

**Crisis y resiliencia en género y salarios: el sector manufacturero en
México y la frontera norte**
**Crisis and Resilience in Gender and Wages: The Manufacturing Sector
in Mexico and on the Northern Border**

Luis Huesca Reynoso¹ y Linda Irene Llamas Rembao²

RESUMEN

Analizamos los salarios para mujeres y hombres en la manufactura de la frontera norte en México con énfasis en los años 2005, 2009 y 2017. Se estiman perfiles salariales con regresiones *spline* corregidas por sesgo de selección, con las bases desagregadas de las distintas emisiones de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Los hallazgos explican la forma en la que las mujeres en la frontera presentan mayor ventaja que aquellas del resto del país en términos de capital humano. Sin embargo, en sus salarios están presentes algunos *techos de cristal*. Los hombres son resilientes al proceso y sus salarios se recuperan más rápidamente que los de la mujer.

Palabras clave: 1. salarios, 2. capital humano, 3. regresión *spline*, 4. frontera norte, 5. México.

ABSTRACT

This study analyzes men's and women's wages in the manufacturing sector on Mexico's northern border, with a specific focus on the years 2005, 2009, and 2017. Salary profiles are estimated with spline regressions corrected for selection bias, based on disaggregated data from various issues of the National Occupation and Employment Survey (ENOE). The findings explain how women on the border enjoy an advantage over those from the rest of the country in terms of human capital. However, their wages are subject to certain *glass ceilings*. Men are resilient in this process and their wages recover faster than women's.

Keywords: 1. wages, 2. human capital, 3. spline regression, 4. northern border, 5. Mexico.

Fecha de recepción: 16 de mayo de 2018

Fecha de aceptación: 17 de octubre 2018

¹ Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo (CIAD), México, lhuesca@ciad.mx, <http://orcid.org/0000-0002-7687-6039>

² Universidad Estatal de Sonora, México, linda.llamas@gmail.com, <http://orcid.org/0000-0003-3214-3738>



INTRODUCCIÓN³

En la región de la Frontera Norte de México (FN) se ha observado que el ingreso de la mujer, en relación con el del hombre, ha tendido a reducirse en lo que va del milenio, aun cuando la información sobre salarios en la estadística del Instituto Nacional de Estadística y Geografía de México (Inegi) registra el impacto de la crisis económica de 2009 y el deterioro que produjo en los salarios de los hombres en mayor medida. Dicho proceso es un indicio de que puede estar ocurriendo una situación de resiliencia en los salarios de los hombres, al ser precisamente dicho colectivo el grupo laboral que ha resentido un deterioro salarial con respecto de su contraparte femenina y que, a pesar de ello, el premio salarial de las mujeres siga siendo inferior al del hombre.

En este orden de ideas, es notable cómo la diferencia o desigualdad salarial en contra de la mujer aparenta ser procíclica, es decir, a mayor crecimiento económico mayor afectación salarial en su contra, y a menor crecimiento (contra-cíclico) se produce una mejoría en la remuneración de la mujer. Por ende, los hombres observan una mayor sensibilidad al ciclo económico al aumentar sus salarios durante una expansión y reducirse en mayor medida en la recesión, como lo expone de forma magistral De la Roca (2014).

El análisis del comportamiento de los salarios por género y sus componentes en periodos de crisis económicas permite encontrar cuáles son los verdaderos impactos que, en términos de capital humano, se están presentando en la determinación salarial por una parte; y por la otra, en la región fronteriza del país, dentro de uno de sus sectores más dinámicos como lo ha sido el sector manufacturero.

Dicha región, que resultó castigada por la crisis de 2009, permite plantear que el objetivo de este trabajo sea analizar los niveles salariales y su impacto antes, durante y después de las crisis económicas (2005, 2009 y 2017 respectivamente), al comparar el comportamiento conjunto de los estados en la FN con el resto del país. Por esta razón se han elegidos años de acuerdo con el nivel de actividad económica registrada: un año de crecimiento económico alto al inicio (2005), un año de fuerte crisis en el segundo (2009), y un año con actividad de bajo crecimiento económico pero constante (2017).

Asimismo, cabe aclarar que en este trabajo interpretamos la resiliencia por género como la capacidad de adaptación que presenta la población ocupada en el sector manufacturero con respecto a sus salarios, distinguiendo por género al sexo de las personas. Esta relación conceptual la concebimos para delimitar el alcance del estudio ante los eventos presentados en el periodo de análisis que cubre el estudio, quedando fuera la profundización acerca del concepto ampliado de género y resiliencia.

Las interrogantes que guían este trabajo y buscan dar respuesta son: si los salarios por género se ven impactados negativamente por la crisis del año 2009, ¿cambia su tendencia

³ Los autores agradecen el apoyo técnico de Abel Ernesto Castro Robles en parte de la preparación de las bases de datos para esta investigación.

después de la crisis?, ¿cuál es la dirección del efecto?; es decir, ¿favorecen más al sexo femenino o al masculino?, y dentro de los dos grupos, ¿a los menos o más calificados?

Nuestra hipótesis expone que en un año de crisis, como 2009, se observó una reducción de la desigualdad salarial en relación con los años previos a la crisis y en los posteriores a ella, ocurriendo una tendencia similar para la región de la FN como para todo el resto del país. Dado el mayor efecto de la crisis en la FN, se puede esperar que haya sido superior en la región frontera en detrimento del salario de los varones, pero que el efecto negativo se difuminó para el 2017 y volvieron los salarios al nivel previo a la crisis.

Para este cometido se elaboró una base de datos con las encuestas de ocupación y empleo recientes, de donde se obtuvieron la estructura del empleo y los salarios con base en el género del trabajador. Se tomó en cuenta a las personas ubicadas en trabajos de la manufactura y se especificó un modelo econométrico de tipo *spline* para explicar cómo cambia la tendencia (no lineal) de las remuneraciones para el varón y la mujer en la región de la frontera norte, en comparación con el resto del país.

También se desagregan grupos de trabajadores por género y escolaridad para conocer el impacto del capital humano en el mercado laboral y para generar propuestas viables en materia de política pública laboral, con la intención de disminuir o eliminar efectos adversos que van en contra de la productividad y la inercia laboral en función de los niveles educativos.

El orden del trabajo es el siguiente. En la primera sección del artículo se describe brevemente el contexto de referencia, con base en el modelo teórico del capital humano y se expone brevemente la evidencia empírica. En la segunda parte se explica la metodología seguida, y en la tercera parte se muestra la composición de la base de datos junto con la exposición de la estadística descriptiva. En la cuarta parte se presentan los principales resultados y las conclusiones del estudio.

MARCO TEÓRICO Y REPASO DE LITERATURA

La teoría del capital humano expuesta de forma magistral por Becker (1971) presenta el contexto y marco referencial general que permite evaluar y modelar las distintas etapas por las que pasa un individuo en la adquisición de educación formal y su impacto en conjunto, con respecto del mercado de trabajo y los procesos de oferta y demanda que están en juego. Con lo anterior, uno de los aspectos centrales en los que la teoría tiene presencia es la determinación del premio salarial en una economía.

El estudio seminal de Mincer (1974) modela los salarios y logra determinar que son precisamente las diferencias en los atributos de las personas (en específico aquellas que son medibles tangiblemente como las calificaciones y la escolaridad, y las intangibles como determinados comportamientos o actitudes de los trabajadores) las que hacen variar al salario, tanto al alza como a la baja. En este estudio se parte de la medición del salario de

dos grupos de trabajadores, en los que se estiman perfiles con respecto de su nivel educativo (formal) para poder explicar si las percepciones de los varones o de las mujeres presentan comportamientos similares o distintos, según su nivel de escolaridad y preparación.

El análisis está basado en torno a la idea de que un individuo es valorado en función de las características medias del grupo, debido a que el empleador utiliza consideraciones subjetivas para tomar decisiones y de esta manera hace uso del género como un indicador *proxy* de producción (Becker, 1993; McConnell, Brue y Macpherson, 2003). Aclarando que en este tipo de divergencia el empleador no tiene gusto por diferenciar, puesto que toma decisiones objetivas y racionales, buscando solo la maximización del beneficio.

