



REVISTA INTERNACIONAL
DE SALARIOS DIGNOS

Editor en Jefe

Luis Antonio Andrade Rosas
Universidad La Salle México

Editores Asociados

Carlos Alberto Jiménez Bandala
(Universidad de Quintana Roo, Campus Cancún)

Andrea Bautista León
(Universidad La Salle, Ciudad de México)

Marco Antonio Méndez Salazar
(Universidad Autónoma Veracruzana)

Nayeli Pérez Juárez
(Universidad Nacional Autónoma de México)

Yaxk'in Coronado
(Universidad La Salle, Ciudad de México)

Equipo Editorial

Maria José Ruíz Martínez, (La Salle, Ciudad de México)

Estefanía Moreno López, (La Salle, Ciudad de México)

Comité Científico Asesor

Jamshid Damooei (Universidad Luterana de California, EE.UU.), Nayeli Pérez Juárez (IIEc-UNAM), Octavio Garduño Ruiz (IPN, México), Andres Peñaloza Mendez (Comisión Nacional de Salarios Mínimos, México), Mauricio Ramírez Grajeda (Universidad de Guadalajara, México), Alejandro Islas Camargo (ITAM, México), Marco Antonio Méndez Salazar (Universidad Veracruzana, México), Roberto Gallardo (Universidad Veracruzana, México), Magdalena Sepúlveda Contreras (Servicio de Salud Metropolitano Oriente, Chile), Elizabeth Crofoot (The Conference Board), Sabith Khan (Universidad Luterana de California, EE.UU.), Moise Djepang Kouamo (Universidad de Douala, Camerún), Omar Neme Castillo (IPN, México), Lucerito Ludmila Flores Salgado (Benemérita Universidad Autónoma de Puebla)

Diseño Editorial

- Santiago Álvarez Rodríguez (FAMADyC Universidad La Salle México)

Revista científica de análisis del mundo laboral, es una publicación semestral, de libre acceso y de forma bilingüe en su totalidad.

RISAD Revista Internacional de Salarios Dignos, Vol. 5, No. 2, septiembre-diciembre, 2023, es una publicación semestral editada por la Facultad de Negocios de la Universidad La Salle, Ciudad de México, Benjamín Franklin 45, Col. Condesa, C.P. 06140, Cuauhtémoc, Ciudad de México, 55 52 78 95 00, <http://revistasinvestigacion.lasalle.mx/index.php/OISAD>. Editor responsable: Luis Antonio Andrade Rosas. Reserva de Derechos al Uso Exclusivo No.:04-2021-080213123600-203, ISSN: en trámite, ambos otorgados por el Instituto Nacional de Derechos de Autor. Responsable de la última actualización, Dr. Luis Antonio Andrade Rosas, fecha de la última modificación 17 de mayo 2023. Los artículos firmados son responsabilidad exclusiva de los autores.

Revista Internacional de Salarios Dignos

Periodicidad semestral

Vol. 4 No. 2 agosto-diciembre 2022

Acerca de RISAD

RISAD Revista Internacional de Salarios Dignos fue lanzada en la primavera de 2019 como un proyecto de colaboración multidisciplinaria permanente. El proyecto nació como resultado de la preocupación de ambas partes por desarrollar un espacio de investigación que aborde las condiciones salariales en el mundo con la debida diligencia y rigor académico, tanto desde una perspectiva global como doméstica. El proyecto tiene por objeto evaluar los salarios reales y determinar lo que debería ser un salario digno para cada economía y para cada actividad laboral en un mundo globalizado. El proyecto lleva a cabo su labor basándose en el contexto de que, en el actual mundo globalizado, existen estructuras que impiden a grandes porciones de la población mundial disfrutar de salarios decentes, debido a estructuras sistémicas que han hecho que la participación de la mano de obra en la economía se reduzca constantemente en los últimos cincuenta años.

Visión

Imaginar un entorno donde se ha logrado una importante reducción de la desigualdad en el mundo—reemplazando las estructuras económicas que generan un intercambio desigual entre capital y trabajo y entre las metrópolis del sistema y los países periféricos—como parte de la transición hacia un nuevo paradigma transformador de real democracia y sostenimiento cuyo único fin es ir en pos del bienestar de la gente y el planeta y no del mercado.

Misión

Crear una unidad de investigación del salario con el fin de investigar, analizar y valorar la situación salarial en México y el mundo desde la perspectiva de la dignidad humana, desarrollando la metodología que defina acertadamente los parámetros de dignidad salarial desde un enfoque global y doméstico para incidir en el desarrollo de políticas y soluciones que eliminen las brechas entre los salarios reales y los salarios dignos.

Rigurosidad Científica

RISAD Revista Internacional de Salarios Dignos publicada por la Universidad La Salle México es una publicación electrónica con arbitraje doble ciego internacional. Todos los manuscritos sometidos a revisión serán evaluados bajo un proceso de revisión riguroso. La publicación de los mismos dependerá los dictámenes aprobatorios y el cumplimiento de las condiciones que los revisores señalen. Cada revisor designado debe conocer el área a la que pertenece el manuscrito. No podrá ser aceptado ningún manuscrito que no haya tomado en cuenta los comentarios y recomendaciones de sus revisores. Todo rechazo estará fundamentado con el mismo rigor que las aprobaciones.

Frecuencia de publicación

RISAD Revista Internacional de Salarios Dignos publicada por la Universidad La Salle México es una publicación electrónica de periodicidad semestral y de libre acceso.

Tiempo de publicación

El lapso máximo entre la etapa de aceptación y el comienzo de la revisión por pares es de noventa días, el lapso máximo de la revisión por pares es de sesenta días, y el lapso máximo entre la edición y la publicación es de treinta días.

Política de acceso abierto

Todos los artículos publicados en "RISAD Revista Internacional de Salarios Dignos" están bajo una política de acceso abierto de acuerdo con la licencia CC-BY, a menos que se indique lo contrario.

Código de ética

El Código de ética de RISAD Revista Internacional de Salarios Dignos sigue los estándares éticos validados en el "Code of Conduct and Best Practice Guidelines for Journal Editors" que publica el Committee on Publications Ethics (COPE) y las normas que los comités éticos internacionales establecen para la investigación.

Cargo por procesamiento de artículo

RISAD Revista Internacional de Salarios Dignos es una revista de acceso abierto, donde todos los artículos publicados pueden consultarse de forma gratuita. RISAD Revista Internacional de Salarios Dignos promueve el Acceso Abierto no comercial por lo que no existen "cargos por procesamiento de artículo" para nuestros autores e instituciones que deciden publicar sus resultados de investigación con nosotros. Todos los costos asociados son cubiertos por la Universidad La Salle México.

Indexación

Actualmente, RISAD Revista Internacional de Salarios Dignos se encuentra en proceso de

indexación en: LATINDEX

La sede de la revista es la Facultad de Negocios de la Universidad La Salle, Ciudad de México, Benjamín Franklin 45, Col. Condesa, C.P. 06140, Cuauhtémoc, Ciudad de México, 55 52 78 95 00, y se difunde en formato electrónico a través de su página web: <http://revistasinvestigacion.lasalle.mx/index.php/OISAD>

Presentación

La incertidumbre causada por la pandemia Covid-19 y la guerra Ucrania-Rusia, han hecho estragos en la economía a nivel mundial y el mercado laboral no es la excepción. En principio, el resguardo de las personas y el paro de las empresas, derivó escasez y con ello un alto nivel de inflación. Dicha inflación, impactó el precio de la canasta básica y así al mercado de dinero; teniendo consecuencias negativas en los equilibrios del mercado laboral. Esto es, no se alcanzó el nivel de empleo requerido y al mismo tiempo, no se llegó a un pago de salarios justo, creándose una brecha salarial de manera general. A pesar que se aplicaron disminuciones en las tasas de interés, como posibles soluciones, éstas no fueron suficientes; incluso originó más inflación, alterando la demanda por los préstamos baratos. Además, estos movimientos de política monetaria modificaron el tipo de cambio, haciendo variar la indexación del dólar. De acuerdo a lo anterior, el número presentado en RISAD trata de mostrar a sus lectores, los componentes monetarios, sociales y económicos, claves, que modificaron variables determinantes en el mercado laboral: desempleo y brecha salarial. Desequilibrios que ocurrieron, no solo en México, sino a nivel mundial.

