27.14 % del total de jefes de familia identificados (ver tabla 1).

Tabla 1. Situación conyugal

	Hombres	Mujeres	Porcentaje del total
Unión libre	20.15	18.47	19.24
Separada de una unión libre	1.10	3.90	2.62
Separada de un matrimonio	0.87	3.16	2.11
Divorciado(a)	0.52	1.85	1.24
Viudo(a)	1.39	4.98	3.34
Casado(a)	39.51	34.27	36.67
Soltero(a)	36.47	33.38	34.79
Total	100.00	100.00	100.00

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

En la tabla 2 se muestran las diferencias en tasas de participación según el estado civil entre hombres y mujeres, y se estima que 75.18 % de las mujeres divorciadas trabaja, lo mismo que 70.13 % de las mujeres separadas de una unión libre, mientras que 68.71 % de las mujeres separadas de un matrimonio señalan también que trabajan. En cambio, los hombres solteros y viudos son los que menos participan en el mercado laboral, lo cual parece estar relacionado con la edad, no solo por la situación conyugal, como en el caso de las mujeres (ver tabla 2).

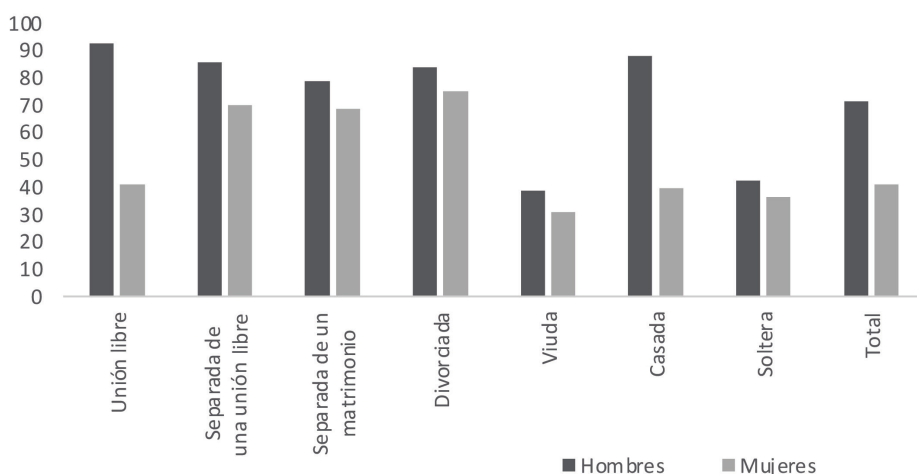
Tabla 2. Participación laboral según la situación conyugal

	Hombres		Mujeres	
	Trabaja	No trabaja	Trabaja	No trabaja
Unión libre	92.62	7.38	41.10	58.90
Separada de una unión libre	85.95	14.05	70.13	29.87
Separada de un matrimonio	79.02	20.98	68.71	31.29
Divorciado(a)	83.84	16.16	75.18	24.82
Viudo(a)	38.90	61.10	30.99	69.01
Casado(a)	88.31	11.69	39.77	60.23
Soltero(a)	42.61	57.39	36.78	63.22
Total	71.69	28.31	41.33	58.67

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

Una comparación de la participación laboral entre hombres y mujeres se muestra en la gráfica 2, en la que se observa que las mujeres solteras trabajan en forma similar a los hombres, cuya diferencia porcentual es de 5.83 puntos. Esto podría indicar que las mujeres que no tienen una pareja tendrían una mayor propensión a participar en el mercado laboral (ver gráfica 2).

Gráfica 2. Participación laboral según el género



Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

4.2 Acceso a sistemas de salud y seguridad social

La salud es uno de los derechos sociales más importantes para las familias y es la variable para medir la formalidad (Abramo, 2022) y, para el caso de este estudio, mide el acceso a las guarderías. El IMSS es el mayor proveedor de servicios de salud en México, cuya población afiliada equivale a 38.36 %. El Seguro Popular, hasta 2018, proporcionó acceso a la salud a una mayor población, 45.85 %, que no estaba inscrita en algún otro seguro formal. Los servicios que proporciona el ISSSTE federal o estatal representaron el 7.47 %. En tanto, los otros sistemas de salud en conjunto llegaron a 4.38 % del total de la población. La tabla 3 muestra en detalle el servicio médico público que declara tener cada persona, así como la fuente de afiliación a este, ya sea que lo

obtenga de forma indirecta porque tiene algún familiar en el hogar que tiene este derecho, por ejemplo, el caso del papá que lo obtuvo por su trabajo, y sus hijos también son acreedores a este derecho (ver tabla 3).

De la tabla 3 se identifica si los hijos o los padres del derechohabiente pueden obtener el servicio médico aun sin vivir en el mismo hogar. O bien, si tiene el acceso a la salud por ser estudiante, por jubilación o invalidez. Se realizará una distinción para identificar aquellas personas que obtienen el acceso a la salud de forma directa porque es una prestación laboral o porque realizó una contratación voluntaria, pues esto indicaría un esfuerzo directo para tener el servicio de salud, ya sea priorizando trabajos que otorguen prestaciones laborales o financiando con recursos propios el servicio de salud, lo que implica la generación de recursos para este fin.

La tabla 3 muestra dos esquemas de aseguramiento a la salud, el IMSS y el Seguro Popular. El IMSS otorga acceso a la salud para los trabajadores formales, en el cual se incluye la prestación de las guarderías exclusivamente para las mujeres trabajadoras. El segundo es el Seguro Popular, que puede solicitarse de forma voluntaria, incluso sin estar trabajando, pero no otorga ningún tipo de apoyo de guardería. Se infiere que el 70.2 % de las mujeres declara tener acceso a los servicios de salud del IMSS de forma indirecta, es decir, a través de la afiliación de su pareja o de algún otro familiar. Por el contrario, el 51.76 % de los hombres declaran tener acceso a la salud de forma directa. La situación es diferente con el Seguro Popular, pues son las mujeres quienes se adscriben a este seguro de forma voluntaria, 24.3 %, en comparación con el 12.6 % reportado por los hombres, una diferencia de casi la mitad.