Evidencia empírica

En el ámbito de los trabajos realizados para la franja fronteriza del norte de México, una amplia variedad está enfocada en conocer determinantes de los salarios (Mayer-Foulkes y Cordourier, 2001; Mendoza y García, 2009; Varela y Retamoza, 2012; Popli, 2013; Saucedo y Varela, 2013; Castro y Morales, 2011; Camberos, Huesca y Castro, 2013; Huesca y Ochoa, 2016).

En específico, el trabajo de Mayer-Foulkes y Cordourier (2001) es una investigación que rompió esquemas en el tema de brechas salariales hombre-mujer, al encontrar cómo en la década de 1990 los hombres recibían hasta 12 por ciento menos en el decil más bajo (los pobres), principalmente por deficiencias educativas; en tanto que las mujeres experimentaban en México una menor remuneración salarial de entre 15 y 18 por ciento de lo que recibía su contraparte laboral igualmente calificada entre grupos no pobres. El estudio marca la pauta de cómo la escolaridad ha venido jugando un papel relevante en las diferencias de salarios por género y que, desde entonces, afectaban en mayor medida a las mujeres en lugar de reducir las brechas.

Un estudio que marca pauta al describir las tendencias salariales por género en la frontera norte de México es el de Mendoza y García (2009). En éste se calculó cómo las mujeres percibían 12.4 por ciento menos salario en promedio con respecto a los hombres en igualdad de atributos y características en términos de capital humano. Los autores estimaron que en la región del norte se presentó la menor brecha salarial por el orden de 7 por ciento, en tanto que para las regiones del centro y del sur se incrementó hasta 11.2 y 18.3 por ciento, confirmando que el contexto de la desigualdad de ingreso por género es persistente.

Por su parte, Varela y Retamoza (2012) presentan un trabajo relacionado con el capital humano y las diferencias salariales para México en el periodo 2000-2009, en el que encuentran que los coeficientes asociados a los niveles de escolaridad muestran un comportamiento que indica que a medida que el jefe de hogar tiene mayor escolaridad, sus ingresos son superiores. Así mismo, se comprueba que los jefes de hogar que tienen un

contrato indefinido perciben mayores ingresos que aquellos que están bajo un esquema de contratación temporal. Los jefes de hogar que trabajan en micro, pequeñas y medianas empresas percibieron menores ingresos en promedio que aquellos contratados en grandes establecimientos. Por lo anterior, Varela y Retamoza concluyen que las diferencias salariales por grado de escolaridad son evidentes, pero también lo son por tipo de establecimiento, actividad económica y factores relacionados al orden social y territorial en la radiografía geográfica y económica de México.

Por su parte, Saucedo y Varela (2013) analizaron los determinantes de los salarios relativos en la industria manufacturera de México durante el periodo de 1999-2008. Sus principales hallazgos indican que la demanda por mayor trabajo calificado y no calificado incidió de forma directa en el incremento de los salarios relativos, donde un creciente vínculo de las exportaciones e importaciones en estos sectores es consistente al identificar cómo los subsectores que presentan las mayores tasas de salarios relativos son aquellos con mayor dotación de trabajo calificado en relación con el no calificado.

Lo anterior va en línea al nivel sectorial con los trabajos de Castro y Morales (2011) y Camberos, Huesca y Castro (2013) para el sector de los servicios. En este último se observan mejoras repentinas en los salarios calificados, incluso en actividades con mayor uso de equipo de cómputo, o en actividades no rutinarias con respecto de aquellas de tipo rutinario.

En esta línea de ideas, la evidencia reciente gira en torno a que el impacto de la tecnología en el mercado laboral en el caso de México no ha generado un aumento de los salarios, sino todo lo contrario. Este proceso de cambio técnico sesgado ha provocado una reducción de la desigualdad salarial, precisamente por la caída drástica en las percepciones de los más calificados y calificadas que ostentan un mayor grado de escolaridad (Huesca y Ochoa, 2016).

Un trabajo reciente sobre la diferencia salarial de género es el de Popli (2013) que centra la discusión en la relevancia de la informalidad analizando el periodo mexicano en la década que va de 1996 a 2006. Su estudio se divide entre trabajadores formales e informales, identificando sus diferencias en la distribución de los salarios de un grupo de trabajadores con respecto al otro.

Si bien, la investigación realizada por Castro, Huesca y Zamarrón (2015) centra el análisis en la frontera norte y el sector manufacturero, su trabajo no logra determinar los impactos *ex ante* o *ex post* crisis en los salarios por género. Por otro lado, el trabajo de Castro, Rodríguez y Brown (2017), aún cuando analiza el problema de la desigualdad salarial considerando un contexto de recesión económica, no cuantifica o modela el comportamiento para diferentes niveles educativos y, por ende, queda ausente el conocimiento de los cambios interaccionados en los salarios y su posible efecto en una etapa de crisis económica por género.

Estos motivos permiten que el presente trabajo pueda contribuir en ese sentido para detectar si existe un efecto procíclico o contracíclico y si éste es mayor en niveles educativos altos en favor de la mujer, o si bien reflejan impactos reducidos salarialmente para los varones.

La posible heterogeneidad por género en la distribución del ingreso y de los salarios se plasma en los trabajos de Arceo-Gómez y Campos-Vázquez (2014), Pagán y Ullibarri (2000), Popli (2013), y De la Rica, Dolado y Llorens (2008). La reciente definición laboral acerca de generación de *techos de cristal* o de *pisos pegajosos* establecida en la investigación por De la Rica, Dolado y Llorens (2008), llevó a Arceo-Gómez y Campos-Vázquez (2014), a Pagán y Ullibarri (2000) y Popli (2013) a implementar metodologías que analizan diferencias salariales por género a lo largo de la distribución, con el propósito de identificar la existencia de dichos fenómenos laborales (De la Rica, Dolado y Llorens, 2008). De acuerdo con su definición, De la Rica, Dolado y Llorens (2008) indican que cuando la diferencia de salarios es en favor de los hombres, se considera que existe un *techo de cristal* en perjuicio del colectivo de las mujeres; en tanto que se observa un *piso pegajoso* cuando los salarios de la mujer no aumentan aún ante un mayor nivel educativo; hipótesis que se intenta probar en este trabajo.

Las investigaciones citadas previamente identificaron un comportamiento de distribución distinto por género, de un posible *techo de cristal* en Popli (2013) y de ambos casos en Arceo-Gómez y Campos-Vázquez (2014). En las décadas de estudio recientes sobre las diferencias de salarios y su descomposición se detectan las siguientes evidencias:

- 1) Las diferencias salariales entre hombre-mujer son en favor de los primeros.
- 2) El problema de la desigualdad salarial es complejo, al intervenir varios factores.
- 3) Heterogeneidad del fenómeno salarial (temporal, territorial, por sectores económicos y por grupos de trabajadores).
- 4) Una parte relevante de la diferencia salarial de género no se explica por las dotaciones de factores (es decir, por productividad) pero se ha reducido en el tiempo.
- 5) Una ausencia de análisis en los periodos de crisis (último punto al cual se abona con este trabajo).

ENFOQUE METODOLÓGICO

La revisión de la literatura permite la comprensión de situaciones y condiciones de la problemática sobre la respuesta de un mercado de trabajo en relación con las remuneraciones de hombres y mujeres en un contexto de igualdad salarial. En este orden de ideas, el contenido de este apartado se basa en emplear de manera conjunta la técnica de regresión de tipo *Spline* con la de auto-selección de Heckman (1979), la cual permitirá realizar un ejercicio econométrico que a la fecha y en nuestro conocimiento, no se ha realizado para el caso mexicano o de una región como su frontera norte. Para ello, se

modela con variables exógenas que están interaccionadas para determinar el impacto simultáneo por niveles educativos y género sobre los salarios (Greene, 2008).