Luis Antonio Andrade Rosas

Editor en Jefe

Índice

Sistema de indexación para salarios en dólares

Uruguay 2003-2022

Fernando Correa Alsina 1-20

Indexation system for wages in dollars: Uruguay 2003-2022

Fernando Correa Alsina 21-38

Brecha salarial de género en México: evidencia a partir de la ENIGH 2016

Karla Simoni González Hernández, Marco Antonio Méndez Salazar 39-68

Gender wage gap in Mexico: evidence from ENIGH 2016

Karla Simoni González Hernández, Marco Antonio Méndez Salazar 69-98

Efectos del aumento salarial inflacionario sobre los puestos de trabajo en el mercado laboral mexicano

Carlos Alberto Jiménez, Luis Antonio Andrade Rosas, Nayeli Pérez Juárez 99-113

Effects of inflationary wage increases on jobs in the Mexican labor market

Carlos Alberto Jiménez-Bandala, Luis Antonio Andrade Rosas, Nayeli Pérez Juárez 114-126

Sistema de indexación para salarios en dólares: Uruguay 2003-2022
Indexation system for wages in dollars: Uruguay 2003-2022

Fernando Correa Alsina¹

Recepción: 10/07/2022

Aceptación: 21/10/2022

Resumen

Este artículo analiza la aplicación de dos sistemas de indexación alternativos para salarios establecidos en moneda extranjera. En particular, evalúa el impacto de ambos sobre el nivel promedio y la varianza del poder adquisitivo de las remuneraciones. Presenta un conjunto de modelos originales que corresponden a diferentes escenarios de comportamiento de precios, tipo de cambio y sistema de ajuste salarial. Concluye que, bajo los supuestos más realistas, la indexación basada en el diferencial entre inflación y depreciación de la moneda nacional respecto a la extranjera, sin depurar la volatilidad de las variables, es la más adecuada para minimizar la varianza del salario real. Este resultado es confirmado por las estimaciones realizadas para Uruguay. La robustez del mismo debe ser evaluada para escenarios que representen otros comportamientos de las variables.

Abstract

This article analyzes the application of two alternative indexation systems for wages established in foreign currency. In particular, evaluates the impact of both on the average level and the variance of the purchasing power of remunerations. It presents a set of original models that correspond to different scenarios of behavior of prices, exchange rate and salary adjustment system. Concludes that, under the most realistic assumptions, the indexation based on the differential between inflation and depreciation of the national currency with respect to the foreign currency, without adjusting for the volatility of the variables, is the most appropriate to minimize the variance of real wages. This result is confirmed by the estimates made for Uruguay. Its robustness must be evaluated for scenarios that represent other behaviors of the variables.

Palabras Clave

Indexación salarial, salario real, inflación, tipo de cambio

Key Words

Wage indexation, real wage, inflation, exchange rate

Clasificación JEL: J30, J41

¹ Docente de Análisis Económico, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay. Dirección postal: Ignacio Medina 3275 Apto 903, Montevideo, Uruguay, C.P. 11.700. (598) 2336 61 47. fernando.correa@cienciassociales.edu.uy

Introducción

En Uruguay existe un conjunto de trabajadores cuyas remuneraciones están establecidas en moneda extranjera o directamente ligadas a la cotización de alguna de las mismas. En esta situación se encuentran grupos tan diversos como la pesca (captura), los prácticos de puertos, los funcionarios de embajadas y de organismos internacionales, así como parte de los empleados en el área informática, en las agencias internacionales de noticias y en el sector financiero². Sus empleadores adoptan esta política salarial a los efectos de acompañar la evolución de los costos con la correspondiente a sus ingresos, en general, ligados también a una moneda extranjera. De esta forma trasladan toda la volatilidad del tipo de cambio al salario real. Un sistema de indexación adecuado para estas situaciones debería orientarse a reducir la variabilidad del poder adquisitivo de los salarios.

Al momento de diseñar un sistema de ajuste salarial de este tipo debe tenerse en cuenta la particularidad de que el consumo de los trabajadores se realizará en una moneda distinta de aquella en que perciben sus remuneraciones³. Por esto, la fórmula para ajustar los salarios deberá contemplar las dos variables que afectan el poder adquisitivo: la inflación y la depreciación o apreciación de la moneda nacional respecto a la moneda extranjera⁴. En particular, si el objetivo es estabilizar el poder adquisitivo, los salarios deberán ser ajustados por el diferencial que se registre entre el incremento de los precios y del tipo de cambio.

La literatura económica ha analizado en profundidad el funcionamiento de los diferentes sistemas de ajuste, así como sus impactos en el poder adquisitivo de los trabajadores, para el caso de salarios establecidos en moneda nacional. Sin embargo, cuando las remuneraciones están establecidas en una moneda distinta esta temática tiene otras complejidades que serán analizadas en este trabajo.

Concretamente, el objetivo de este trabajo es evaluar dos sistemas de indexación alternativos aplicables a los salarios establecidos en moneda extranjera, buscando identificar aquel que permita reducir la varianza del poder adquisitivo de los mismos, sin dejar de considerar sus impactos sobre el nivel medio del salario real.

El presente artículo se ordena en seis secciones: luego de la presente introducción, en la segunda sección se realiza una breve revisión de los antecedentes que tiene el tema; en la tercera, se analizan los conceptos básicos del ajuste de remuneraciones en moneda extranjera, así como las particularidades que tiene la introducción de una variable relativamente volátil como el tipo de cambio en la fórmula de ajuste; en la cuarta sección, se presentan diversos modelos que recogen los principales aspectos del tema tratado y que permiten derivar las consecuencias de establecer diferentes fórmulas de ajuste; en la quinta, se cotejan las conclusiones derivadas de los modelos con los resultados obtenidos para Uruguay; y finalmente, en la última sección se resumen las principales conclusiones del trabajo.

² Las empresas de este sector instaladas en zonas francas establecen sus salarios mayoritariamente en dólares (Lalanne y Vaillant, 2014).

³ Los trabajadores del transporte internacional terrestre de carga, así como los pilotos de líneas aéreas y de aviación ligera, se encuentran en una situación similar en tanto perciben sus viáticos en dólares mientras que realizan el correspondiente consumo en otras monedas (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2022).

⁴ En lo que sigue del texto siempre que se haga referencia a la “depreciación de la moneda nacional” debe entenderse respecto a la moneda extranjera en que están fijados los salarios y que se contempla tanto la posible depreciación como apreciación de la misma.

Antecedentes del tema

La investigación económica ha abordado en profundidad la temática referida a la evolución de los salarios. Principalmente, se ha concentrado en determinar si los mismos se comportan de forma flexible o presentan rigideces. La abundante evidencia empírica recolectada hasta el momento sugiere la presencia de fricciones pero difiere en la naturaleza de las mismas. En algunos países los salarios presentan rigidez a la baja en términos nominales, mientras que en otros muestran rigidez a bajar en términos reales. (Barattieri, Basu y Gottschalk, 2014; Dickens, et al., 2007; Juárez y Cabada, 2018; Messina y Sanz-de-Galdeano 2014). En sentido contrario, estudios recientes aportan evidencia en favor de la flexibilidad nominal de las remuneraciones (Elsby y Solom, 2019).

Estas investigaciones también muestran que la rigidez a la baja en términos nominales aumenta en contextos de baja inflación (Juárez y Cabada, 2018), al tiempo que la rigidez real tiende a predominar en países con mayor grado de sindicalización. Llamativamente, no se encuentra una asociación entre la resistencia a bajar en términos reales y el grado de indexación de los salarios (Dickens, et al., 2007).

Los estudios que dan cuenta del grado de indexación de los salarios se limitan a reportar la existencia o no de cláusulas de este tipo en los diferentes países, sin brindar información sobre el grado de cobertura de las mismas (Checchi, Lucifora, Boeri y van Ours, 2002; Checherita-Westphal, 2022; Koester y Grapow, 2021). Esto podría explicar la dificultad para encontrar una asociación positiva entre el grado de indexación y la rigidez a la baja de los salarios reales.

Otro conjunto de investigaciones se ha concentrado en analizar las consecuencias de utilizar diferentes fórmulas e indicadores para la indexación de ingresos establecidos en moneda nacional, ya sean salarios o jubilaciones. Sus principales conclusiones son: 1) en los sistemas basados en ajustes iguales a la inflación pasada el ingreso real promedio es una función decreciente de la tasa de inflación y creciente de la frecuencia de ajuste (Lopes, 1985); 2) los sistemas que prevén ajustes inferiores a la inflación pasada no necesariamente conducen a una caída del ingreso real promedio, especialmente si logran reducir el ritmo de incremento de los precios; 3) los sistemas en que los ajustes se disparan cada vez que el ingreso real ha descendido debajo de un umbral tienen éxito en estabilizar los salarios o jubilaciones reales (Forteza, 1995); 4) los sistemas de indexación deben ser evaluados en función tanto del ingreso real promedio que arrojan como de la varianza del mismo, particularmente si existe un *trade-off* entre ambos (Lluberas, 2019).

En contraste, el análisis de la indexación de salarios establecidos en moneda extranjera no ha merecido la debida atención por parte de la literatura económica. Este vacío puede llevar a que, como ocurrió en Uruguay, predomine un enfoque meramente jurídico del tema y a que los pronunciamientos de la justicia se realicen sin tener en cuenta sus consecuencias económicas.

En Uruguay, el tema ya había tenido tratamiento previo pero cobró notoriedad a partir de la caída del dólar (2004-2008)⁵ y, especialmente, de la convocatoria a los Consejos de Salarios en 2005⁶. Los

⁵ El dólar retrocedió de 29,4 pesos en enero de 2004 a 19,2 pesos en agosto de 2008.

⁶ Los Consejos de Salarios son un ámbito tripartito de negociación salarial y de condiciones de trabajo que existe en Uruguay desde 1943, donde participan trabajadores, patronos y Poder Ejecutivo. Se volvieron a convocar en 2005, luego de una interrupción, y posteriormente han funcionado de forma continua hasta la actualidad.

acuerdos salariales alcanzados en este marco preveían aumentos por rama de actividad para las remuneraciones establecidas en moneda nacional⁷. No obstante, existía un conjunto minoritario de trabajadores que percibía salarios en moneda extranjera lo que dejaba planteadas al menos dos interrogantes: en primer lugar, ¿los aumentos acordados en los Consejos de Salarios eran aplicables a los trabajadores con remuneraciones en moneda extranjera?; y en caso afirmativo, en segundo lugar, ¿cuál era la fórmula para implementarlos?