Tabla 3. Acceso al servicio médico y forma de obtención (%)

	Totales	Hombres	Mujeres	Totales
IMSS				
Forma directa	15 760 653	51.76	29.8	40.29
Forma indirecta	23 355 311	48.24	70.2	59.71
Total IMSS	39 115 964			
Seguro Popular				
Forma directa	8 352 504	12.6	24.3	19.09
Forma indirecta	35 408 972	87.4	75.7	80.91
Total Seguro Popular	43 761 476			

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

La desventaja que enfrentan las mujeres, en especial en aquellos hogares en los que no existe una pareja que apoye en los gastos del hogar, representa una dificultad más para aquellas que buscan tener una protección social en caso de alguna emergencia médica (OIT, 2021). Si bien no puede obtenerse información de alguna otra prestación laboral, si el trabajador no tiene servicio médico es probable que tampoco obtenga alguna otra prestación. El origen de la afiliación al servicio médico permitiría identificar si las mujeres trabajadoras del IMSS tienen acceso a los servicios de guardería, pues era una prestación exclusiva para las mujeres trabajadoras.

La tabla 4 muestra que el 44.41 % de las mujeres casadas tienen afiliación al IMSS como proveedor de salud de forma indirecta, y las mujeres solteras son las que muestran el porcentaje más alto frente a las que tienen este servicio de salud de forma directa. En cuanto al Seguro Popular, se estiman porcentajes similares (36.1 %), entre las mujeres casadas y solteras, que se adscriben a este esquema de forma directa e indirecta, respectivamente (ver tabla 4).

Tabla 4. Situación conyugal de las mujeres y obtención del acceso a la salud

	IMSS		Seguro Popular	
	Directa	Indirecta	Directa	Indirecta
Unión libre	17.18	9.45	31.33	22.31
Separada de una unión libre	6.41	1.1	6.24	3.94
Separada de un matrimonio	5.45	2.13	3.78	2.38
Divorciada	4.62	0.93	1.58	0.78
Viuda	2.76	7.52	4.94	4.44
Casada	30.63	44.41	36.1	30.02
Soltera	32.95	34.47	16.03	36.13

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

La tabla 4 permite inferir que las mujeres que viven en unión libre o que están separadas, divorciadas o viudas obtienen, en términos relativos, el servicio de salud por medios directos, es decir, por trabajo o por contratación voluntaria. No obstante, los porcentajes son evidentemente inferiores al de las otras mujeres que tienen pareja o son solteras.

4.3 Educación y participación laboral

El nivel educativo entre los esposos o parejas está correlacionado, la decisión sobre cuántos años permanecer en la escuela y la decisión temprana de matrimonio reduciría la probabilidad de que las mujeres aumenten su nivel educativo (Ge, 2011). Existen también otras razones para dejar de estudiar. Gracias a la ENADID (INEGI, 2018) se conoce que el 27.97 % de las mujeres dejó la escuela por falta de recursos económicos. Si bien 15.81 % de las mujeres declaró que no les gustaba estudiar, y un porcentaje menor, 11.3 %, dejó de estudiar porque se unió o casó, un porcentaje similar tuvo que trabajar, y 7.73 % de las mujeres quedó embarazada y tuvo que dejar la escuela.

Al distinguir la decisión de dejar la escuela según el estado civil, se encuentra que 30.8 % de las mujeres solteras logra sus metas educativas, solo por debajo del porcentaje reportado por las divorciadas, 42.75 %. Por otro lado, 21.39 % de las mujeres casadas mencionó que logró la meta educativa planteada. En tanto, las mujeres viudas, separadas y en unión libre son las que mencionan, en menor medida, haber logrado sus metas educativas, con el menor porcentaje, 10.16 %, para las mujeres en unión libre.

Una tercera parte de las mujeres viudas dejaron de estudiar porque no tenían los recursos monetarios para hacerlo y en menor proporción las separadas de una unión libre, 29.71 %, y las que viven en unión libre, 29.07 %. Las que reportaron haber dejado de estudiar por falta de recursos económicos fueron las divorciadas (16.65 %), y las solteras (23.17 %). El 10.03 % de las mujeres divorciadas reportan, en mayor proporción, haber dejado de estudiar porque tuvieron que trabajar, y porcentajes similares se ven en las separadas de un matrimonio, 9.98 % y las separadas de unión libre, 9.08 %.

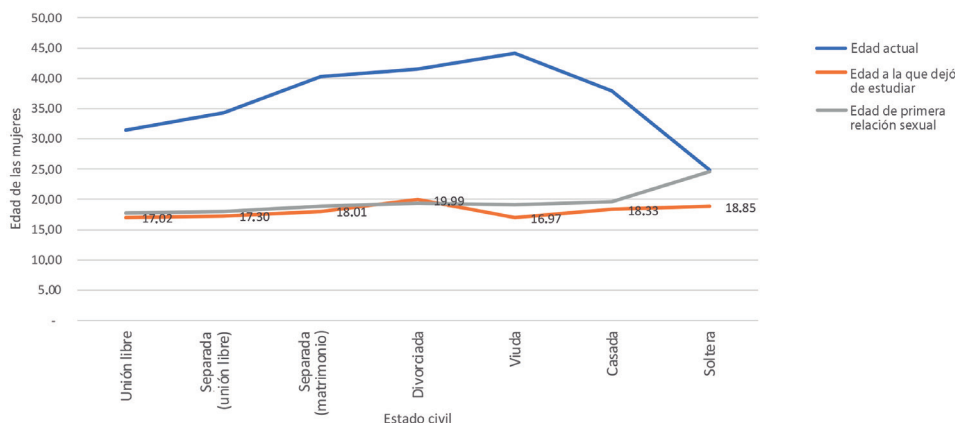
Con respecto al estado civil y la asistencia escolar, algunas mujeres refieren que la razón por la que dejaron de estudiar fue porque se casaron, mientras que otras mencionaron que fue porque se embarazaron y tuvieron un hijo o hija. Las mujeres que vivían en unión libre, las separadas de un matrimonio, las divorciadas, viudas y casadas, respondieron haber dejado la escuela porque se casaron o unieron. Las mujeres separadas de una unión libre y las solteras mencionan en mayor medida que dejaron la escuela porque se embarazaron. Si bien las diferencias en los porcentajes de las que se casaron o se embarazaron y dejaron de estudiar son pequeñas, aquellas entre las mujeres unidas en unión libre, separadas de una unión libre y separadas de un matrimonio, se amplían al compararse con las divorciadas, viudas y casadas.

4.4 El ciclo de vida y los hijos

La reducción en las tasas de fertilidad en México se observa desde la década de 1960, en donde el promedio de hijos era de siete, y en la cifra más reciente de 2022, fue de 2.2 niños por mujer (Inchauste Comboni *et al.*, 2020). La gráfica 3 compara la edad según el estado civil y acontecimientos importantes que ocurrieron en la vida de las mujeres según su edad actual, a la que dejó de estudiar y la edad promedio a la que tuvo relaciones sexuales por primera vez. Las mujeres viudas tienen una edad promedio mayor, 44.18 años, así como las mujeres divorciadas, 41.58 años, y las mujeres separadas de un matrimonio, 40.23 años. Por otra parte, el resto de las mujeres tienen menos de 40 años; las casadas, 37.88 años, y las unidas en unión libre tienen en promedio 31.42 años; las solteras tienen menor edad, 24.82 años.