La importancia de corregir el sesgo de selección en el análisis de los determinantes de salarios entre dos grupos ha sido tema de investigación recurrente y, en el caso de América Latina, ha tenido una relevancia no menos importante (Rubli, 2012). Con el objetivo de evitar toda posibilidad de sesgo de selección, combinamos el método clásico propuesto por Heckman (1979), en el cual se modelan las remuneraciones para hombres y mujeres, considerando aquellos inactivos y calculando la tradicional variable de razón de Mills (λ). De esta manera, se confirma que es posible elegir sólo a los trabajadores que se encuentren activos y simultáneamente, excluir toda la influencia que los inactivos puedan ejercer sobre los salarios en cada grupo por separado.

Con ambos métodos se está en condiciones de obtener inferencias estadísticamente más robustas y se cuenta con la certeza de que las estimaciones se encuentran insesgadas, de tal manera que en su cálculo tiendan al valor verdadero.

El modelo por estimar es el siguiente:

$$\log y_{it}^G = \beta_0^G + \beta_{1t}^G S_i + \beta_{2t}^G X_i' + \beta_{3t}^G \lambda_i + u_{it}^G \quad (1)$$

Donde $\log y_{it}^G$ es el salario por hora en logaritmos y el superíndice G corresponde al sexo del trabajador. S_i es la variable de escolaridad; β_{nt}^G son los coeficientes estimados; X_i' corresponde al vector de atributos usados en las estimaciones; $\beta_{3t}^G \lambda_i$ como la inversa de la ratio de Mills –estimador con el que se permite corregir todo sesgo posible de selección muestral– y u_{it}^G es el término de error que cumple con las condiciones habituales de normalidad.

Además, se requiere calcular un modelo que pueda captar la continuidad de la variable de escolaridad en la regresión, de otra forma se tendrían resultados que si bien, captarían el efecto medio por cada nivel educativo para cada colectivo de trabajadores, perderían el efecto continuo esperado sobre los salarios. Precisamente, para poder realizar comparaciones de los pronósticos sobre los salarios a lo largo de cada nivel educativo, se ha transformado la ecuación (1) de la siguiente forma, considerando umbrales para cada corte de grupo educativo, expresada en la ecuación (2) como sigue:

$$\begin{aligned} \ln y_i^G = & \beta_1^G + \beta_2^G S_i + \delta_1 d_1(S_i - t_1^*) + \delta_2 d_2(S_i - t_2^*) + \delta_3 d_3(S_i - t_3^*) \\ & + \delta_4 d_4(S_i - t_4^*) + \beta_i^G X_i'^G + \beta_{\square i}^G \square_i^G + \varepsilon_i^G \end{aligned} \quad (2)$$

Ahora separamos los efectos de la variable continua de escolaridad en cuatro grupos con el vector por niveles de la siguiente manera; donde 6, 12, 17, 24 para los niveles educativos de primaria concluida, bachillerato, profesional y posgrado de forma respectiva.

De esta forma se restringen los estimadores para el modelo *Spline* empleando una constante y las covariables del resultado de la ecuación (2), con la siguiente esperanza condicionada y umbrales continuos de escolaridad correspondientes en la expresión (3):

$$\begin{aligned}
 E[\ln y_i^G | S_i] = & \alpha^0 + \beta^0 S_i \text{ si } S_i < 6, \\
 & \alpha^1 + \beta^1 S_i \text{ si } S_i \geq 6 \text{ y } S_i < 12, \\
 & \alpha^2 + \beta^2 S_i \text{ si } S_i \geq 12 \text{ y } S_i < 17, \\
 & \alpha^3 + \beta^3 S_i \text{ si } S_i \geq 17 \text{ y } S_i \leq 24.
 \end{aligned} \tag{3}$$

Así mismo, los valores de cada nodo o umbral que modificará la pendiente del efecto continuo esperado en cada nivel educativo, serán los coeficientes estimados con $\beta^0 S_i$ como básica trunca, $\beta^1 S_i$ para básica, $\beta^2 S_i$ bachillerato, y $\beta^3 S_i$ en licenciatura hasta posgrado concluido (véase los cuadros 3 y 4 de la sección de resultados para los coeficientes obtenidos) en los colectivos laborales de hombres y mujeres respectivos como:

$$\begin{aligned}
 d_1 &= 1 \text{ si } S_i \geq t_1^*, \\
 d_2 &= 1 \text{ si } S_i \geq t_2^*, \\
 d_3 &= 1 \text{ si } S_i \geq t_3^*, \\
 d_4 &= 1 \text{ si } S_i \geq t_4^*.
 \end{aligned} \tag{4}$$

CONSTRUCCIÓN DE LA BASE DE DATOS

La información de la presente investigación proviene de la base de datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) (Inegi, 2005 al 2017) considerando el tercer trimestre de los años 2005, 2009 y 2017. Dicha base se acotó a la población ocupada en la industria manufacturera, en un rango de edad de 14 a 65 años y con jornadas semanales de 15 a 60 horas; definiendo los salarios por hora a precios constantes de agosto del 2011, de acuerdo con el índice de precios al consumidor tradicional de las principales metrópolis y localidades en el país.

El salario es por hora con la finalidad de tener una variable lo más homogénea posible; también se consideran los cuatro niveles educativos: 1) sin instrucción y primaria incompleta (menos de 5 años de escolaridad); 2) primaria y secundaria completa con la preparatoria o bachillerato incompleto (6 a 11 años); 3) preparatoria o bachillerato completo con licenciatura incompleta (12 a 16 años) y; 4) licenciatura completa y posgrados (16 a 24 años de educación).

El resto de las variables independientes incluidas en el vector son la experiencia potencial laboral de hombres que se construyó considerando la edad del trabajador y restando su edad al inicio de sus estudios, esto es 6 años, deduciendo los años que tenga de escolaridad formal. Mientras que en el caso de las mujeres se añadió a la resta de la experiencia laboral a sus hijos, de tal manera que es un buen proxy para calcular períodos interrumpidos debido a la maternidad, y en ambos grupos de trabajadores, se incorporaron los rendimientos decrecientes del capital humano como el cuadrado de la experiencia (Mincer, 1974). Para la variable estado civil se establecieron dos grupos a la manera usual, primero de acuerdo con la jefatura en el hogar, con el compromiso de ser proveedor en la familia, y segundo con el objetivo de medir el efecto del estado civil del individuo en su perfil salarial. Aquellos que viven en pareja, ya sea casados o en unión libre, son el grupo de referencia (con valor de uno), mientras que el resto de las categorías –como los solteros, separados y divorciados– son el grupo restante. Se controla la zona urbana y rural con el tamaño de localidad, siendo el grupo de referencia los urbanos en localidades con más de 15 000 habitantes (urbanos y semiurbanos), y el resto los rurales como los trabajadores ubicados en lugares con tamaño inferior a 15 000 habitantes (semirurales y rurales).

Estadística descriptiva

El estudio empírico se enfoca en la frontera norte y en el resto del país, donde el primero suma la población trabajadora de las seis entidades federativas a lo largo de la franja fronteriza colindante con Estados Unidos, la cual contribuye con más del 30 por ciento del Producto Interno Bruto del sector manufacturero en su conjunto en México. Durante los años 2005 al 2017 el sector dio trabajo al 34 por ciento de los ocupados en la región, de acuerdo de las bases de datos de la ENOE (Inegi, 2005 al 2017).

La estadística descriptiva del cuadro 1 exhibe las variables más relevantes del estudio. En él se aprecia que en la frontera norte las mujeres representan 34 por ciento del empleo en la manufactura, 2 por ciento mayor al promedio nacional, suceso asociado quizá a las actividades manufactureras que se desarrollan en la región, cuya presencia caracteriza de manera favorable la participación femenina. Sin embargo, también se exteriorizan contrastes socio-culturales-demográficos que distinguen geográficamente las dinámicas laborales regionales y nacionales. No obstante lo anterior, es relevante mencionar que, tanto a nivel nacional como en la región frontera, existe una predominancia del empleo masculino en la industria.