En respuesta a dichas interrogantes surgieron dos posturas jurídicas contrapuestas. Por un lado, se encontraban quienes entendían, desde hace tiempo y con anterioridad a estos eventos, que correspondía otorgar aumentos a las remuneraciones en moneda extranjera a los efectos de cubrir la brecha que eventualmente surgiera entre el ajuste acordado para las remuneraciones en pesos y la variación de la cotización de aquella (Plá Rodríguez, 1994). Sin embargo, desde esta postura no se sugería reducir los salarios en dólares cuando el valor de dicha moneda creciera por encima de los aumentos salariales acordados.

Por otro lado, se encontraban quienes entendían que los ajustes salariales emanados de los Consejos de Salarios no eran aplicables a las remuneraciones en moneda extranjera debido a que estas últimas tenían su propio mecanismo de actualización derivado del cambiante valor del tipo de cambio. Partían de un supuesto bastante restrictivo asumiendo explícitamente que la cotización de la moneda extranjera aumenta de forma casi permanente. Por esto, consideraban que, de aplicarse los ajustes, los trabajadores recibirían un doble beneficio y las empresas verían afectada su competitividad frente a aquellas que pagaran sus salarios en moneda nacional. En línea con esta postura, el Poder Judicial dictó sentencias de primera instancia determinando que los ajustes acordados en los Consejos de Salarios no eran aplicables a las remuneraciones en moneda extranjera (Bentancur, 2008).

El gobierno se pronunció sobre el tema en marzo de 2009 determinando que los mencionados ajustes eran aplicables a los salarios en moneda extranjera y estableciendo un procedimiento preciso para aplicarlos. Concretamente, se debía ajustar tales remuneraciones por el diferencial registrado, en cada período, entre el porcentaje de aumento acordado en los Consejos de Salarios para los sueldos en pesos y la variación de la cotización de la moneda extranjera (Dirección Nacional de Trabajo, 2009). Si bien el procedimiento no lo establecía explícitamente, algunos juristas entendieron que las remuneraciones solo debían ser ajustadas si el mencionado factor resultaba positivo (Vásquez, 2011).

Los organismos internacionales con sede en Uruguay, como la Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI) y el Mercado Común del Sur (MERCOSUR), se vieron inmersos en una problemática similar. La caída del valor del dólar determinó que las remuneraciones de sus funcionarios, establecidas en esta moneda, perdieran poder adquisitivo. Esto dio lugar a que el MERCOSUR aprobara un sistema de ajuste salarial (Grupo Mercado Común del MERCOSUR, 2012) y a que la ALADI pusiera en marcha una revisión anual del comportamiento de la inflación y de la variación del valor del dólar para, eventualmente, ajustar sus remuneraciones (Comité de Representantes de la ALADI, 2012). Por su parte, los organismos dependientes de Naciones Unidas ya se encontraban preparados para esta situación al

⁷ El convenio de las Agencias internacionales de noticias puso en la negociación a nivel de empresas los aumentos salariales de los trabajadores que ganaban en dólares (Mazzuchi, 2009).

disponer de un sistema de ajustes según destino que prevé revisiones periódicas de los salarios (Comisión de Administración Pública Internacional, 2005).

Estos sistemas introducen algunos aspectos técnicos novedosos. En primer lugar, los mecanismos de MERCOSUR y de Naciones Unidas incorporan una partida variable que permite ajustar las remuneraciones, hacia arriba o hacia abajo, sin modificar los salarios básicos. De esta forma se le otorga una mayor simetría al funcionamiento del sistema, al tiempo que se cuenta con un salario básico relativamente estable que sirve de referencia para la toma de decisiones⁸. En segundo lugar, el sistema de MERCOSUR prevé que a los efectos del cálculo de la variación del dólar se comparen los promedios anuales de dicha variable. Esto permite atenuar el impacto de la volatilidad que eventualmente exhiba la misma.

Conceptos básicos sobre la indexación de salarios establecidos en moneda extranjera

El poder adquisitivo de todas las remuneraciones se ve deteriorado diariamente por efecto del incremento de los precios. Por esto, un sistema de indexación salarial para remuneraciones establecidas en moneda nacional que pretenda recuperar periódicamente un determinado nivel de salario real debe ajustar las mismas en un porcentaje igual a la inflación acumulada desde el último ajuste.

El poder adquisitivo de las remuneraciones establecidas en moneda extranjera también sufre la erosión provocada por la inflación, pero se ve adicionalmente afectado por las variaciones del tipo de cambio. Si están establecidas en dólares, su poder adquisitivo disminuye cuando la moneda nacional se aprecia respecto a la moneda estadounidense y aumenta cuando la moneda nacional se deprecia respecto al billete verde.

Como consecuencia de lo anterior, un sistema de indexación salarial para remuneraciones establecidas en moneda extranjera que pretenda volver periódicamente a un determinado nivel de salario real debe ajustar los salarios nominales por el diferencial acumulado entre la inflación (*Inf*) y la depreciación de la moneda nacional (*Dep*) desde el momento del último ajuste (Ecuación 1).

$$\text{Factor de Ajuste} = (1 + Inf)/(1 + Dep) \quad (1)$$

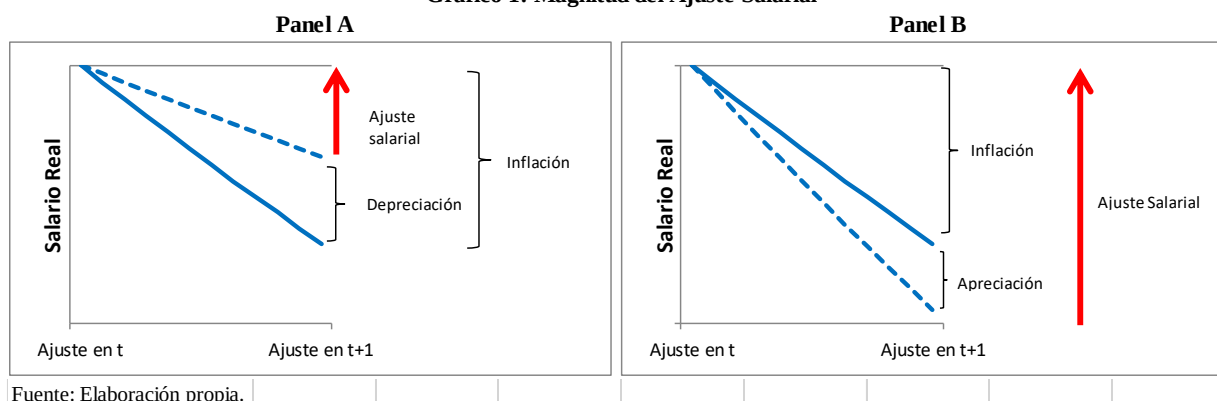
Al momento de ajustar los salarios nominales pueden presentarse dos situaciones. Si la moneda nacional se ha depreciado respecto al dólar, el ajuste de los salarios será menor que la inflación pasada, debido a que los mismos ya habrán recuperado parte del poder adquisitivo gracias a la valorización de la moneda estadounidense (Gráfico 1 Panel A)⁹. Si por el contrario, la moneda nacional se ha apreciado respecto al dólar, el ajuste de los salarios será superior a la inflación pasada debido a que tendrá que

⁸ En el sistema de Naciones Unidas cuando la partida variable ha crecido significativamente se consolida una parte de la misma como sueldo básico.

⁹ Una situación particular se presenta cuando la depreciación de la moneda nacional respecto a la extranjera supera a la inflación acumulada desde el último ajuste, en cuyo caso corresponde reducir los salarios nominales para volver al nivel de salario real establecido como meta. No obstante, debe señalarse que en algunos sistemas jurídicos no es posible reducir el salario nominal, por lo que las remuneraciones no sufrirán modificación hasta el momento que la evolución de las variables así lo determine.

compensar, no solamente el efecto del aumento de los precios, sino también el deterioro del dólar respecto a la moneda nacional (Gráfico 1 Panel B).

Gráfico 1: Magnitud del Ajuste Salarial



Las dos variables que deben ser consideradas en el cálculo de los ajustes salariales para remuneraciones establecidas en moneda extranjera tienen un comportamiento bastante diferente. Por un lado, la inflación se mide a través del Índice de Precios al Consumo (IPC). Este indicador exhibe generalmente una tendencia firme al alza y una moderada volatilidad. Por esto, al momento de calcular la inflación acumulada no existe inconveniente en considerar la variación del IPC entre último ajuste y el ajuste actual¹⁰.

Por el contrario, el tipo de cambio entre la moneda nacional y la extranjera es una variable que se caracteriza por su mayor volatilidad. Por esto, si para el cálculo de la depreciación acumulada se considera la variación del tipo de cambio entre el momento del último ajuste y el ajuste actual se podría recoger cualquier movimiento al alza o a la baja de carácter meramente transitorio ocurrido en ambos extremos del período considerado. Una forma de reducir esta volatilidad es calcular en ambos extremos un promedio del tipo de cambio para un período relativamente extenso, un trimestre o un año, y posteriormente calcular la variación entre dichos promedios depurados de volatilidad.