También se ha observado una tendencia decreciente del embarazo adolescente, aunque con heterogeneidad entre las entidades federativas, pues estaría entre 49.2 embarazos en la Ciudad de México, en comparación con 86.2 embarazos por cada 1000 adolescentes en Coahuila (Inchauste Comboni *et al.*, 2020). La edad es relevante en las decisiones de estado civil que toman las mujeres, así como las decisiones de estudiar y tener relaciones sexuales por primera vez. Se estima que las mujeres dejan de estudiar cuando cumplen la mayoría de edad, 17.94 años; las viudas dejaron de estudiar a una edad más temprana, 16.97 años, mientras que las divorciadas alcanzaron mayor nivel educativo, pues dejaron de estudiar hasta los 19.99 años, después se encuentran las solteras, que dejaron de estudiar a los 18.85 años (ver gráfica 3).

Gráfica 3. Edad promedio de las mujeres



Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

4.5 Preferencias en el número de hijos

La tabla 5 permite analizar si existe alguna asociación entre el número de hijos y el estado civil, y el número de hijos promedio de las mujeres. Las viudas reportan un número mayor de hijos y también un mayor número de hijos fallecidos en comparación con las demás. El número promedio de hijos por mujer es de 2.26; las separadas y casadas tienen un mayor número de hijos, después de las viudas, mientras que las solteras tienen 1.50 hijos en promedio. Es notable que la mayoría de las mujeres deseaban tener más hijos, 75 %, con excepción de las viudas. Las que viven en unión libre declaran, en mayor porcentaje, el deseo de tener más hijos, 81.8 %, después las casadas, 76.9 % y por último las solteras, 74.36 %. En tanto, las mujeres que no tienen una pareja, como las viudas, las separadas y las divorciadas declaran no querer más hijos, en el orden de entre 40 % y 60 % (ver tabla 5).

Tabla 5. Número promedio y deseo de tener más hijos

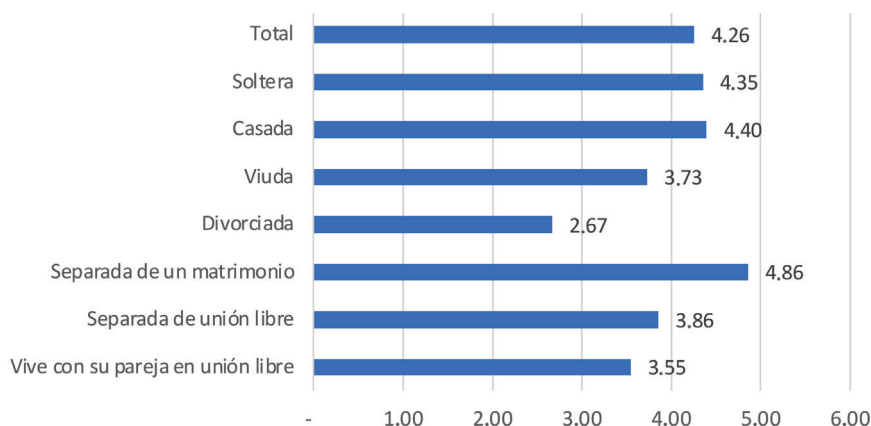
	Hijos fallecidos	Total de hijos vivos en la actualidad	No desean tener más hijos	Sí desean tener más hijos	
Vive con su pareja en unión libre	0.07	2.16	18.20	81.80	100
Separada de unión libre	0.07	2.15	27.74	72.26	100
Separada de un matrimonio	0.08	2.45	40.00	60.00	100
Divorciada	0.06	2.20	44.12	55.88	100
Viuda	0.17	2.80	60.47	39.53	100
Casada	0.07	2.42	23.10	76.90	100
Soltera	0.05	1.50	25.64	74.36	100
Total	0.07	2.26	24.95	75.05	100

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

Para las mujeres encuestadas en la ENADID (INEGI, 2018), el número ideal de hijos es de 4.26. Tal como se muestra en la gráfica 4, las mujeres en promedio tienen 2.26 hijos, por lo que significa que les gustaría tener, en promedio, dos hijos más. Comparando el número de hijos, idealmente según el estado civil, se encuentra que a las mujeres separadas de un matrimonio les hubiera gustado tener 4.86 hijos, y

no hay diferencias amplias entre el número ideal de hijos entre casadas y solteras, aunque es notable que las divorciadas prefieren tener un menor número de hijos, 2.67 (ver gráfica 4).

Gráfica 4. Número ideal de hijos que desean las mujeres



Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

En la tabla 6 se desagregan las razones por las cuales tuvieron más hijos que los esperados según su estado civil. Del total de las que respondieron haber tenido más hijos de los que esperaban fue por no utilizar métodos anticonceptivos, con 33.53 %, o les falló el método anticonceptivo, 24.62 %, o bien porque su esposo o pareja quería tener más hijos o hijas, 17.31 %. Solo un porcentaje menor de mujeres declaró que no conocía los métodos de anticoncepción, 7.19 %, y un porcentaje todavía menor, 0.79 %, fue por razones religiosas.

Las mujeres solteras son las que utilizaron menos los métodos anticonceptivos (51.75 %) y las separadas de una unión libre (37.19 %). También las viudas (35.86 %), en donde el desconocimiento de los métodos anticonceptivos fue evidente (10.07 %), en contraste con las mujeres divorciadas, de las cuales solo 1.58 % desconoce estos métodos.

El porcentaje mayor de las mujeres que respondieron que les falló el método anticonceptivo fue el de las que viven con su pareja en unión libre, 27.18 %; seguidas de las casadas, 25 %; las separadas de un matrimonio, 24.56 %; las divorciadas, 23.59 %, y las separadas de una unión libre, 22.46 %.

Por otra parte, destaca que las mujeres divorciadas mencionan como una razón de tener más hijos de los esperados el que su pareja quería tener más hijos, 23.18 %, un porcentaje similar al de las viudas, 21.09 %. En las casadas este porcentaje es más bajo, 18.17 %, aunque inferior al reportado por las separadas de una unión libre 19.72 %. Las razones religiosas son más relevantes en las separadas de un matrimonio (1.66 %) y en las viudas (1.10 %) (ver tabla 6).