La clasificación por nivel educativo permitió observar que 60 por ciento de la población ocupada pertenece al segundo nivel de primaria y secundaria completa con la preparatoria o bachillerato incompleto. De igual manera, se aprecia por grupos de edad, que la mayor concentración de trabajadores se presenta en el rango de 19 a 40 años (6 de cada 10). Esto se observa tanto en hombres como en mujeres, para ambos referentes geográficos.

Por otra parte, la experiencia media de los hombres fue de 19 años y la mujer de 17 en ambos espacios geográficos, mientras que las mujeres acumularon 16 años en el país y 18 en la frontera norte. En cuanto a la participación laboral por categorías de la variable de control del estado civil, se observó la heterogeneidad que existe por género y en menor medida entre referentes geográficos. La diferencia relevante por género es la mayor participación de las condiciones referentes al estado civil –casadas, en unión libre, separadas y divorciadas–; donde hay una mayor presencia de mujeres en relación con los hombres. Esto indica que, en el caso de mujeres, esta condición constituye un factor importante para su participación en el mercado laboral.

Al comparar el ingreso por hora entre regiones se encontró que en la frontera norte los trabajadores de ambos sexos perciben alrededor de 3 pesos más; aunque las horas laboradas por semana fueron similares entre géneros y regiones. Por sexo, las mujeres perciben remuneraciones medias por hora inferiores a las de los hombres en aproximadamente 20 por ciento en la frontera norte, comportamiento que se estima en 18 por ciento para el país. Sin embargo, la frontera norte goza en promedio de apenas un 14 por ciento, cerrando la brecha por género en esta zona geográfica en favor de la mujer. En este estudio se argumenta que han transcurrido ya 17 años durante los cuales el problema persiste en igual dimensión y los salarios permanecen, en términos reales, estancados.

Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de la base de datos 2005, 2009 y 2017

| Variable | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|---------------|--------|-------|-----------|-------|-------|
| 2005 | | | | | |
| lwage | 22 556 | 2.59 | 0.68 | 0.009 | 7.217 |
| sex | 26 489 | 0.63 | 0.48 | 0 | 1 |
| frontera | 26 489 | 0.24 | 0.43 | 0 | 1 |
| exp_h | 16 189 | 19.05 | 12.94 | 1 | 59 |
| exp_m | 9 459 | 17.24 | 11.77 | 1 | 57 |
| estatus | 26 489 | 0.64 | 0.48 | 0 | 1 |
| Básica trunca | 26 443 | 0.14 | 0.35 | 0 | 1 |
| Básica | 26 443 | 0.63 | 0.48 | 0 | 1 |
| Bachiller | 26 443 | 0.18 | 0.38 | 0 | 1 |
| Profesional | 26 443 | 0.05 | 0.23 | 0 | 1 |
| 2009 | | | | | |
| lwage | 18 237 | 2.90 | 0.68 | 0.005 | 9.813 |
| sex | 23 314 | 0.63 | 0.48 | 0 | 1 |

| | | | | | |
|---------------|--------|-------|-------|-------|-------|
| frontera | 23 314 | 0.23 | 0.42 | 0 | 1 |
| exp_h | 14 240 | 19.88 | 13.19 | 1 | 59 |
| exp_m | 8 331 | 19.01 | 12.25 | 1 | 59 |
| estatus | 23 313 | 0.67 | 0.47 | 0 | 1 |
| Básica trunca | 23 284 | 0.13 | 0.34 | 0 | 1 |
| Básica | 23 284 | 0.61 | 0.49 | 0 | 1 |
| Bachiller | 23 284 | 0.20 | 0.40 | 0 | 1 |
| Profesional | 23 284 | 0.06 | 0.23 | 0 | 1 |
| 2017 | | | | | |
| lwage | 19 475 | 3.03 | 0.60 | 0.020 | 7.045 |
| sex | 27 176 | 0.63 | 0.48 | 0 | 1 |
| frontera | 27 176 | 0.28 | 0.45 | 0 | 1 |
| exp_h | 16 717 | 19.90 | 12.95 | 1 | 59 |
| exp_m | 9 676 | 19.16 | 12.34 | 1 | 58 |
| estatus | 27 173 | 0.69 | 0.46 | 0 | 1 |
| Básica trunca | 27 139 | 0.07 | 0.25 | 0 | 1 |
| Básica | 27 139 | 0.59 | 0.49 | 0 | 1 |
| Bachiller | 27 139 | 0.27 | 0.45 | 0 | 1 |
| Profesional | 27 139 | 0.07 | 0.25 | 0 | 1 |

Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ENOE 2005, 2009 y 2017 3er. trimestre (Inegi, 2005, 2009 y 2017).

RESULTADOS EMPÍRICOS

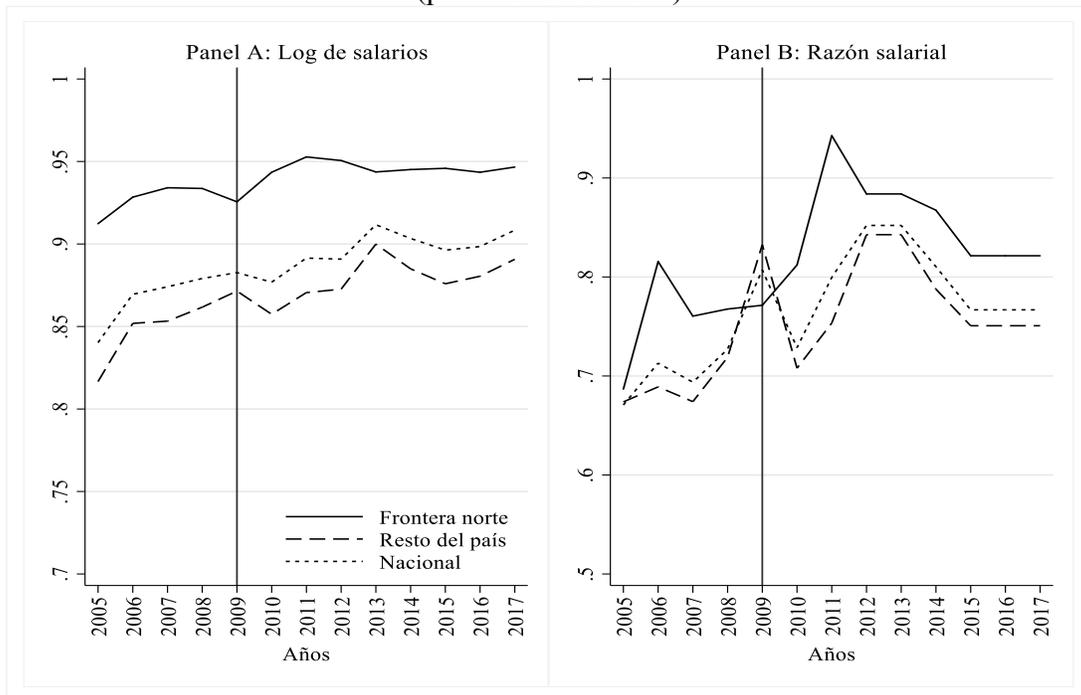
Resulta relevante determinar si las divergencias manifiestas con antelación son explicadas por factores de capital humano o a retribuciones en las dotaciones. El siguiente apartado revela las tendencias de los salarios y los resultados del ejercicio empírico aplicado; así como el análisis del impacto del capital humano de la mujer en relación con el hombre, tanto para México como en la frontera norte. También se expone el efecto que producen los niveles de educación sobre el diferencial salarial y la parte no explicada del mismo.

En la gráfica 1 se muestra la evolución logarítmica del salario por hora (Panel A) y la relación salarial mujer-hombre (Panel B). Se observa cómo a partir de 2007 previo a la crisis, así como en plena crisis (2009) la relación salarial del Panel B se redujo en mayor

medida en contra de la mujer solo en la frontera norte hasta representar 0.771 con respecto al ingreso medio de los varones; mientras que la razón de salarios fue superior al valor de 0.8 para el país y el resto de las entidades. Hacia el año 2017 se observa una tendencia de estabilidad salarial en ambos colectivos de trabajadores, tanto en la frontera como en el resto del país, pero ya la relación no muestra deterioro y se ubica en un cociente superior a 0.8 veces el salario del hombre; esto es, apenas superior al año de crisis con respecto de las otras zonas salariales geográficas (véase Panel B en gráfica 1).