La fórmula que se adopte para el cálculo de la depreciación de la moneda nacional debe ser evaluada a la luz del comportamiento que exhiba el tipo de cambio en el período y en la economía que se esté considerando. Se debe adoptar aquella fórmula que minimice las variaciones del poder adquisitivo de las remuneraciones. Los diferentes modelos que se presentan en la siguiente sección pretenden orientar sobre cuál es la mejor opción en cada contexto.

Los modelos

En esta sección se presentan un conjunto de modelos que permiten analizar el comportamiento de remuneraciones establecidas en moneda extranjera que son indexadas por el diferencial entre inflación y depreciación de la moneda nacional. El análisis se enfoca en cuál es el poder adquisitivo promedio de los salarios, así como en su variabilidad bajo diferentes escenarios de comportamiento de las variables relevantes.

¹⁰ En cada ajuste se dispone de información del IPC correspondiente al mes anterior. Por esto, en la práctica debe considerarse la variación del IPC desde el último mes considerado en el ajuste anterior y hasta el último mes con información disponible al momento del ajuste actual.

Modelo I

En este primer modelo suponemos que los precios (P_t) y el tipo de cambio (D_t) entre la moneda nacional y la extranjera crecen a tasas α y β , respectivamente. En ambos casos las variables sufren perturbaciones temporales en torno a su tendencia. Dichas perturbaciones son independientes e idénticamente distribuidas (iid) con media cero y varianza fija. El supuesto de independencia implica que no están correlacionadas temporalmente entre sí.

$$P_t = e^{\alpha t + \varepsilon_t} \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

$$D_t = e^{\beta t + \eta_t} \quad \eta_t \sim iid(0, \sigma_\eta^2) \quad (3)$$

Los salarios son establecidos, en moneda extranjera, en el primer período ($t = 1$), pero con información disponible hasta el período base ($t = 0$). Posteriormente, son ajustados todos los períodos por el diferencial acumulado entre la inflación y la depreciación de la moneda nacional desde el período base hasta el previo a cada ajuste. De esta forma, los salarios en moneda extranjera (s_t), definidos por conveniencia como la unidad (1) para el período uno, se comportarán de acuerdo a la siguiente expresión:

$$s_t = \frac{P_{t-1}/P_0}{D_{t-1}/D_0} \quad (4)$$

El salario real (a_t), o poder adquisitivo de los salarios medido en moneda nacional, se obtiene de multiplicar las remuneraciones en moneda extranjera por el índice del tipo de cambio corriente y luego dividir el resultado por el índice de precios también corriente:

$$a_t = \frac{s_t * (D_t / D_0)}{(P_t / P_0)} \quad (5)$$

Sustituyendo las ecuaciones 2, 3 y 4 en la 5, y tomando logaritmos se obtiene una expresión simplificada y resumen de los determinantes del poder adquisitivo de las remuneraciones en cada período:

$$\ln(a_t) = -\alpha + \beta - \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \eta_t - \eta_{t-1} \quad (6)$$

La esperanza y la varianza de la expresión anterior son, respectivamente:

$$E[\ln(a_t)] = -\alpha + \beta \quad (7)$$

$$\text{Var}[\ln(a_t)] = 2(\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2) \quad (8)$$

La ecuación 7 recoge la conocida relación entre salario real e inflación, aunque la misma se modifica levemente para remuneraciones establecidas en moneda extranjera. En este caso, el poder adquisitivo de las mismas depende negativamente de la tasa de inflación y positivamente de la tasa de depreciación

de la moneda nacional. En este modelo, dicha relación se deriva de que el ajuste de las remuneraciones se realiza teniendo en cuenta los precios y el tipo de cambio de un período anterior al que el salario es gastado por el trabajador. En la práctica esta relación se vincula al hecho de que el salario es gastado durante todo un período en el cual los precios siguen subiendo.

A su vez, la varianza del salario real dependerá positivamente de la varianza que exhiban los precios y el tipo de cambio, lo que se muestra en la ecuación 8. En particular, se observa que el efecto de ambas varianzas es doble debido a que inciden tanto las perturbaciones que sufren las variables en el período que se tiene en cuenta para la determinación del ajuste, como en el momento en que se gasta el ingreso.

Modelo II

En este modelo alternativo se supone que los precios y el tipo de cambio tienen igual comportamiento que en el modelo anterior. A su vez, las remuneraciones establecidas en moneda extranjera son ajustadas todos los períodos por el diferencial acumulado entre la inflación y la depreciación de la moneda nacional, pero con una fórmula que intenta eliminar la volatilidad de los precios y del tipo de cambio. Concretamente se calcula un promedio de los precios y del tipo de cambio en un período suficientemente largo previo a cada ajuste y se los compara con un promedio igualmente extenso finalizado en el período base. De esta forma los salarios, expresados en moneda extranjera, se comportarán de acuerdo a la siguiente expresión:

$$s_t = \left[\frac{\prod_{i=t-k}^{i=t-1} P_i/D_i}{\prod_{i=-k+1}^{i=0} P_i/D_i} \right]^{1/k} \quad (4')$$

Es posible demostrar que cuando la extensión del período sobre el cual se toman los promedios crece infinitamente el salario será igual a lo siguiente:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} s_t = e^{(\alpha-\beta)(t-1)} \quad (9)$$

Utilizando la ecuación anterior y realizando las mismas sustituciones que en el modelo precedente se puede despejar una expresión simplificada de los determinantes del poder adquisitivo de las remuneraciones en cada período:

$$\ln(a_t) = -\alpha + \beta - \varepsilon_t + \eta_t + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (6')$$

La ecuación 6' muestra que la consideración de promedios extensos para el cálculo de la inflación y de la depreciación de la moneda nacional permite eliminar parte del efecto de la volatilidad de las series sobre el poder adquisitivo, excepto aquella que se vincula con el período en que el salario es gastado por el trabajador.

Tomando la esperanza y la varianza de la expresión anterior se obtiene:

$$E[\ln(a_t)] = -\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (7')$$

$$\text{Var}[\ln(a_t)] = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2 \quad (8')$$

Como se observa en la ecuación 7', la esperanza del poder adquisitivo varía con la nueva fórmula de ajuste. La misma depende negativamente de la inflación y positivamente de la depreciación de la moneda nacional, como en el caso anterior, pero inciden adicionalmente los apartamientos respecto a la tendencia que sufrieron las dos variables relevantes en el período base. En la medida que los ajustes salariales se realizan de acuerdo a los comportamientos tendenciales de los precios y del tipo de cambio, no contemplan, por ejemplo, que una perturbación positiva de los precios en el período base dará lugar a que en el mediano plazo los mismos crezcan menos y vuelvan a su tendencia, lo que mejorará el poder adquisitivo de los salarios. Por lo mismo, pero en sentido contrario, afectará una perturbación del tipo de cambio en el período base.

Por su parte, la varianza disminuye a la mitad, porque se ha eliminado gran parte de la volatilidad de las series, permaneciendo solamente la vinculada al período en que se gasta el ingreso (ecuación 8').

Modelo III

El supuesto adoptado en los dos modelos anteriores respecto a que las perturbaciones que sufren los precios y el tipo de cambio no están correlacionadas temporalmente, comportándose como un "ruido blanco", es al menos cuestionable. En ciertos contextos los apartamientos que exhiben estas variables respecto de sus respectivas tendencias muestran un cierto grado de inercia, de lo cual se deriva que las perturbaciones están correlacionadas temporalmente (Wooldridge, 2010).

A los efectos de recoger el comportamiento mencionado, en este tercer modelo se retoman todos los supuestos adoptados en el primero con la única diferencia de que se supone que las perturbaciones que sufren los precios y el tipo de cambio en torno a sus respectivas tendencias están correlacionadas temporalmente, siguiendo procesos autorregresivos de orden uno. A su vez, las perturbaciones de estos procesos son variables independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza fija:

$$\varepsilon_t = \lambda \varepsilon_{t-1} + \gamma_t \quad 0 < \lambda < 1, \quad \gamma_t \sim iid(0, \sigma_\gamma^2) \quad (10)$$

$$\eta_t = \rho \eta_{t-1} + \theta_t \quad 0 < \rho < 1, \quad \theta_t \sim iid(0, \sigma_\theta^2) \quad (11)$$

En la medida en que se mantienen los restantes supuestos y que las remuneraciones son ajustadas todos los períodos de acuerdo al diferencial acumulado entre inflación y depreciación de la moneda nacional, sin eliminar previamente su volatilidad, las ecuaciones que se derivan para el poder adquisitivo y su esperanza resultan idénticas a las correspondientes al primer modelo:

$$\ln(a_t) = -\alpha + \beta - \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \eta_t - \eta_{t-1} \quad (6'')$$

$$E[\ln(a_t)] = -\alpha + \beta \quad (7'')$$

No obstante, cambia la expresión de la varianza del logaritmo del poder adquisitivo y resulta de la siguiente forma:

$$Var[Ln(a_t)] = 2 \left[\frac{\sigma_\gamma^2}{(1 + \lambda)} + \frac{\sigma_\theta^2}{(1 + \rho)} \right] \quad (8'')$$

Por tanto, la variabilidad que exhibirá el poder adquisitivo dependerá directamente de la varianza que registren las perturbaciones de los procesos autorregresivos correspondientes a los precios y al tipo de cambio¹¹, pero también dependerá negativamente del grado de correlación temporal que muestren las perturbaciones. En efecto, cuanto más demoren el tipo de cambio y los precios en retornar a sus respectivas tendencias luego de una perturbación, más estabilizador para el salario real será ajustar las remuneraciones con base en los niveles, apartados de sus respectivas tendencias, que registren las dos series en el período previo al ajuste, dado que los mismos se perpetuarán por un tiempo.