Tabla 6. Razones por las cuales las mujeres tuvieron más hijos

	Uso de anticonceptivos			Su esposo/ pareja quería más hijos	Por razones religiosas	Otra	No sabe
	No utilizó	No conocía	Le falló				
Vive con su pareja en unión libre	33.60	8.22	27.18	16.84	0.63	8.45	5.08
Separada de unión libre	37.19	6.02	22.46	19.72	0.36	8.17	6.09
Separada de un matrimonio	33.69	9.30	24.56	15.37	1.66	10.47	4.94
Divorciada	25.39	1.58	23.59	23.18	0.70	18.64	6.90
Viuda	35.86	10.07	14.05	21.09	1.10	12.72	5.10
Casada	30.50	6.64	25.00	18.17	0.89	11.91	6.90
Soltera	51.75	6.07	15.09	9.01	0.71	11.29	6.09
Total	33.53	7.19	24.62	17.31	0.79	10.52	6.04

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018).

Entre las otras causas de haber tenido más hijos de los deseados se encuentra que las mujeres separadas de una unión libre y las solteras refieren que están estudiando. Algunas de las que refieren no tener más hijos es porque no tienen pareja; sin embargo, al excluir a las que están en unión libre y casadas, los porcentajes de las mujeres separadas, divorciadas, viudas y solteras aumentan para representar casi una tercera parte de las mujeres que no tienen más hijos.

5. Resultados

El resumen estadístico del estudio se resume en la tabla 7, a partir de los datos de la ENADID (INEGI, 2018) se infieren las características de las mujeres, la decisión de cuántos hijos tener y si tiene servicio médico de forma directa. Las variables binarias, cuyos valores están entre 0 y 1, representan porcentajes, el resto son variables continuas (ver tabla 7).

Tabla 7. Resumen estadístico de las variables

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Trabaja	114 744	0.474	0.499	0	1
Jefe hombre	114 744	0.694	0.461	0	1
Edad	114 744	39.128	14.750	18	105
Casada o unida	114 744	0.612	0.487	0	1
Soltera o viuda	114 744	0.284	0.451	0	1
Separada o divorciada	114 744	0.104	0.305	0	1
Escolaridad	114 715	9.891	4.529	0	24
Número de hijos	57 099	2.318	1.327	0	15
Uso de anticonceptivos	71 014	0.712	0.453	0	1
Deseo de tener más hijos	15 105	0.706	0.456	0	1
Beneficiaria de programa social	114 744	0.120	0.325	0	1
Indígena	114 742	0.060	0.237	0	1
Migrante	114 744	0.033	0.180	0	1
Prestaciones IMSS (directas)	43 252	0.422	0.494	0	1
Seguro Popular (directo)	46 942	0.387	0.487	0	1

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018). Nota: la información corresponde a las mujeres mayores de 18 años.

Las variables explicativas tienen una relación directa con la probabilidad de que las mujeres trabajen, de acuerdo con la revisión de literatura (Becker, 1988; Jenkins, 1992; Goldin, 2004; Fortin, 2005; Ferraris y Martínez, 2022; Cardia y Gomme, 2018),

se esperaría que las mujeres incrementen su probabilidad de participar en el mercado laboral, como estar soltera, tener un mayor nivel educativo, el uso de anticonceptivos y si tiene prestaciones laborales. En cambio, la probabilidad de que trabaje se reduce si el jefe del hogar es el hombre, si tiene más de un hijo, si desea tener más hijos, si es indígena; por otra parte, hay variables que podrían tener un efecto no claro, por ejemplo, si son beneficiarios de un programa social o si son migrantes.

En la tabla 8 se muestran todos los modelos en los que se incluyeron como variables sociodemográficas el sexo del jefe de familia, el estado civil de la mujer soltera o viuda, o bien separada o divorciada o casada; la edad, el número de hijos, la escolaridad medida en años aprobados, si ha utilizado anticonceptivos y se agregan tres variables para revisar qué tan robustos son los coeficientes estimados al considerar si es beneficiaria de algún programa social, si se considera indígena o si es migrante. En la tabla 9, se establecen combinaciones similares de variables, pero identificando las preferencias por un mayor número de hijos, excluyendo el número de hijos y el uso de anticonceptivos, esto con el fin de identificar las decisiones reproductivas. En la tabla 10 se incluyen, además, dos variables que permiten identificar si tienen afiliación a los servicios médicos del IMSS otorgados directamente a la mujer. Esta variable es el proxy del acceso a guarderías, o bien, si obtienen el servicio médico, por ser familiar dependiente; se incluye también el otro esquema de aseguramiento, el Seguro Popular contratado directamente o como dependiente, en comparación con aquellas mujeres que no tienen acceso a la salud.

La tabla 8 muestra cuatro especificaciones diferentes, incluyendo si el hombre es el jefe del hogar, si la mujer es soltera o viuda, separada o divorciada, su edad, su escolaridad, el número de hijos y si utiliza anticonceptivos (modelo 1). Posteriormente, se incorporan variables que permiten identificar si son beneficiarios de un programa social (modelo 2), si es población que se autorreconoce como indígena (modelo 3) y, finalmente, se incluye la posibilidad de que sea migrante (modelo 4). Los resultados de la tabla 8 muestran que, si el jefe de familia es hombre, la probabilidad de que las mujeres trabajen se reduce, en magnitudes muy similares, entre 26.6 y 26.7 puntos porcentuales (pp), cifras por arriba de las estimadas en López-Acevedo *et al.* (2021), que estimaron una reducción de 5.3 pp. El estado civil de las mujeres es importante para la decisión de participar o no en el mercado laboral, si está soltera o viuda la probabilidad de trabajar aumenta entre 75 pp en comparación con el caso de las casadas. La edad también es un factor importante, mientras mayor sea la edad es más probable que trabajen, entre 2.2 pp, una cifra menor que la encontrada por López-Acevedo *et al.* (2021) de 4.1 pp (ver tabla 8).