Una razón probable de la caída de la relación de salarios en 2009 es precisamente la característica del sector manufacturero de México y su alta dependencia con Estados Unidos como proveedor de dicho mercado; ya que en el citado año mostró una disminución drástica en la demanda de aquel país por los productos mexicanos de este sector, siendo aún más relevante la caída para la región fronteriza.

Gráfica 1. Razón salarial real mujer-hombre en México:
Frontera Norte y resto del país, 2005-2017
(pesos de 2011=100)



Fuente: elaboración propia con base en ENOE 2005 al 2017 (Inegi, 2005 al 2017).

Los resultados de la gráfica 1 son los siguientes:

- 1) En todo el período con excepción del 2009, la razón salarial presenta mejor posición en la región fronteriza (Panel A).
- 2) La razón salarial de género con escala logarítmica suaviza su nivel (Panel A), pero se observa la tendencia procíclica de la frontera norte.

- 3) Los salarios en la mujer presentan un comportamiento procíclico en la frontera norte, mientras que es contracíclico en el resto del país (Panel B).
- 4) El mejor año en reducción de la brecha del salario es 2011 en la frontera norte, con un desfase para el resto del país en el año 2012 (Panel B).

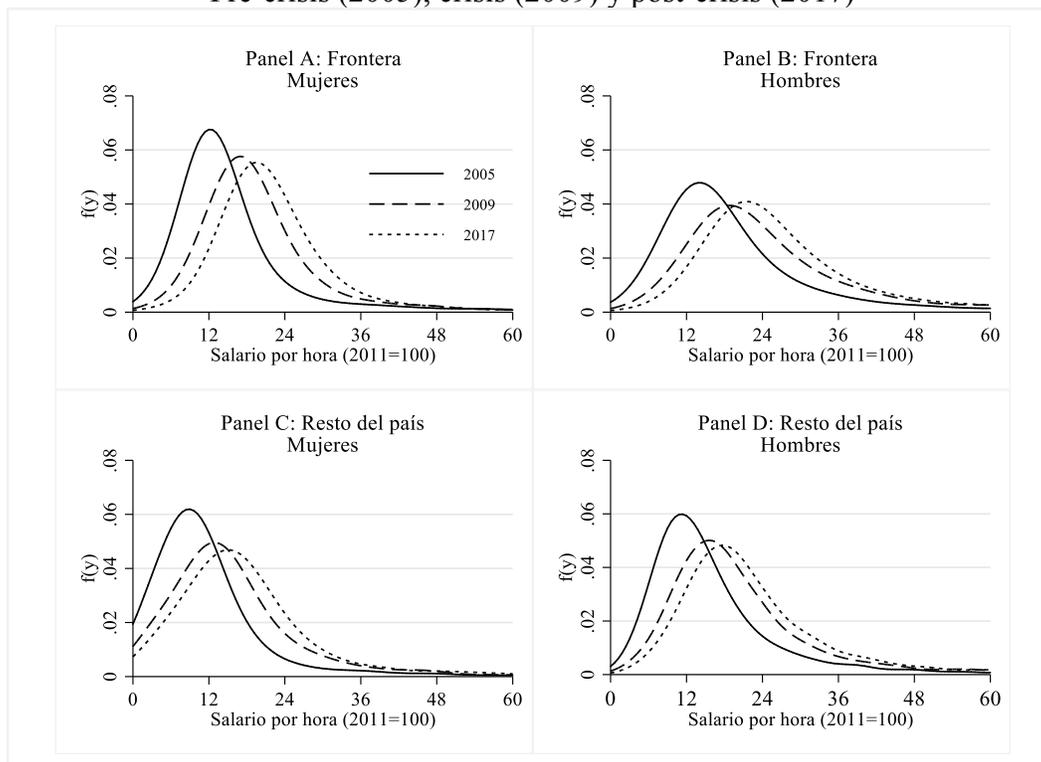
La diferencia de salarios ente hombres y mujeres revelan en este punto del análisis la existencia de *techos de cristal* en detrimento del colectivo femenino (al nunca superar el valor de uno); y de *pisos pegajosos* para ellas en momentos de crisis económica, con mayor incidencia cuando las regiones están más ligadas al sector de las manufacturas. En México se registró hasta un 10.7 por ciento la diferencia de salarios entre hombres y mujeres al iniciar el período, y ha descendido gradualmente hacia el año 2017. El ingreso por hora en ambas zonas del país no dista de tener un comportamiento similar entre ellas, y sobresalen los mejores salarios para el colectivo femenino en la frontera.

En este orden de evidencia empírica, una de las regiones que más debería haber mejorado sus salarios (incluso por su posición geográfica con los EE. UU.) es la FN, y existe evidencia de no ser así. Al respecto, el estudio reciente de Calderón, Huesca y Ochoa (2017, p. 15) presenta evidencia que sustenta cómo aquellas tareas laborales calificadas denominadas de tipo abstracto (con un nivel de escolaridad mayor y complementarias al uso de nuevas tecnologías), aún cuando son las mejor remuneradas en México, distan por mucho de aproximarse a los salarios por hora pagados en las mismas actividades en Estados Unidos. Los salarios por hora se mantuvieron sin cambios durante el periodo que va de 2005 a 2012, midiendo los salarios en términos de paridad de poder de compra entre ambos países (5.5 veces en el período en favor de los trabajadores estadounidenses). Lo anterior llama a un proceso de ausencia de convergencia salarial, sin embargo, queda fuera del alcance de este trabajo.

A continuación se presenta una estimación no-paramétrica en la gráfica 2 que permite observar la forma de las distribuciones salariales tipo Kernel para cada grupo considerado en el estudio en su estado natural, sin imponer restricción funcional alguna (Silverman, 1986; Duclos y Araar, 2006).⁴

⁴ La estimación de las funciones de densidad de salarios por subgrupos fue implementada en STATA 15 empleando una banda óptima con un Kernel de tipo Gaussiano.

Gráfica 2. Densidad salarial en México por género.
Pre-crisis (2005), crisis (2009) y post-crisis (2017)



Fuente: elaboración propia con base en ENOE 2005 al 2017 (Inegi, 2005 al 2017).

La gráfica 2 muestra las estimaciones de las funciones de densidad salariales en México, para la frontera norte y el resto del país en el año inicial de análisis (2005), en la etapa de crisis (2009); así como la de poscrisis (2017) por género. Con referencia a la frontera norte, en los paneles A y B se observa que los salarios de la mujer se mantienen situados más a la derecha que las distribuciones de los varones, como señal de remuneraciones medias inferiores; así como una mayor concentración por la moda en un valor no superior a los 19.4 pesos por hora (nivel inferior a la moda de los varones por 22 pesos).

Se revela que, previo a la crisis, las remuneraciones medias reales crecieron a una tasa mayor en comparación con el periodo posterior a ella. Aún en el año de poscrisis 2017 se observa cómo las remuneraciones de las mujeres se desplazaron más a la derecha y claramente la densidad salarial de los hombres no presenta cruce alguno como señal de que los salarios se han deteriorado también en la distribución de los varones, pero en menor medida que para las mujeres.

La situación en el resto del país se muestra en los paneles C y D, y es fácil detectar que los cambios salariales se presentaron de forma similar pero con menor afectación para el colectivo femenino (ver panel C). Sin embargo, en los salarios por hora más reducidos, el colectivo femenino sí es remunerado con mayor deterioro, ya que cualquiera de las densidades salariales se localiza más a la izquierda que sus contrapartes en el Panel D.

Es posible concluir aquí que, de los páneces A y C, las mujeres en la manufactura de la frontera norte presentan mejor posición que sus homólogas en el resto del país. Además, es clara la forma en que la crisis de 2009 afectó sobremanera a este colectivo, y apenas es suficiente la recuperación en sus niveles salariales hacia 2017. Se observa que la función de densidad de los salarios reales se desplazó más a la derecha en niveles de entre 30 y 40 pesos la hora, pero en menor proporción que la de los hombres (páneces A y B).