Modelo IV

Este cuarto modelo recoge el supuesto de que las perturbaciones de las variables están correlacionadas temporalmente, así como todos los demás del modelo anterior, con la salvedad de que en este caso se asume que las remuneraciones son ajustadas con la fórmula que intenta eliminar la volatilidad de los precios y del tipo de cambio, ya presentada en el modelo II (ecuación 4').

Realizando las mismas sustituciones que en los casos anteriores se llega a expresiones del logaritmo del poder adquisitivo y de su esperanza idénticas a las correspondientes al modelo II:

$$Ln(a_t) = -\alpha + \beta - \varepsilon_t + \eta_t + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (6''')$$

$$E[Ln(a_t)] = -\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (7''')$$

Sin embargo, la expresión de la varianza cambia y resulta igual a:

$$Var[Ln(a_t)] = \frac{\sigma_\gamma^2}{(1 - \lambda^2)} + \frac{\sigma_\theta^2}{(1 - \rho^2)} \quad (8''')$$

Como se observa, en este caso la varianza del salario real depende positivamente del grado de correlación temporal que registren las perturbaciones de los precios y del tipo de cambio. En efecto, el ajuste de las remuneraciones en base a los valores tendenciales de inflación y depreciación de la moneda nacional no tiene en cuenta las perturbaciones que sufren ambas series en el período previo al mismo, provocando así una variación del poder adquisitivo, que será mayor cuanto más perdurables sean aquellas.

Modelo V

Una forma de dotar de mayor realismo a los modelos antes presentados consiste en levantar el supuesto de independencia entre precios y tipo de cambio. Con esa orientación, este modelo retoma los

¹¹ La varianza de las perturbaciones de los precios y del tipo de cambio se pueden expresar como $\sigma_\varepsilon^2 = \frac{\sigma_\gamma^2}{1 - \lambda^2}$ y $\sigma_\eta^2 = \frac{\sigma_\theta^2}{1 - \rho^2}$, respectivamente.

supuestos considerados en el Modelo III (ecuaciones 2, 3, 4, 5 y 11) pero incorpora una modificación en el comportamiento de las perturbaciones que sufren los precios respecto a su tendencia introduciendo el siguiente mecanismo de *pass-through* del tipo de cambio a precios:

$$\varepsilon_t = \pi \eta_t + \gamma_t \quad 0 < \pi < 1, \quad \gamma_t \sim iid(0, \sigma_\gamma^2) \quad (10')$$

Se puede demostrar que la esperanza y la varianza del logaritmo del poder adquisitivo de los salarios son iguales a:

$$E[\ln(a_t)] = -\alpha + \beta \quad (7''''')$$

$$Var[\ln(a_t)] = 2 \left[\sigma_\gamma^2 + \frac{(1-\pi)^2}{(1+\rho)} \sigma_\theta^2 \right] \quad (8''''')$$

De los resultados anteriores se desprende que la esperanza resulta igual a la correspondiente a los Modelos I y III, al tiempo que la varianza depende negativamente del nivel de correlación temporal que exhiban las perturbaciones que sufre el tipo de cambio y del grado de *pass-through*.

Modelo VI

Este modelo retoma los supuestos considerados en el Modelo IV (ecuaciones 2, 3, 4', 5 y 11) e incorpora el mecanismo de *pass-through* previsto en la ecuación 10'.

Se puede demostrar que:

$$E[\ln(a_t)] = -\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (7''''''')$$

$$Var[\ln(a_t)] = \sigma_\gamma^2 + \frac{(1-\pi)^2}{(1-\rho^2)} \sigma_\theta^2 \quad (8''''''')$$

De estas ecuaciones se desprende que la esperanza del poder adquisitivo de los salarios resulta idéntica a la correspondiente a los Modelos II y IV, al tiempo la varianza aumenta con el nivel de correlación temporal que exhiban las perturbaciones que sufre el tipo de cambio y depende negativamente del grado de *pass-through*.

Comparación de los modelos

En la Tabla 1 se presentan los principales resultados derivados los diferentes modelos antes analizados. A los efectos de evaluar los dos sistemas de indexación propuestos corresponde realizar la comparación entre modelos que supongan un mismo comportamiento de las variables relevantes (I con II, III con IV y V con VI).

En el caso en que las variables relevantes –precios y tipo de cambio– se comportan como una tendencia más un ruido blanco (Modelos I y II), se observa que la eliminación de la volatilidad de las series para el cálculo del ajuste tiene dos consecuencias sobre el poder adquisitivo de los salarios: por un lado,

introduce el efecto que tienen las perturbaciones del período base sobre el nivel promedio; y por otro, reduce la varianza del mismo. Mientras el primer efecto no es deseable, el segundo claramente sí.

Tabla 1
Resumen de los resultados derivados de los modelos I a VI

Comportamiento de las variables: precios y tipo de cambio	Modelo	Ajuste de los salarios	Poder adquisitivo de los salarios	
			Esperanza	Varianza
Tendencia más perturbaciones incorrelacionadas temporalmente	I	Sin eliminar volatilidad de las series	$-\alpha + \beta$	$2 (\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\eta}^2)$
	II	Eliminando volatilidad de las series	$-\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0$	$\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\eta}^2$
Tendencia más perturbaciones correlacionadas temporalmente	III	Sin eliminar volatilidad de las series	$-\alpha + \beta$	$2 \left[\frac{\sigma_y^2}{(1+\lambda)} + \frac{\sigma_{\theta}^2}{(1+\rho)} \right]$
	IV	Eliminando volatilidad de las series	$-\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0$	$\frac{\sigma_y^2}{(1-\lambda^2)} + \frac{\sigma_{\theta}^2}{(1-\rho^2)}$
Tendencia más perturbaciones correlacionadas temporalmente y pass-through	V	Sin eliminar volatilidad de las series	$-\alpha + \beta$	$2 \left[\sigma_y^2 + \frac{(1-\pi)^2}{(1+\rho)} \sigma_{\theta}^2 \right]$
	VI	Eliminando volatilidad de las series	$-\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0$	$\sigma_y^2 + \frac{(1-\pi)^2}{(1-\rho^2)} \sigma_{\theta}^2$

Fuente: Elaboración propia en base a los resultados derivados de los modelos.

Cuando las perturbaciones que sufren los precios y el tipo de cambio en torno a sus respectivas tendencias están correlacionadas temporalmente (Modelos III y IV) la eliminación de la volatilidad de las series para la determinación del ajuste también introduce el efecto de las perturbaciones del período base sobre el nivel promedio del poder adquisitivo, al tiempo que tiene un efecto ambiguo sobre la varianza del mismo. No obstante, se desprende de las fórmulas que cuanto mayor sea la correlación de las perturbaciones más probable es que la varianza del poder adquisitivo aumente cuando se elimina la volatilidad de las series para el cálculo del ajuste.

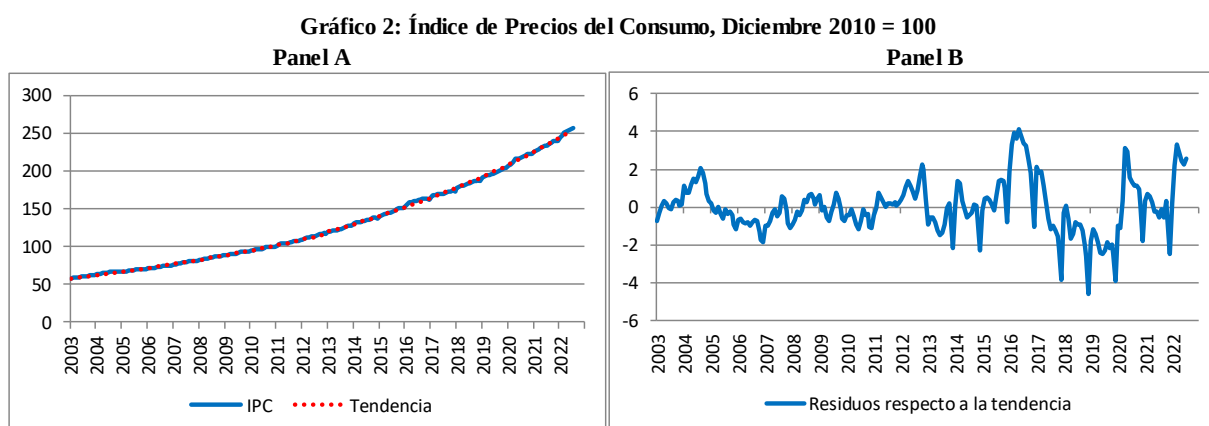
Por último, cuando las perturbaciones que sufre el tipo de cambio están correlacionadas temporalmente y existe un traspaso de las mismas a precios (Modelos V y VI), además de confirmarse las dos conclusiones antes mencionadas, se observa que el mecanismo de *pass-through* opera como un reductor de la varianza del poder adquisitivo.