Tabla 8. Efectos marginales de la probabilidad de que las mujeres trabajen

	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)
Jefe hombre	-0.266*** (0.000838)	-0.267*** (0.000839)	-0.267*** (0.000839)	-0.267*** (0.000839)
Soltera o viuda	0.749*** (0.00122)	0.750*** (0.00122)	0.750*** (0.00122)	0.749*** (0.00122)
Separada o divorciada	0.748*** (0.00113)	0.747*** (0.00113)	0.747*** (0.00113)	0.747*** (0.00113)
Edad	0.0225*** (0.0000353)	0.0224*** (0.0000353)	0.0224*** (0.0000353)	0.0223*** (0.0000354)
Escolaridad	0.0685*** (0.0000839)	0.0663*** (0.0000851)	0.0663*** (0.0000859)	0.0664*** (0.0000859)
Número de hijos	-0.0494*** (0.000276)	-0.0417*** (0.000280)	-0.0418*** (0.000280)	-0.0418*** (0.000280)
Anticonceptivos	0.0562*** (0.000769)	0.0564*** (0.000770)	0.0569*** (0.000772)	0.0572*** (0.000772)
Beneficiaria del programa		-0.164*** (0.00101)	-0.165*** (0.00102)	-0.167*** (0.00102)
Indígena			0.0102*** (0.00138)	0.0108*** (0.00138)
Migrante				-0.0952*** (0.00161)
Observaciones	56 611	56 609	56 611	56 611
muestra expandida	18 665 495	18 665 495	18 665 495	18 665 495
LR Chi2	2893311.38	2919705.81	2919737.39	2923241.71
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.1120	0.1130	0.1130	0.1131
Casos correctamente predichos	67.34 %	67.35 %	67.35 %	67.37 %

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018). Las tablas muestran los efectos marginales de la probabilidad de que las mujeres mayores de 18 años trabajen. Los errores estándar están entre paréntesis. Nota: se muestran efectos marginales (cambios marginales de la variable binaria de 0 a 1),

errores estándar entre paréntesis, significancia estadística: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Las observaciones de la muestra expandida se refieren a que la estimación consideró la representatividad estadística de cada persona encuestada.

La elección de cuántos hijos tener podría estar relacionada con el nivel educativo (Goldin, 2004), por lo que se incluyeron ambas variables a la par, encontrando un incremento en la participación laboral si aumenta el número de años de educación, entre 6.63 y 6.85 pp. El número de hijos es un factor que consideran las mujeres para decidir si participan en el mercado laboral remunerado (Ferraris y Martínez, 2022), debido a que la crianza y el cuidado de los hijos recae en ellas. Se calcula que tener un hijo reduce la probabilidad de trabajar entre 4.17 y 4.94 pp; en las estimaciones de López-Acevedo *et al.* (2021) se esperan reducciones en la participación de entre 1.9 y 8.9 pp, cuando hay niños menores de cuatro años y de cinco a catorce, respectivamente.

El número de hijos podría estar relacionado con el uso de anticonceptivos (Bailey, 2006), pues esto incrementaría la participación laboral de las mujeres, entre 5.62 y 5.72 pp. Por otra parte, con la variable institucional, que identifica si son beneficiarias de algún programa social (Blau y Kahn, 2013), los resultados indican que contar con algún apoyo social reduce la probabilidad de trabajar entre 16.4 y 16.7 puntos porcentuales. La magnitud de estos coeficientes es de los más altos, solo después de considerar otro factor que retrae la probabilidad que trabaje, como es que el jefe de familia sea hombre y, en tercer lugar, el número de hijos. Por otra parte, si las mujeres se autodenominan indígenas se incrementa la probabilidad de que trabajen, aunque la magnitud es de solo un punto porcentual. Por último, si la mujer se autorreporta como migrante, reduce su probabilidad de trabajar en 9.52 puntos porcentuales.

La tabla 9 incluye la identificación del tipo de esquema de salud al cual están adscritas, se presentan las estimaciones con modelos que contienen variables similares. La diferencia está en las variables que identifican las preferencias sobre los hijos; en la tabla 8 se incorporó el número de hijos que tienen y el uso de anticonceptivos; en cambio, en la tabla 9 se incluye el deseo reportado de tener más hijos, si bien en la tabla 5 se estima que 7 de cada 10 mujeres desean tener más hijos, además de que estas preferencias cambian según su estado civil.

Los coeficientes estimados de la tabla 9 muestran que si el jefe de familia es hombre es menos probable que la mujer trabaje, la magnitud se reduce en comparación con la tabla 8, pues está en un rango de 19.7 a 20.3 puntos porcentuales (ver tabla 9).

Tabla 9. Efectos marginales con variables que identifican el deseo de tener más hijos

	Modelo (5)	Modelo (6)	Modelo (7)	Modelo (8)
Jefe hombre	-0.197*** (0.00126)	-0.202*** (0.00126)	-0.203*** (0.00126)	-0.199*** (0.00127)
Soltera o viuda	-0.0407*** (0.00144)	-0.0297*** (0.00145)	-0.0282*** (0.00145)	-0.0231*** (0.00145)
Separada o divorciada	0.460*** (0.00475)	0.486*** (0.00478)	0.487*** (0.00478)	0.489*** (0.00478)
Edad	0.0358*** (0.0000690)	0.0357*** (0.0000692)	0.0358*** (0.0000692)	0.0359*** (0.0000693)
Escolaridad	0.0761*** (0.000157)	0.0738*** (0.000158)	0.0754*** (0.000161)	0.0750*** (0.000161)
Desea más hijos	0.0677*** (0.00136)	0.0707*** (0.00137)	0.0699*** (0.00137)	0.0694*** (0.00137)
Beneficiaria de programa		-0.815*** (0.00366)	-0.822*** (0.00367)	-0.821*** (0.00367)
Indígena			0.153*** (0.00304)	0.147*** (0.00305)
Migrante				0.109*** (0.00268)
Observaciones+	5236705	5236705	5236705	5236705
LR Chi2	627650.10	681174.74	683721.94	685389.52
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0882	0.0957	0.0961	0.0963
Casos correctamente predichos	65.62 %	65.74 %	65.68 %	66.22 %

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018). Las tablas muestran los efectos marginales de la probabilidad de que las mujeres mayores de 18 años trabajen. Los errores estándar están entre paréntesis. Nota: se muestra efectos marginales (cambios marginales de la variable binaria de 0 a 1), errores estándar entre paréntesis, significancia estadística: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. +Las observaciones de la muestra expandida se refieren a que la estimación consideró la representatividad estadística de cada persona encuestada.

En la tabla 9 se incorpora el deseo de tener más hijos y se encuentra que la mayor diferencia en la participación laboral se encuentra al comparar el estado civil, pues las solteras o viudas reducen la probabilidad de trabajar, en comparación con las casadas o unidas. En el caso de las separadas o divorciadas, la tasa de participación laboral se incrementa (Mammen y Paxson, 2000) cuando desean más hijos. Este resultado es comparable al caso de las mujeres casadas o unidas. Esto nos indica que las mujeres desean tener más hijos, en este sentido, se infiere que internalizan la necesidad de trabajar para mantener un mayor número de hijos (Cardia y Gomme, 2018). En cuestión de la edad, la escolaridad y el autorreportarse como indígena mantienen el mismo signo positivo y con mayor magnitud, que implicaría una mayor participación laboral de las mujeres. Por otra parte, el ser beneficiaria de algún programa social reduce la probabilidad de que las mujeres trabajen, y las magnitudes son mayores a la tabla 8; por el contrario, el sentido de los coeficientes cambia cuando son migrantes, pues la probabilidad de que trabajen aumenta.