Hasta este punto de análisis de los datos, es difícil poder realizar inferencias acerca de las causas y los impactos de capital humano existentes entre los perfiles de los salarios para las mujeres y los varones en las manufacturas, aún cuando se cuenta con la estimación de las funciones de densidad Kernel de sus salarios mostrando las pautas de las distribuciones completas para ambos grupos laborales en dicho sector. Por lo anterior, se procede entonces con las estimaciones de los modelos econométricos para mostrar los resultados obtenidos y confirmar las evidencias con las que se pueda establecer si las diferencias de salarios en contra de la mujer están siendo compensadas en alguna medida con mayor grado de escolaridad y experiencia en los puestos de trabajo.

Se calcularon modelos con las ecuaciones (1) y (2), arrojando coeficientes robustos estadísticamente significativos con los signos esperados (véase cuadros 3 y 4), y se realizó el análisis comparativo entre las dos regiones consideradas. En el periodo estimado para la frontera norte y el resto del país el resultado fue similar (ver cuadro 2), pues se comprobó que la mujer percibió menor salario respecto al del hombre. Además, se observó que representó diferencias salariales reales por el orden del 6 al 7 por ciento en la frontera y del 6 al 11 por ciento en el resto del país, la cual se explicó con un mayor/menor efecto en los retornos a la escolaridad por cada año logrado durante el periodo 2005 - 2017.

Cuadro 2. Resultados para la industria manufacturera, 2005-2017.
 (Expresado en logaritmo natural y variación en porcentaje)

| Región | Resto del país (MCO) | Frontera norte (MCO) | Resto del país (Heckman) | Frontera norte (Heckman) |
|---|----------------------|----------------------|--------------------------|--------------------------|
| Log del salario medio por hora de los hombres | 3.0074 | 3.1558 | 2.8352 | 3.1136 |
| Log del salario medio por hora de las mujeres | 2.6659 | 2.9654 | 2.6576 | 2.8999 |
| Log de la diferencia salarial por género* | -0.1135 | -0.0603 | -0.0626 | -0.0686 |

Nota: */ Se calcula como la razón de género = [(Log salario de la mujer / Log salario del hombre)-1].

Fuente: Elaboración propia en base a la ENOE 2005 al 2017 (Inegi, 2005 al 2017).

La presencia de un sesgo de selección es relevante al realizar los cálculos y se obtuvieron cambios atenuados en los modelos por Mínimos Cuadrados (MCO), con excepción de una sobrevaloración que se observa en los salarios de los hombres; lo que nos permite establecer con determinación que los resultados son robustos y consistentes en las estimaciones realizadas por Heckman (1979).

En términos comparativos, el trabajo de Rubli (2012) muestra la existencia de diferencias significativas en el sesgo de selección positiva entre Argentina, Brasil y México, donde las mayores diferencias por género se presentaron entre Argentina y México, siendo hasta dos veces mayor en detrimento del segundo país. Con respecto de nuestra evidencia, se encontró similitud en cuanto al sesgo de selección positivo (variables lambdas) y con alta significación estadística como resultado de la necesidad de corregir el sesgo de selección en ambos modelos.

Cuadro 3. Modelo econométrico general por género y corrección de sesgo de selección en sector manufacturero en el resto del país (Pool 2005-2017).

| Variable | Hombres | | | Mujeres | | |
|---------------------------------------|--------------|---------------|-------|--------------|---------------|-------|
| | Coefficiente | z Estadístico | Prob. | Coefficiente | z Estadístico | Prob. |
| <i>Logaritmo del salario por hora</i> | | | | | | |
| Constante | 1.4658 | 1281.82 | 0 | 1.7835 | 1333.98 | 0 |
| Experiencia | -0.0446 | -656.52 | 0 | -0.0288 | -379.7 | 0 |
| Experiencia ² | -0.0003 | -514.79 | 0 | -0.0003 | -314.32 | 0 |
| Estado civil | 0.0867 | 318.32 | 0 | 0.0257 | 73.29 | 0 |
| ted1 | 0.0749 | 948.31 | 0 | 0.0483 | 554.88 | 0 |
| ted2 | 0.0707 | 1008.13 | 0 | 0.0478 | 622.8 | 0 |
| ted3 | 0.0715 | 1155.95 | 0 | 0.0532 | 783.55 | 0 |
| ted4 Lic. ó > | 0.0804 | 1426.99 | 0 | 0.0692 | 1096.47 | 0 |
| <i>Selectividad</i> | | | | | | |
| Estado civil | 0.0003 | 0.61 | 0.54* | 0.0034 | 3.17 | 0 |
| Zona | -0.3861 | -500.74 | 0 | -0.3697 | -317.44 | 0 |
| Hijos | N.A. | N.A. | N.A. | 0.2328 | 232.88 | 0 |
| Constante | 1.3027 | 1671.94 | 0 | 1.2839 | 1190.01 | 0 |
| /athrho | 0.7371 | 766.98 | | 0.6148 | 483.07 | 0 |
| /lnsigma | -0.652 | -2779.2 | 0 | -0.7213 | -2412.9 | 0 |
| ρ (rho) | 0.6274 | | | 0.5475 | | |
| σ sigma | 0.5209 | | | 0.4861 | | |
| λ lambda | 0.3268 | | | 0.2661 | | |
| Obs. | 157 904 | | | 94 898 | | |

Nota: Coeficientes significativos al 1%. *Coeficiente no significativo.

N.A.: No aplica.

Fuente: Elaboración propia en base a información de la ENOE 2005 al 2017 (Inegi, 2005 al 2017).

Cuadro 4. Modelo econométrico general por género y corrección de sesgo de selección Heckman en el sector manufacturero de la Frontera Norte (Pool 2005-2017).

| Variable | Hombres | | | Mujeres | | |
|---------------------------------------|--------------|---------------|-------|--------------|---------------|-------|
| | Coefficiente | z Estadístico | Prob. | Coefficiente | z Estadístico | Prob. |
| <u>Logaritmo del salario por hora</u> | | | | | | |
| <i>Constante</i> | 1.6476 | 788.39 | 0 | 2.3077 | 1083.46 | 0 |
| <i>Experiencia</i> | -0.0477 | -395.22 | 0 | -0.0181 | -151.42 | 0 |
| <i>Experiencia</i> ² | -0.0003 | -253.11 | 0 | -0.0002 | -133.08 | 0 |
| <i>Estado civil</i> | 0.056 | 120.79 | 0 | 0.0117 | 23.69 | 0 |
| <i>ted1</i> | 0.0763 | 540.97 | 0 | 0.032 | 235.02 | 0 |
| <i>ted2</i> | 0.0722 | 576.45 | 0 | 0.0293 | 243.63 | 0 |
| <i>ted3</i> | 0.0731 | 660.1 | 0 | 0.0343 | 319.26 | 0 |
| <i>ted4 Lic. ó ></i> | 0.0818 | 813.16 | 0 | 0.0535 | 540.24 | 0 |
| <u>Selectividad</u> | | | | | | |
| <i>Estado civil</i> | -0.0565 | -41.68 | 0 | -0.0105 | -4.92 | 0 |
| <i>Zona</i> | -0.4508 | -179.59 | 0 | -0.5139 | -128.04 | 0 |
| <i>Hijos</i> | N.A. | N.A. | N.A. | 0.1816 | 89.63 | 0 |
| <i>Constante</i> | 1.6902 | 665.02 | 0 | 1.7773 | 443.38 | 0 |
| <i>/athrho</i> | 0.6627 | 328.71 | 0 | 0.7151 | 322.34 | 0 |
| <i>/lnsigma</i> | -0.7248 | -1812.34 | 0 | -0.8978 | -1899.3 | 0 |
| <i>ρ (rho)</i> | 0.5802 | | | 0.6138 | | |
| <i>σ sigma</i> | 0.4843 | | | 0.4074 | | |
| <i>λ lambda</i> | 0.281 | | | 0.2501 | | |
| <i>Obs.</i> | 55 004 | | | 29 669 | | |

Nota: Coeficientes significativos al 1%. *Coeficiente no significativo.