Aplicación al caso de Uruguay 2003-2022¹²

En esta sección se ponen a prueba los resultados que arrojan los modelos antes desarrollados. En primer lugar, se simula el comportamiento que habrían registrado las remuneraciones en dólares en Uruguay durante los últimos veinte años en caso de aplicarse los diferentes sistemas de ajuste salarial propuestos. En segundo lugar, se calcula la media y la varianza del poder adquisitivo de las mismas, y se realizan las comparaciones correspondientes entre los diversos sistemas.

Previamente, corresponde analizar el comportamiento que han registrado los precios y el tipo de cambio en este país, durante el período 2003-2022, a los efectos de identificar cuáles de los Modelos antes presentados reflejan o se aproximan más a la realidad de Uruguay y, por tanto, cuáles de éstos serán puestos a prueba mediante los cálculos.

Los precios al consumo en Uruguay han exhibido una tendencia firme al crecimiento durante el período analizado. En los primeros diez años aumentaron a un ritmo de 7,2% anual y, posteriormente, en los últimos diez se aceleraron levemente a una tasa de 8,2% anual (Gráfico 2 Panel A). Los apartamientos respecto de dichas tendencias no siguieron un comportamiento de “ruido blanco” sino que, por el contrario, muestran un elevado grado de correlación temporal¹³. Esto significa que cuando los precios se ubicaron en un determinado mes por encima o por debajo de su tendencia de largo plazo dicho apartamiento se perpetuó por varios meses (Gráfico 2 Panel B).



Fuente: Elaboración propia en base a información del Instituto Nacional de Estadística.

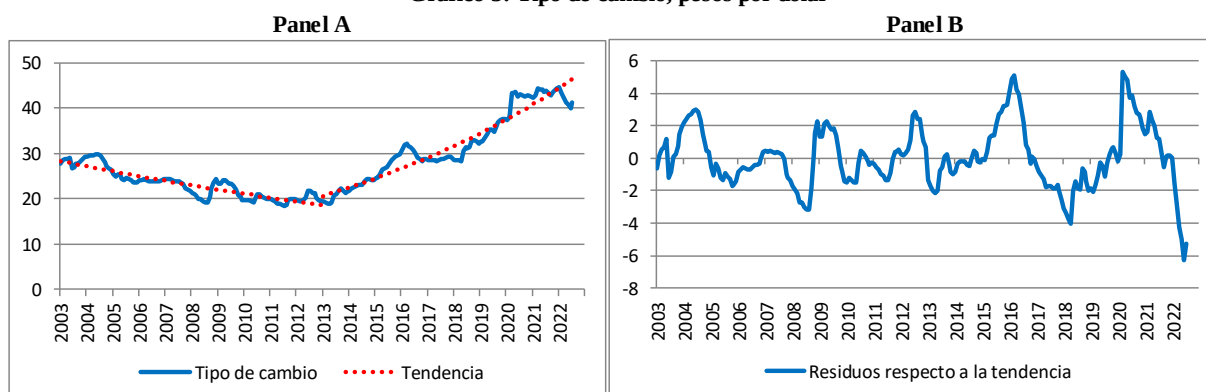
Por su parte, el tipo de cambio nominal, pesos por dólar, exhibió dos tendencias marcadamente diferentes durante el período analizado. En los primeros diez años cayó a un ritmo de 4,1% anual, al tiempo que en los últimos diez creció al 8,8% anual (Gráfico 3 Panel A). En este caso, los apartamientos

¹² Las estimaciones incluyen cifras hasta julio de 2022.

¹³ La estimación del parámetro de autocorrelación de los residuos muestra que el mismo es elevado y significativo en ambos períodos: $\lambda = 0,88$ en 2003-2012 y $\lambda = 0,80$ en 2013-2022.

respecto de dichas tendencias son aún más notorios que en el anterior y también muestran un elevado grado de correlación temporal¹⁴ (Gráfico 3 Panel B).

Gráfico 3: Tipo de cambio, pesos por dólar



Fuente: Elaboración propia en base a información del Instituto Nacional de Estadística.

Respecto a la relación entre ambas variables en Uruguay, la evidencia empírica respalda la existencia de un traspaso de tipo de cambio a precios, aunque la velocidad del mismo se haya debilitado a partir de mediados de la década del noventa. A su vez, se observa que el *pass-through* crece con el nivel de inflación y la brecha del producto, al tiempo que es menor en episodios de apreciación cambiaria y en regímenes de flotación del tipo de cambio (Gianelli, 2012).

El análisis del comportamiento de las dos variables relevantes –precios al consumo y tipo de cambio– sugiere que los modelos que reflejan más fielmente la realidad de Uruguay en el período analizado son aquellos que suponen una correlación temporal de las perturbaciones (Modelo III, IV, V y VI). Por tanto, éstos serán los Modelos que serán puestos a prueba mediante los cálculos, para lo cual se distinguirán dos períodos (2003-2012 y 2013-2022), tal como sugieren las diferentes tendencias que exhiben las variables.

Seguidamente se procedió a simular la evolución mensual que habría registrado el poder adquisitivo de los salarios establecidos en dólares en Uruguay en caso de haberse aplicado los diferentes sistemas de ajuste salarial propuestos en los dos períodos mencionados. Por un lado, se utilizaron ajustes salariales basados en el diferencial acumulado entre la inflación y la depreciación de la moneda nacional respecto al dólar entre el período base -diciembre de 2003 o 2013- y el mes previo a cada ajuste; este sistema es idéntico al representado por los Modelos III y V. Por otro lado, se aplicaron ajustes salariales basados en el diferencial entre inflación y depreciación de la moneda nacional respecto al dólar pero eliminando previamente la volatilidad de las series mediante dos métodos alternativos: en el primero, similar al representado por los Modelos IV y VI, se utilizaron los promedios de doce meses de las series; y en el segundo, idéntico al representado por los Modelos IV y VI, se utilizaron las tendencias temporales estimadas para ambos períodos. Los tres sistemas se aplicaron con frecuencia de ajuste mensual, semestral y anual, a los efectos de evaluar la sensibilidad de los resultados a este aspecto.

Corresponde señalar que estos cálculos se apartan del comportamiento que efectivamente registró el poder adquisitivo de los salarios en dólares de los diversos grupos de trabajadores. En efecto, cabe

¹⁴ El parámetro de autocorrelación de los residuos también es elevado y significativo: $\rho = 0,93$ en 2003-2012 y $\rho = 0,96$ en 2013-2022.

recordar que algunos de ellos no recibieron ajustes regularmente, otros recibieron los aumentos acordados en los Consejos de Salarios y los menos contaban con un sistema de indexación propio¹⁵, con sus particularidades, por lo que la evolución de las remuneraciones en dólares difirió en todos los casos de las previstas en los diferentes modelos.

En la Tabla 2 se presentan los resultados de los cálculos correspondientes a la media y a la varianza del poder adquisitivo de las remuneraciones en dólares bajo los diferentes sistemas y frecuencias de indexación. Los valores que se pueden comparar directamente con los resultados pronosticados por los modelos son aquellos estimados aplicando ajustes salariales de frecuencia mensual, tanto sin eliminar la volatilidad de las series como utilizando las tendencias temporales para los mismos.

De los resultados se desprenden tres constataciones principales que confirman las predicciones de los modelos. En primer lugar, corresponde destacar que cuando los ajustes se realizan sin eliminar la volatilidad de las series el poder adquisitivo promedio de los salarios equivale, tal como lo predicen los Modelos III y V, a la diferencia entre las tasas de depreciación de la moneda nacional respecto al dólar y de inflación. En el primer período ambos efectos van en el mismo sentido $(-0.004 - 0.006 = -0.10)$ ¹⁶ debido a que la moneda nacional se apreció, al tiempo que en el segundo van en sentido contrario y se compensan totalmente $(+0.007 - 0.007 = 0.000)$ como consecuencia de que la moneda nacional se depreció. A su vez, cuando la frecuencia de los ajustes salariales es menor –semestral o anual– se amplifica el efecto negativo de la inflación y de la apreciación sobre el poder adquisitivo.

¹⁵ Los sistemas de indexación automáticos que existieron durante este período fueron los de MERCOSUR, Naciones Unidas y el correspondiente a los prácticos (Poder Ejecutivo del Uruguay, 1986).

¹⁶ Las cifras citadas en esta sección refieren a la frecuencia mensual de ajuste de salarios.

Tabla 2
Promedio y varianza del poder adquisitivo de los salarios

Frecuencia de los ajustes salariales	Ajuste de los salarios: eliminando (sí o no) la volatilidad de las series	Poder adquisitivo de los salarios (en logaritmos)		
		Promedio	Varianza	
Período 2003-2012				
Mensual	No	-0.010	0.001	
	Sí	Promedio 12 meses	-0.061	0.004
		Tendencia	-0.078	0.004
Semestral	No	-0.044	0.004	
	Sí	Promedio 12 meses	-0.081	0.006
		Tendencia	-0.122	0.005
Anual	No	-0.071	0.004	
	Sí	Promedio 12 meses	-0.110	0.008
		Tendencia	-0.129	0.005
Período 2013-2022				
Mensual	No	0.000	0.000	
	Sí	Promedio 12 meses	-0.018	0.003
		Tendencia	0.035	0.004
Semestral	No	-0.006	0.002	
	Sí	Promedio 12 meses	-0.016	0.005
		Tendencia	0.023	0.005
Anual	No	-0.003	0.004	
	Sí	Promedio 12 meses	-0.012	0.006
		Tendencia	0.026	0.005

Fuente: Elaboración en base a estimaciones propias.