En la tabla 10 se incluyen las variables que identifican tener la prestación laboral del IMSS de forma directa, en comparación con tener el acceso al IMSS por dependencia de un trabajador afiliado; la prestación laboral de guarderías, hasta el año 2020, era exclusiva para las mujeres trabajadoras, a los hombres no se les otorgaba. También se incluye contar con el Seguro Popular contratado directamente; esta variable es relevante para identificar acceso a la salud y esta afiliación no implica tener más prestaciones, pues no necesariamente estarían en un trabajo formal. Además, la tabla identifica las preferencias sobre los hijos, el deseo de tener más que reportaron las mujeres, y se excluye el número de hijos y el uso de anticonceptivos, pues de otra forma, las estimaciones se invalidan.

Los coeficientes estimados de la tabla 10 también muestran que la probabilidad de trabajar se reduce si el jefe de familia es hombre, aunque la magnitud es la mayor estimada en relación con las tablas de resultados anteriores. De forma similar a la tabla 8, la probabilidad de que las mujeres solteras trabajen es positiva en comparación con las casadas, en tanto la participación laboral de las separadas o divorciadas se reduce en comparación con las casadas o unidas, de la tabla 5; las mujeres casadas o unidas son las que en mayor medida desean tener más hijos, aunque le siguen las separadas en términos relativos.

Si bien la edad está relacionada con la probabilidad de que las mujeres trabajen, la escolaridad cambia el sentido, considerando el hecho de que las mujeres deseen tener más hijos reduce la participación laboral. Esto puede ser consistente con el deseo de ser madre, pues aun con un mayor nivel educativo, la probabilidad

de trabajar se reduce (Goldin, 2004), aunque los coeficientes que identifican la preferencia por tener más hijos son evidentemente superiores a la reducción en probabilidad conforme aumenta la educación (Pande y Roy, 2021). Al igual que en todas las estimaciones, las mujeres que son beneficiarias de algún programa social reducen su participación laboral aunque, si son migrantes, la probabilidad de que trabajen aumenta.

Finalmente, en las variables que identifican las prestaciones laborales, en donde estaría el acceso a las guarderías cuando se tiene acceso al servicio médico como prestación directa, se observa que esta es la que más incide en la probabilidad de trabajar, en comparación con las mujeres que tienen acceso a la salud por ser dependiente de otro integrante del hogar, por ejemplo, el esposo o pareja. En tanto tener acceso a la salud por el Seguro Popular también incrementa la probabilidad de trabajar, pero en una magnitud evidentemente inferior, inclusive menor que las estimadas en la probabilidad de trabajar de las mujeres solteras.

Los resultados de la tabla 10 refuerzan los efectos anteriormente estimados, pero contribuyen a entender el efecto que identifica la presencia de las guarderías como una prestación laboral para las mujeres que obtienen el servicio de salud de forma directa, y es el coeficiente con mayor magnitud, del orden de 1.676 a 1.702, lo que está relacionado con el acceso a las guarderías, lo que aumenta la probabilidad de que trabajen. Si bien, tener acceso al Seguro Popular también incide positivamente en la participación laboral, la magnitud es evidentemente inferior de 9.77 y 13.6 puntos porcentuales. Este último porcentaje es muy similar al estimado por López-Acevedo *et al.* (2021), de 13.8, resultado de comparar diez años del inicio del programa de guarderías en México de 2007 a 2017 (ver tabla 10).

Tabla 10. Efectos marginales que identifican afiliación al IMSS y al Seguro Popular

	Modelo (9)	Modelo (10)	Modelo (11)	Modelo (12)
Jefe hombre	-0.401*** (0.0118)	-0.426*** (0.0120)	-0.438*** (0.0120)	-0.439*** (0.0120)
Soltera o viuda	0.244*** (0.0172)	0.252*** (0.0172)	0.245*** (0.0173)	0.275*** (0.0178)
Separada o divorciada	-1.389*** (0.0659)	-1.375*** (0.0659)	-1.425*** (0.0667)	-1.387*** (0.0671)

	Modelo (9)	Modelo (10)	Modelo (11)	Modelo (12)
Edad	0.0413*** (0.00108)	0.0402*** (0.00108)	0.0424*** (0.00110)	0.0431*** (0.00110)
Desea más hijos	-0.256*** (0.0139)	-0.228*** (0.0140)	-0.213*** (0.0141)	-0.213*** (0.0141)
Escolaridad	-0.0234*** (0.00198)	-0.0250*** (0.00198)	-0.0198*** (0.00202)	-0.0221*** (0.00204)
Prestaciones del IMSS (directas)	1.702*** (0.0138)	1.690*** (0.0138)	1.687*** (0.0139)	1.676*** (0.0140)
Seguro Popular (directo)	0.136*** (0.0131)	0.122*** (0.0131)	0.113*** (0.0131)	0.0977*** (0.0133)
Beneficiaria del programa		-0.279*** (0.0196)	-0.287*** (0.0196)	-0.297*** (0.0198)
Indígena			-0.436*** (0.0282)	-0.420*** (0.0282)
Migrante				0.218*** (0.0317)
Observaciones+	71438	71438	71438	71438
LR Chi2	29841.58	30049.67	30292.87	30341.46
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.3015	0.3036	0.3061	0.3066
Casos correctamente predichos	78.76 %	79.03 %	79.71 %	79.69 %

Fuente: elaboración propia con base en la ENADID (INEGI, 2018). Las tablas muestran los efectos marginales de la probabilidad de que las mujeres mayores de 18 años trabajen. Los errores estándar están entre paréntesis. Nota: efectos marginales mostrados (cambios marginales de la variable binaria de 0 a 1), errores estándar entre paréntesis, significancia estadística: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. +Las observaciones de la muestra expandida se refieren a que la estimación consideró la representatividad estadística de cada persona encuestada.