N.A.: No aplica.

Fuente: Elaboración propia en base a información de la ENOE 2005 al 2017 (Inegi, 2005 al 2017).

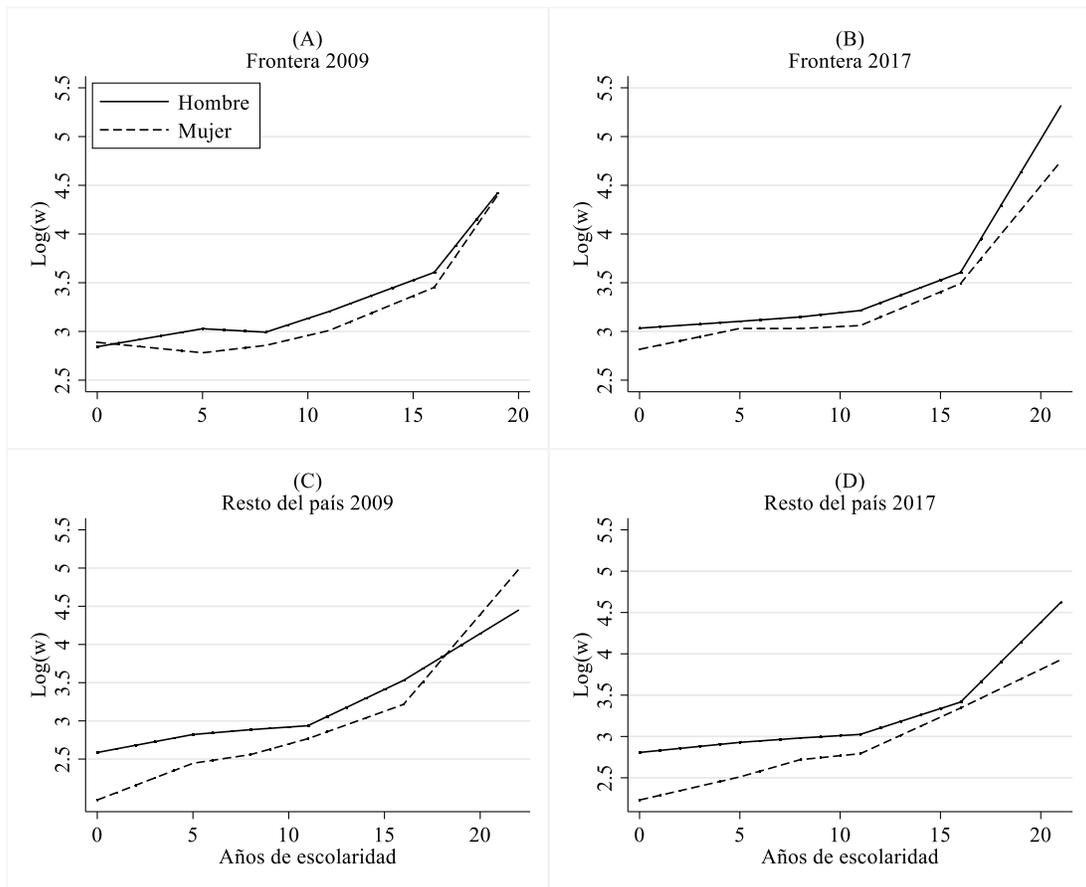
A diferencia de Argentina, donde las mujeres parecen tener mayores saltos en sus remuneraciones debido a una mejor planeación de su vida al retrasar la formación de la familia y poder contar con una participación más activa en el mercado laboral de su país (Rubli, 2012), los resultados para México y su FN, indican que los ingresos salariales en el sexo femenino con niveles de educación básica, con respecto de aquellas profesionistas, muestran saltos producidos en cada segmento (un cambio de pendiente) con menor respuesta de la que se produce y se detecta con los varones de forma análoga. Es decir, en Argentina las mujeres en el presente milenio cuentan con atributos que han permitido mejorar sus niveles salariales con una mejor adecuación a su nivel de preparación, mientras que en México la capacidad de respuesta aparece como más lenta en el proceso del premio salarial por su mayor preparación en los grados formales de educación.

Los resultados se complementan con el pronóstico de los perfiles de salarios por género con la estimación usando la técnica de *Spline* en la gráfica 3 para la región de la frontera norte y el resto del país, respectivamente. En la gráfica 3 se puede observar cómo en plena crisis económica (páneos A y C), la mujer con más años de escolaridad fue menos afectada por la crisis en la región de la frontera norte, mientras que en el resto del país, sí presentó un deterioro independientemente del nivel educativo al presentarse sus salarios estimados por debajo de los de los varones para cualquier nivel de escolaridad.

Los resultados del presente estudio van en línea con los conceptos aportados por Popli (2013), donde es posible confirmar que la mujer en la frontera norte del país presentó una situación de *techo de cristal* en tiempo de crisis (año 2009) al no superar los niveles de salarios del perfil salarial de los varones, independientemente de su nivel educativo logrado. Esto sucede con excepción de las profesionistas en el resto del país que sí presentan un mejor salario que su contraparte laboral. En cambio, se presenta un *piso pegajoso* en la situación postcrisis (2017) cuando, fuera de una crisis, sus salarios se mantienen y no se nivelan en términos reales con respecto al obtenido por los varones, cuyos salarios sí se recuperan y con mayor rapidez en la FN del país.

Es posible que en condiciones de una crisis económica sea el resto del país donde no se podría confirmar la hipótesis del *piso pegajoso* a medida que logra mayor escolaridad en la mujer (nivel máximo de estudios), al haber superado su nivel salarial y ubicarse en una remuneración mayor en dicho colectivo (en un tope de salario en escala logarítmica de 5 en el Panel C). Mientras que fuera de una crisis sus salarios vuelven a reducirse rápidamente y se puede validar la hipótesis del *techo de cristal* en el colectivo femenino de manera contundente.

Gráfica 3. Perfil de salario-escolaridad spline para mujer y hombre
 Frontera y resto del país, 2009 y 2017



Fuente: elaboración propia con base en fórmulas (3) y (4).

Es un hecho que cuando se presenta un mayor crecimiento económico, los resultados comprueban que el sexo femenino se ve más afectado y los hombres presentan, en todo caso, una mayor sensibilidad en la subida de sus salarios. Las expansiones económicas bonifican a los varones las pérdidas salariales ocurridas en momentos de depresión económica, y los salarios de las mujeres se contraen en mayor medida durante una expansión. En el caso de España, sucede precisamente el mismo fenómeno laboral, tal cual lo expone De la Roca (2014) como resultado de mayor rigidez en el empleo para los varones, y donde la mujer responde más rápidamente a la contratación. Sin embargo, no presentan mejoría en sus remuneraciones tan rápidamente, o al menos al mismo nivel que los hombres.

El trabajo de De la Roca (2014), a diferencia del método de estimación empleado en este estudio, introduce un modelo de regresión por efectos fijos controlado por la tendencia en el ciclo económico de aquel país, e introduce en una segunda etapa un coeficiente que mide en escala semilogarítmica el efecto de lo *cíclico* (o el impacto de la elasticidad del empleo y

el salario en el ciclo), que se aproxima por el cambio porcentual en los salarios, en respuesta a un aumento de un punto porcentual en la tasa de desempleo por género.

El hallazgo de dicho trabajo para España es que el descenso de un punto porcentual en la tasa de desempleo está asociado con un incremento reducido en los salarios reales de los hombres en apenas un 0.38 por ciento, es decir, inferior a la unidad. Su cálculo para las mujeres (y que permite apoyar los resultados obtenidos para México) es que el grado de ciclicidad para ellas es mucho menor que el de los hombres, con 0.26 por ciento. Como resultado, las mujeres experimentan mucha menor capacidad de mejora salarial, aún cuando su nivel de contratación en el ciclo es más alto. Por lo anterior, se aprecia la existencia de *techos de cristal* para mujeres en el caso español.