En segundo lugar, puede observarse que cuando los ajustes se determinan eliminando la volatilidad de las series el poder adquisitivo promedio de los salarios cambia significativamente, tal como lo predicen los Modelos IV y VI, por efecto de la elección del período base. En el primer período se deteriora notoriamente (de -0.010 a -0.078) debido a que el tipo de cambio en el período base se encontraba muy por encima de su tendencia (0.068), al tiempo que los precios se ubicaban sobre la misma. Por el contrario, en el segundo período mejora moderadamente (de 0.000 a 0.035) debido a que en el período base el tipo de cambio se encontraba muy por debajo de su tendencia (-0.046) pero los precios se ubicaban también por debajo de la misma (-0.011). Cabe agregar que la magnitud de estos cambios del poder adquisitivo promedio es similar cuando varía la frecuencia de los ajustes.

En tercer lugar, se observa que la varianza del poder adquisitivo aumenta significativamente cuando los ajustes se calculan eliminando la volatilidad de las series. Tal como se desprende de la comparación (Modelo III versus IV y Modelo V versus VI), en tanto que los apartamientos de las series respecto de sus respectivas tendencias exhiben cierto grado de inercia, los ajustes calculados utilizando las series brutas,

sin depuran su volatilidad, logran estabilizar en mayor medida el poder adquisitivo de los salarios¹⁷. No obstante, esta diferencia en la magnitud de las varianzas se reduce notoriamente cuando disminuye la frecuencia de los ajustes.

Conclusiones

Un sistema de indexación salarial debe tener como objetivo prioritario reducir la volatilidad del poder adquisitivo de las remuneraciones. En particular, cuando los salarios están establecidos en moneda extranjera la forma de restablecer periódicamente un determinado nivel de poder adquisitivo consiste en ajustar los mismos de acuerdo con el diferencial registrado entre la inflación y la depreciación de la moneda nacional respecto a la extranjera.

Si bien la fórmula de cálculo de los ajustes parece estar precisamente determinada en función de las dos variables mencionadas su implementación práctica abre ciertos interrogantes. La necesidad de contemplar la evolución de una variable relativamente volátil como el tipo de cambio, además de los precios, plantea la duda sobre la conveniencia, o no, de depurar las series estadísticas de su volatilidad. Este trabajo se orienta a responder esta pregunta y demuestra que, desde un punto de vista teórico, no existe una única respuesta correcta, sino que la misma dependerá de cual sea el comportamiento que exhiban las variables en la realidad concreta que se está analizando.

Cuando los distanciamientos de las variables respecto de sus respectivas tendencias no muestren inercia, y se parezcan más a un “ruido blanco”, será conveniente calcular los ajustes de salarios utilizando las series depuradas de volatilidad. No obstante, en este caso deberá tenerse la precaución de escoger un período base que haya registrado niveles de tipo de cambio y precios normales, o próximos a sus respectivas tendencias, debido a que dicha elección tendrá efectos duraderos sobre el nivel medio del salario real.

Si por el contrario, tal como ocurre en la mayoría de los casos, los alejamientos de las variables respecto de sus respectivas tendencias muestran cierto grado de inercia, será conveniente ajustar los salarios de acuerdo con un cálculo de la inflación y de la depreciación de la moneda nacional que no depure previamente la volatilidad de las series estadísticas. En este caso, no existirá un efecto duradero derivado de la elección del período base sobre el nivel medio del salario real, debido a que los apartamientos que exhiban las variables respecto de su tendencia, tanto en el período base como en oportunidad de los ajustes, serán corregidos por medio del sistema de indexación.

La existencia de un mecanismo de *pass-through* del tipo de cambio a precios opera como un estabilizador parcial y automático del poder adquisitivo de las remuneraciones establecidas en moneda extranjera. Las conclusiones antes presentadas, relativas al impacto de los dos sistemas de indexación sobre el nivel medio y la varianza del salario real, no se verán alteradas por la existencia de un traspaso de este tipo, cualquiera sea la magnitud del mismo.

¹⁷ El valor de las varianzas se ajusta aproximadamente al que predice el modelo IV en la medida en que las estimaciones de los otros parámetros son: $\sigma_{\gamma}^2 = 0.000022$ y $\sigma_{\theta}^2 = 0.00056$ para 2003-2012; y $\sigma_{\gamma}^2 = 0.000036$ y $\sigma_{\theta}^2 = 0.00048$ para 2013-2022.

Las conclusiones que arroja este trabajo, sustentadas en modelos teóricos y en estimaciones empíricas, resultan válidas tanto en períodos de apreciación como de depreciación de la moneda nacional respecto a la extranjera. Sin perjuicio de esto, la robustez de las mismas debe ser evaluada considerando otros escenarios de comportamiento de precios y tipo de cambio, así como otros mecanismos de *pass-through* más complejos.

Referencias

- Barattieri, A., Basu, S., y Gottschalk, P. (2014). Some evidence on the importance of sticky wages. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(1), 70-101. Recuperado de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/mac.6.1.70>
- Bentancur, J. (2008). *Consejos de salarios y remuneraciones en dólares*. Recuperado de http://www.ccea.org.uy/ccea_nws04/docs/com.tecn.jbentancur.pdf
- Checchi, D., Lucifora, C., Boeri, T. y van Ours, J.C. (2002). Unions and Labour Market Institutions in Europe. *Economic Policy*, 17(35), 363–408. <http://www.jstor.org/stable/1344770>
- Checherita-Westphal, C. (2022). Public wage and pension indexation in the euro area. *European Central Bank Economic Bulletin*, 1. Recuperado de https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-bulletin/focus/2022/html/ecb.ebbox202201_08~ac43e1199c.es.html
- Comisión de Administración Pública Internacional. (2005). *El sistema de ajustes por lugar de destino. Qué es y cómo funciona*. Nueva York, Estados Unidos: Naciones Unidas.
- Comité de Representantes de la ALADI. (2012). *Presupuesto por Programas de la Asociación para el año 2013*. Montevideo. Uruguay.
- Dickens, W., Goette, L., Groshen, E., Holden, S., Messina, J., Schweitzer, M.,...Ward, M. (2007). How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project. *Journal of Economic Perspectives* 21(2): 195–214. Recuperado de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.21.2.195>
- Elsby, M., y Solom, G. (2019). How prevalent is downward rigidity in nominal wages? International evidence from payroll records and pay slips. *Journal of Economic Perspectives* 33(3): 185–201. Recuperado de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.33.3.185>
- Dirección Nacional de Trabajo del Uruguay. (2009). Procedimiento de ajuste de salarios para los trabajadores que perciben su remuneración en moneda extranjera. Montevideo. Uruguay.
- Forteza, Á. (1995). *La indexación salarial en el banquillo*. Recuperado de https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/bitstream/20.500.12008/21017/1/SEPP_La-Indexaci%c3%b3n-Salarial-en-el-Banquillo.pdf
- Gianelli, D. (2012). El traspaso de tipo de cambio a precios en Uruguay. *Cuaderno de Economía, Segunda época*, 1,45-65. Recuperado de https://ucu.edu.uy/sites/default/files/facultad/fce/economia/articulos/tipo_de_cambio_uruguay.pdf

- Grupo Mercado Común del MERCOSUR. (2012). *Mecanismo de reajuste salarial aplicable a los funcionarios de los órganos del MERCOSUR*. Recuperado de <https://www.mercosur.int/documentos-y-normativa/normativa/>
- Instituto Nacional de Estadística. (2022). *Índice de Precios del Consumo*. Montevideo, Uruguay. Recuperado de <https://www.ine.gub.uy/web/guest/ipc-indice-de-precios-del-consumo>
- Instituto Nacional de Estadística. (2022). *Cotización de monedas*. Montevideo, Uruguay. Recuperado de <https://www.ine.gub.uy/web/guest/cotizacion-de-monedas2>
- Juarez, L. y Cabada, D.C.D.L. (2018). Downward wage rigidities in the mexican labor market: 1996-2011, *Economía* 19(1). Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/90025865>
- Koester, G. y Grapow, H. (2021). The prevalence of private sector wage indexation in the euro area and its potential role for the impact of inflation on wages. *European Central Bank Economic Bulletin*, 7. Recuperado de https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-bulletin/focus/2021/html/ecb.ebbox202107_07~f555b70c47.es.html
- Lalanne, Á. y Vaillant, M. (2014). *Un caso de transformación productiva y comercial. Zonas Francas en el Uruguay*. Recuperado de <https://www.cepal.org/es/publicaciones/36775-un-caso-transformacion-productiva-comercial-zonas-francas-uruguay>
- Lluberías, R. (2019). Pension income indexation: A mean-variance approach. *Economía* 20(1), 33-60. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/26849049>
- Lopes, F. (1985). Sistemas alternativos de indexação salarial: uma análise teórica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 15(1), 107-138.
- Mazzuchi, G. (2009). *Las relaciones laborales en el Uruguay: de 2005 a 2008*. Recuperado de http://ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_dialogue/---dialogue/documents/publication/wcms_159060.pdf
- Messina, J. y Sanz-de-Galdeano, A. (2014). Wage rigidity and disinflation in emerging countries. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(1), 102-33. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/43189572>
- Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (2022). *Consejo de salarios y negociación colectiva*. Montevideo, Uruguay. Recuperado de <https://www.gub.uy/ministerio-trabajo-seguridad-social/tematica/consejos-salarios-negociacion-colectiva>
- Plá Rodríguez, A. (1994). *Curso de Derecho Laboral: El Salario*. (Tomo 3, Vol. 2). Montevideo, Uruguay: Ediciones Idea.
- Poder Ejecutivo del Uruguay (1986). *Reglamento General de Prácticos*. Recuperado de <https://www.impo.com.uy/bases/decretos-reglamento/308-1986>
- Vásquez, F. (2011, 26 de agosto). Los salarios en dólares estadounidenses. ¿Se ajustan por los aumentos laudados por los Consejos de Salarios? *Boletín de la Cámara Mercantil de Productos del País*.