6. Conclusiones

El análisis de la participación laboral de las mujeres permitió entender que la educación fue una variable que contribuyó al incremento en la probabilidad de trabajar, aunque las mujeres dejaron de estudiar por la falta de recursos económicos (27.07 %). Por otra parte, las decisiones reproductivas se relacionan con el nivel educativo que logran alcanzar. Los resultados obtenidos de la regresión Probit demuestran que el número de hijos que tienen las mujeres condiciona en sentido negativo su acceso al mercado laboral, al ser más probable mantenerse fuera de las actividades económicas mientras más hijos tienen. Aunque el deseo de las mujeres de tener más hijos las hace más propensas a no insertarse en el mercado laboral, este efecto se revierte si tienen acceso directo a prestaciones laborales, como guarderías, y aun con el mayor deseo de tener más hijos, que reduciría la probabilidad de trabajar.

La identificación del acceso a las guarderías permitió inferir que las mujeres que trabajan en la formalidad tienen prestaciones directas del IMSS, lo que incrementa su probabilidad de trabajar en mayor medida que las que tienen el Seguro Popular. Sin embargo, las mujeres que logran participar en el mercado laboral no son todas las mujeres, y de las que logran trabajar no todas logran un trabajo formal remunerado. En ese sentido, las políticas de inclusión laboral dirigidas a generar condiciones de equilibrio entre vida personal y vida laboral podrían ser el detonador de la inclusión de las mujeres en el mercado laboral. El cambio en la ley del IMSS permitió otorgar la prestación de guarderías a todos los trabajadores, reconociendo que la labor de cuidar a los hijos no es exclusiva de las mujeres. Esto permitiría que, si el cónyuge de las mujeres que no trabajan tiene esta prestación, tuvieran la libertad de decidirse por laborar.

6.1 Recomendaciones de política pública

La carga de trabajo no remunerado recae en mayor medida en las mujeres. La decisión de unirse en matrimonio o establecer una relación de unión libre implica una barrera para que las mujeres se incorporen a un mercado laboral caracterizado por jornadas de trabajo predispuestas por la legislación. En este sentido, una política pública dirigida a flexibilizar el mercado laboral, impulsando las jornadas flexibles y el trabajo desde casa podría tener un impacto de mucho mayor alcance sobre la población femenina.

En general los países han logrado una convergencia en promover políticas públicas para la incorporación de las mujeres al trabajo, como licencias de maternidad, que son obligatorias para la mayoría de los países, así como la posibilidad de trabajar medio tiempo, prestación de guarderías y entrega de apoyos monetarios para el cuidado infantil, que han incidido para aumentar la oferta laboral de las mujeres (Gauthier, 2002). Por otro lado, estas políticas han tenido un impacto en el costo del trabajo femenino, pues las mujeres, al tener estos derechos, pueden aumentar el tiempo fuera del mercado laboral más de lo que lo hacen aquellas mujeres que no tienen esta prestación (Turon, 2022). Esta situación incrementa el costo esperado de emplear mujeres que van a tener hijos, debido a lo que cuesta cuidarlos y guiarlos (Becker, 1988). Las políticas públicas, como las mencionadas, incrementarían la oferta laboral en países en donde al menos alguno de los apoyos para el cuidado infantil está disponible (Jensen, 2012; Sullivan *et al.*, 2018; Magnuson *et al.*, 2007).



Esta obra se distribuye bajo una Licencia Creative Commons
Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional.

Referencias

- Abramo, L. (2022). «Policies to address the challenges of existing and new forms of informality in Latin America». Serie Social Policy, 240, Comisión Económica para América Latina, Cepal. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/431aed2d-2e7a-4f05-a942-b2d12db14bb5/content>
- Arceo-Gómez, E. y Campos-Vázquez, R. (2010). «Labor supply of women in Mexico: 1990-2000». Documentos de trabajo, núm. XVI, Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México. <https://cee.colmex.mx/dts/2010/DT-2010-16.pdf>
- Bailey, M. J. (2006). «More Power to the Pill: The Impact of Contraceptive Freedom on Women's Life Cycle Labor Supply». *The Quarterly Journal of Economics*. vol. 121, núm. 1, 289-320. <https://doi.org/10.1093/qje/121.1.289>
- Becker, Gary S. (1960). *An Economic Analysis of Fertility, in Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Princeton University Press.
- Becker, Gary S. (1988). «Family Economics and Macro Behavior». *The American Economic Review*, vol. 78, núm. 1, 1-13.
- Blau, F. D. y Kahn, L. M. (2013). «Female Labor Supply: Why Is the United States Falling Behind?». *American Economic Review: Papers & Proceedings*, vol. 103, núm. 3, 251-256. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.103.3.251>
- Blundell, R., Chiappori, P.A., Magnac, T. y Meghir, C. (2005). «Collective Labour Supply: Heterogeneity and Nonparticipation». IZA Institute of Labor Economics, Discussion Paper Series DP núm. 1785. <https://docs.iza.org/dp1785.pdf>
- Blundell, R. y MaCurdy, T. (1999). «Labor Supply: A Review of Alternative Approaches». *Handbook of Labor Economics*, 3, 1560-1695. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)03008-4](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03008-4)
- Caamal, C. y Francesconi, M. (2010). «Oferta laboral en México». *Ciencia UANL*. vol. XIII, núm. 1, 23-29. <http://eprints.uanl.mx/id/eprint/7532>
- Cardia, E. y Gomme, P (2018). «Market work, housework and childcare: A time use approach». *Review of Economic Dynamics*, vol. 29, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.red.2017.12.002>
- Chiappori, P.A. (1988), «Rational Household Labor Supply», *Econometrica*, vol. 56, 63-89. <https://doi.org/10.2307/1911842>
- Ferraris, S. A. y Martínez Salgado, M. (2022). «El sostenimiento de la vida: Trayectorias de trabajo remunerado y no remunerado de mujeres en México». *Revista interdisciplinaria de estudios de género*, 8. <https://doi.org/10.24201/reg.v8i1.883>