Para México y su FN, las mujeres trabajando en un sector como el de las manufacturas estarían presentando, entonces, una menor capacidad de mejoría en las remuneraciones tanto de corto como de largo plazo, y existen condiciones para probar y poder determinar que las mujeres con mayor preparación apenas logran igualar su perfil salarial con respecto al del hombre, pero más rápidamente en un contexto de crisis económica.⁵

La regresión *Spline* es, pues, una herramienta útil en el diseño de política salarial ya que permite detectar variaciones de tipo no lineal al interior de grupos heterogéneos pero que ostentan niveles idénticos en su preparación y escolaridad; diferenciados, en este caso, únicamente por los efectos medios del conjunto de atributos y características innatas al trabajador y consideradas en el modelo.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Este estudio muestra evidencia de diferenciales salariales persistentes con respecto de las mujeres tanto en la FN como en el resto del país. Los resultados se presentan considerando para el sector manufacturero un periodo de análisis que va de 2005 a 2017; y con la aplicación de técnicas no paramétricas en conjunto con la regresión de tipo *Spline*, se permite variar la pendiente de los efectos por escolaridad en cada colectivo de trabajadores. Los rendimientos son superiores para el colectivo de hombres, resultando éstos en el período de 8 por ciento mayores al de la mujer, con 6.9 por ciento en el resto del país. En

⁵ Para España, sin haber incluido efectos fijos en los trabajadores y los indicadores de ocupación, De la Roca (2014) encontró que la semielasticidad para los hombres se redujo de 0.379 a 0.292, pero en cambio, para las mujeres la caída es mucho mayor (de 0.221 a 0.054). Con ello, la explicación es que la composición de las habilidades de las mujeres con más preparación en aquel país varía más a lo largo del ciclo (e incrementa la desigualdad intragrupo) por lo que advierte que este colectivo, que se encuentra con poca o menor calificación con respecto del hombre, se verá más afectado, a menos que acepte un nivel más alto de desempleo durante las fases bajas del ciclo para poder recuperar en alguna medida sus salarios.

tanto que en la frontera, de forma respectiva, fueron de 8.1 y 5.3 por ciento de premio al nivel educativo superior.

Si bien, la escolaridad ayuda a incrementar el salario de la mujer, no lo hace en la misma proporción que el del varón. Así mismo, se determina que la crisis ha golpeado más duramente al sector laboral femenino que a su contraparte masculina, aún cuando el hombre se presenta más resiliente al haber recuperación de su salario en mayor medida que la mujer cuando se logra superar un contexto de crisis. La evidencia confirma que en un sector tan vulnerable como las manufacturas por la demanda externa de su producción, la mujer presenta una situación de *piso pegajoso* en crisis económica cuando sus salarios no superan la caída que tiene el hombre en el mercado laboral del sector manufacturero; mientras que presenta un *techo de cristal* cuando no existe una crisis y sus salarios se mantienen en un mismo nivel.

La inclusión de la mujer en la educación superior tiene una gran relevancia, pues es prioridad continuar impulsando a este colectivo para que vaya aparejado a políticas de emprendimiento y de empleo en favor de ellas, en la medida que la escolaridad responde lentamente en el corto plazo a la mejora salarial de la mujer.

A partir de lo observado, es relevante poder comprender y conocer los impactos de la educación formal con respecto de las ocupaciones no solo en las manufacturas, sino en otros sectores que se caracterizan por tener mayor dispersión y heterogeneidad en sus salarios. En este estudio, el sector manufacturero también tiene una gran variedad de ramas que a su vez son heterogéneas y pueden remunerar de forma distinta al recurso humano. Por ello, este trabajo ofrece varias vetas para continuar investigando con mayor profundidad, al poder utilizar estos resultados como punto de partida. El enfoque empleado aquí puede también ser usado para replicar en otros sectores y ramas económicas, así como por tipos de ocupaciones específicas, al igual que la meta de poder anticipar qué sectores y ocupaciones responden más o menos rápidamente dependiendo del sexo del trabajador y por ende, conocer el grado de resiliencia para el hombre o la mujer en el mercado laboral.

REFERENCIAS

- Arceo-Gómez, E. O. y Campos-Vázquez, R. M. (2014). Evolución de la brecha salarial de género en México. *El Trimestre Económico*, 81(323), 619-653.
- Becker, G. S. (1971). *The Economics of Discrimination*. Estados Unidos: The University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1993). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Estados Unidos: The University of Chicago Press.
- Calderón, C., Huesca, L. y Ochoa, G. (2017). Análisis comparativo de la desigualdad salarial entre México y Estados Unidos. *Investigación Económica*, 76(300), 3-31.

- Camberos, C., Huesca, L. y Castro, D. (2013). Cambio tecnológico y diferencial salarial en las regiones de México: un análisis de datos de panel para el sector servicios. *Estudios Fronterizos*, 14(28), 187-211.
- Castro, D., Huesca, L. y Zamarrón N. (2015). Discriminación salarial por género en la industria manufacturera de la frontera norte de México, en el periodo 2005-2011. *Nóesis. Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, 24(47), 50-80.
- Castro, D. y Morales, B. (2011). Evolución de la desigualdad salarial regional en México, 1994-2003. *Frontera Norte*, 23(45), 35-65.
- Castro D., Rodríguez, R. E. y Brown, F. (2017). La brecha salarial por género y recesión económica en la frontera norte de México. En D. Castro y R. Rodríguez (Coords.), *Mercado laboral: México y frontera norte* (pp. 46-72). México: Plaza y Valdez Editores.
- De la Rica, S., Dolado, J. J. y Llorens, V. (2008). Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain. *Journal of Population Economics*, 21(3), 751-776.
- De la Roca, J. (2014). Wage cyclicality: Evidence from Spain using social security data. *Revista SERIES*, 5(2-3), 173-195.
- Duclos, J. Y. y Araar, A. (2006). *Poverty and Equity. Measurement, Policy, and Estimation with DAD*. Boston: Springer.
- Greene, W. (2008). *Econometric Analysis*. Nueva York: Prentice Hall.
- Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometría*, 47(1), 153-161. DOI:10.2307/1912352.
- Huesca, L. y Ochoa, G. (2016). Desigualdad salarial y cambio tecnológico en la Frontera Norte de México. *Problemas del desarrollo*, 47(187), 165-188.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi). (2005) Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Formato en Microdatos, (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. 14 de agosto de 2018 Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2006). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2007). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>

- Inegi. (2008). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2009). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2010). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2011). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2012). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2013). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2014). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2015). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2016). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de: <https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>
- Inegi. (2017). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Población de 15 años y más de edad. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Formato Microdatos (*dta*) para

Software *Stata* al segundo semestre con soporte digital. Descargado de:
<https://www.inegi.org.mx/programas/enoe/15ymas/default.html#Microdatos>

- Mayer-Foulkes, D. y Cordourier, G. (2001). La brecha salarial y la teoría de igualdad de oportunidades: Un estudio de género para el caso mexicano. *El Trimestre Económico*, 68(269), 71-107.
- McConnell, C. R., Brue, S. L. y Macpherson, D. A. (2003). *Contemporary Labor Economics* (6ta. edición adaptada). España: McGraw-Hill/Interamericana de España.
- Mendoza, E. y García, C. (2009). Discriminación salarial por género en México. *Problemas del desarrollo*, 40(156), 77-99.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Nueva York: Columbia University Press.
- Pagán, J. A. y Ullibarri, M. (2000). Group Heterogeneity and the Gender Earnings Gap in Mexico. *Economía Mexicana. Nueva Época*, 9(1), 23-40.
- Popli, G. (2013). Gender Wage Differentials in México: A Distributional Approach. *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 176(2), 295-319.
- Rubli, 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.
- Sauceda, A. L. y Varela, R. (2013). Salarios relativos y dinámica manufacturera en México. *Análisis Económico*, 28(69), 130-148.
- Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Londres: Chapman and Hall.
- Varela, R. y Retamoza, A. (2012). Capital humano y diferencias salariales en México, 2000-2009. *Estudios Fronterizos*, 13(26), 175-200.