- Fortin, Nicole M. (2005). «Gender Role Attitudes and the Labour-Market Outcomes of Women across OECD countries». *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 21, núm. 3, 416-438. <https://doi.org/10.1093/oxrep/gri024>
- Gauthier A. (2002). «Family Policies in Industrialized Countries: Is There Convergence?». *Population* (English edition), año 57, núm. 3, 2002. pp. 447-474. <https://doi.org/10.2307/3246635>
- Ge, Suqin (2011). «Women's College Decisions: How Much Does Marriage Matter?». *Journal of Labor Economics*, vol. 29, núm. 4, 773-818. <https://doi.org/10.1086/660774>
- Goldin, C. (2004). «The Long Road to the Fast Track: Career and Family». *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 596, 20-35. <http://www.jstor.org/stable/4127648>
- Gong, X. y Van Soest, A. (2002). «Family Structure and Female Labor Supply in Mexico City». *The Journal of Human Resources*, vol. 37, núm. 1, 163-191. <https://doi.org/10.2307/3069607>
- Hassani-Nezhad, L. (2020). «Female Employment and Childcare». IZA Institute of Labor Economics, Discussion Paper Series DP núm. 13839. <https://docs.iza.org/dp13839.pdf>
- Heckman, J. J. (1974). «Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply». *Econometrika*, vol. 42, núm. 4, pp. 679-694. <https://doi.org/10.2307/1913937>
- Heckman, J. J. (1979). «Sample Selection Bias as a Specification Error». *Econometrika*, vol. 47, núm. 1, pp. 153-161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Inchauste Comboni, M. G., Isik-Dikmelik, A., Rodríguez Chamussy, L., Cadena, K., Jaen Torres, M. P., Ávila Parra, C., Steta Gándara, M. C., Minoso, M. del C., Gutiérrez de Díaz, Y. y Sarabayrouse, M., (2020). *La participación laboral de la mujer en México*. World Bank. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/753451607401938953/pdf/La-Participacion-Laboral-de-la-Mujer-en-Mexico.pdf>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2018). «Principales resultados de la Encuesta Nacional de la Dinámica Demográfica (ENADID) 2018. Nota técnica». INEGI. https://www.inegi.org.mx/contenidos/programas/enadid/2018/doc/nota_tec_enadid_18.pdf
- Jayachandran, S. (2021). «Social Norms as a Barrier to Women's Employment in Developing Countries». *IMF Economic Review* 69, 576-595. <https://doi.org/10.1057/s41308-021-00140-w>
- Jenkins, S. P. (1992). «Lone Mothers' Employment and Full-Time Work Probabilities». *The Economic Journal*, vol. 102, núm. 411, 310-320. <https://doi.org/10.2307/2234516>

- Jensen, Robert. (2012). «Do labor market opportunities affect young women's work and family decisions? Experimental evidence from India». *Quarterly Journal of Economics*, vol. 127, 753-792. <https://doi.org/10.1093/qje/qjs002>
- Ley del Seguro Social (1995, 2020). <https://www.imss.gob.mx/sites/all/statics/pdf/leyes/LSS.pdf>
- López-Acevedo, G., Freije-Rodríguez, S., Vergara Bahena, A. y Cardozo Medeiros, D. (2021). «Changes in female employment in Mexico: Demographics, markets and policies». *Estudios Económicos*, vol. 36, núm. 1, 115-150. <https://doi.org/10.24201/ee.v36i1.411>
- Magnuson, K. A., Ruhm, C. y Waldfogel, J. (2007). «Does prekindergarten improve school preparation and performance?». *Economics of Education Review*, 26, núm. 1, 33-51. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2005.09.008>
- Mammen, K. y Paxson, C. (2000). «Women's Work and Economic Development». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, núm. 4, 141-164. <https://doi.org/10.1257/jep.14.4.141>
- Martínez-Labrín, S., Bivort, B., Sandoval-Díaz, J. y Duarte-Hidalgo, C. (2022) «Conflicto trabajo-familia de mujeres en situación de teletrabajo a partir de la contingencia sanitaria por COVID-19 en Chile», *Investigaciones Feministas*, vol. 13, núm. 1, 77-88. <https://doi.org/10.5209/infe.77850>
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (2021). *The Impact of Marriage and Children on Labour Market Participation. Spotlight on Goal 8*. OIT, UN Women. <https://sdgs.un.org/sites/default/files/publications/2701theimpactofmarriageandchildrenonlabourmarketparticipationen.pdf>
- Pande, R. y Roy, H. (2021). «If You Compete with us, We Shan't marry you» (The (Mary Paley and) Alfred Marshall Lecture). *Journal of the European Economic Association*, 19 (6): 2992-3024. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvab049>.
- Petrakis, I. (2021). «Determinants of female labour force participation: Evidence from Greece». *Labour*, 35, 538-567. <https://doi.org/10.1111/lab.12206>
- Rodríguez-Planas, N. y Tanaka, R. (2022). «Gender norms and women's decision to work: evidence from Japan», *Review of Economics of the Household*, vol. 20(1), 15-36. <https://doi.org/10.1007/s11150-021-09543-0>
- 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*, vol. 60, núm. 3, 651-662. <https://dx.doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.013>

- Sullivan, A. L., Farnsworth, E. M. y Susman-Stillman, A. (2018). «Patterns and predictors of childcare subsidies for children with and without special needs». *Children and Youth Services Review*, vol. 88, 218-228. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2018.03.002>
- Turon, H. (2022). «The labor supply of mothers». IZA Institute of Labor Economics, Discussion Paper Series DP núm. 15312. <https://docs.iza.org/dp15312.pdf>
- Wales, T. J. y Woodland, A. D. (1980). «Sample Selectivity and the Estimation of Labor Supply Functions». *International Economic Review*, 21(2), 437-468. <https://doi.org/10.2307/2526191>

■ Sobre los autores

Dalia Catalina Pérez Bulnes es doctora en Desarrollo Económico y Sectorial Estratégico por la Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla (UPAEP), tiene una maestría en Administración Pública y Políticas Públicas del Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM), y es licenciada en Ciencias Políticas y Administración Pública de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL). Cursó un programa ejecutivo de oportunidades y retos para el futuro de México en la Escuela de Gobierno de Harvard y un curso ejecutivo en Lynn University, Florida, sobre marcas corporativas.

catypbulnes@gmail.com

<https://orcid.org/0009-0006-1988-6843>

Cinthya Guadalupe Caamal Olvera es doctora y maestra en Economía por la Universidad de Essex, Reino Unido. Es licenciada en Economía por la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), en la cual imparte cátedra y es investigadora de tiempo completo desde 2009. Sus artículos, que han sido publicados en revistas académicas nacionales y extranjeras, versan sobre economía laboral, educación y estudios de género. Pertenece al Sistema Nacional de Investigadores (SNI nivel I) y tiene reconocimiento al perfil deseable otorgado por la SEP.

cinthya.caamalv@uanl.edu.mx

<https://orcid.org/0000-0003-0249-4027>

José Luis Mastretta López es doctor en Políticas Públicas por la Escuela de Gobierno y Transformación Pública del Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM). Estudió la licenciatura en Ciencias de la Información y Comunicación por la Universidad de Monterrey y la maestría en Mercadotecnia en el ITESM. Cursó, además, programas ejecutivos en Liderazgo y Políticas Públicas en la Escuela de Gobierno de Harvard y en Marcas Corporativas en Lynn University, en Florida.

jlmastretta@gmail.com

<https://orcid.org/0009-0005-0695-2162>