Recuperado de
<http://www.camaramercantil.com.uy/docs/boletines/4c4f3345a435b0979e93f52339839c44.pdf>

Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*. (4ª ed.). México D.F., México: Cengage Learning Editores S.A.

Indexation system for wages in dollars: Uruguay 2003-2022

Fernando Correa Alsina¹

Reception: 10/07/2022

Acceptance: 21/10/2022

Abstract

This article discusses the application of two alternative indexing systems for wages established in foreign currency. In particular, it assesses the impact of both on the average level and the variance of the purchasing power of wages. It presents a set of original models that correspond to different scenarios of price behavior, exchange rate, and salary adjustment system. It concludes that, under the most realistic assumptions, indexing based on the differential between inflation and depreciation of the national currency with respect to the foreign currency, without debugging the volatility of the variables, is the most appropriate to minimize the variance of the real wage. This result is confirmed by estimates made for Uruguay. The robustness of the same must be evaluated for scenarios that represent other behaviors of the variables.

Key Words

Wage indexation, real wage, inflation, exchange rate

Clasificación JEL: J30, J41

Introduction

In Uruguay there is a group of workers whose wages are established in foreign currency or directly linked to the contribution of any of them. This situation includes groups as diverse as fishing (capture), port practitioners, embassy and international agency officials, as well as employees in the computer area, international news agencies and the financial sector². Their employers adopt this wage policy in order to keep up with the evolution of costs with that corresponding to their income, in general, also linked to a foreign currency. In this way they shift all exchange rate volatility to real wages. An appropriate indexation system for these situations should aim to reduce the variability of the purchasing power of wages.

When designing a system of wage adjustment of this type, account must be taken of the particularity that the consumption of workers will be made in a currency different from that in which they receive

¹ Professor of Economic Analysis, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, University of the Republic, Uruguay. Postal address: Ignacio Medina 3275 Apto 903, Montevideo, Uruguay, C.P. 11.700. (598) 2336 61 47. fernando.correa@cienciassociales.edu.uy

their wages³. For this reason, the formula for adjusting wages should consider the two variables that affect purchasing power: Inflation and the depreciation or appreciation of the national currency in relation to the foreign currency⁴. In particular, if the objective is to stabilize purchasing power, wages should be adjusted for the differential between price increases and the exchange rate.

The economic literature has analyzed in depth the functioning of the different adjustment systems, as well as their impact on the purchasing power of workers, in the case of wages established in national currency. However, when wages are established in a different currency this topic has other complexities that will be analyzed in this paper.

Specifically, the objective of this paper is to evaluate two alternative indexing systems applicable to wages established in foreign currency, seeking to identify the one that allows to reduce the variance of the purchasing power of the same, without disregarding their impacts on the average level of the real wage.

2 Companies in this sector located in free trade zones set their wages mainly in dollars (Lalanne and Vaillant, 2014).

3 Workers of international land freight transport, as well as pilots of airlines and light aviation, are in a similar situation in that they receive their per diem in dollars while making the corresponding consumption in other currencies (Ministry of Labour and Social Security, 2022).

4 In the following of the text whenever reference is made to “depreciation of the national currency” it should be understood in respect of the foreign currency in which wages are fixed and that it is contemplated both possible depreciation and appreciation of the same.

This article is arranged in six sections: after this introduction, in the second section a brief review of the background of the subject is made; in the third, the basic concepts of the adjustment of remunerations in foreign currency are analyzed, as well as the particularities that the introduction of a relatively volatile variable such as the exchange rate in the adjustment formula has; In the fourth section, various models are presented that collect the main aspects of the subject matter and that allow the consequences of establishing different adjustment formulas to be derived; in the fifth, the conclusions derived from the models are compared with the results obtained for Uruguay; and finally, the last section summarizes the main conclusions of the paper.

Background of the topic

Economic research has dealt in depth with the subject of wage developments. It has mainly focused on determining whether they behave flexibly or are rigidities. The abundant empirical evidence collected so far suggests the presence of friction but differs in the nature of friction. In some countries wages show downward rigidity in nominal terms, while in others they show downward rigidity in real terms. (Barattieri, Basu y Gottschalk, 2014; Dickens, et al., 2007; Juarez y Cabada, 2018; Messina y Sanz-de-Galdeano 2014). Conversely, recent studies provide evidence in favour of nominal pay flexibility (Elsby y Solom, 2019).

These investigations also show that downward rigidity in nominal terms increases in low-inflation settings (Juarez and Cabada, 2018), while real rigidity tends to prevail in countries with a higher degree of unionization. Interestingly, there is no association between resistance to decline in real terms and the degree of wage indexing (Dickens, et al., 2007).

Studies that report the degree of wage indexing are limited to reporting the existence or otherwise of such clauses in different countries, without providing information on the degree of coverage of such clauses (Checchi, Lucifora, Boeri and van Ours, 2002; Chechnya-Westphal, 2022; Koester and Grapow, 2021). This could explain the difficulty of finding a positive association between the degree of indexation and the downward rigidity of real wages.

Another set of research has focused on analyzing the consequences of using different formulas and indicators for the indexing of income established in national currency, whether wages or pensions. Its main conclusions are: 1) In systems based on adjustments equal to past inflation, average real income is a decreasing function of the rate of inflation and an increasing function of the frequency of adjustment (Lopes, 1985); 2) systems that anticipate adjustments below past inflation do not necessarily lead to a fall in average real income, especially if they manage to slow the pace of price increases; 3) Systems in which adjustments are triggered each time real income has fallen below a threshold succeed in stabilizing real wages or pensions (Forteza, 1995); 4) Indexing systems should be evaluated on the basis of both average real income and variance, particularly if there is a *trade-off* between the two (Lluberas, 2019).

In contrast, the analysis of the indexing of wages established in foreign currency has not deserved due attention from the economic literature. This vacuum may lead, as in Uruguay, to a purely legal approach to the issue predominating and to pronouncements of justice being made without regard to its economic consequences.

In Uruguay, the issue had already been dealt with but gained notoriety from the fall of the dollar (2004-2008)² and, especially, from the call to the Wage Councils in 2005³. The wage agreements reached in this framework provided for increases by branch of activity for wages established in national currency⁴. However, there was a minority group of workers who received wages in foreign currency, leaving at least two questions raised: First, were the increases agreed in the Wage Councils applicable to workers with wages in foreign currency? and if so, secondly, what was the formula for implementing them?

Two conflicting legal positions emerged in response to these questions. On the one hand, there were those who understood, long ago and before these events, That it was appropriate to grant increases to wages in foreign currency to cover the gap that eventually arose between the adjustment agreed for wages in pesos and the change in the contribution of that one (Pla Rodríguez, 1994). However, from this position it was not suggested to reduce wages in dollars when the value of that currency grew above the agreed wage increases.

On the other hand, there were those who understood that wage adjustments emanating from the Wage Councils were not applicable to wages in foreign currency because the latter had their own mechanism of updating derived from the changing value of the exchange rate. They started from a fairly restrictive assumption explicitly assuming that the foreign exchange rate rises almost permanently. For this reason, they felt that, if the adjustments were applied, workers would receive a double benefit and companies would be affected by their competitiveness against those who pay their wages in national currency. In line with this position, the judiciary issued first instance judgments determining that the adjustments agreed in the Wage Councils were not applicable to remuneration in foreign currency (Bentancur, 2008).

The Government spoke on the issue in March 2009, determining that the above adjustments were applicable to wages in foreign currency and establishing a precise procedure for applying them. Specifically, such remuneration should be adjusted for the difference recorded, in each period, between the percentage of increase agreed in the Wage Councils for wages in pesos and the change in the contribution of the foreign currency (National Labour Directorate, 2009). Although the procedure did not explicitly establish it, some jurists understood that salaries should only be adjusted if the aforementioned factor was positive (Vásquez, 2011).

International organizations based in Uruguay, such as Asociación Latinoamericana de Integración (ALADI) and Mercado Común del Sur (MERCOSUR), were immersed in a similar problem. The fall in the value of the dollar resulted in the loss of purchasing power in the remuneration of its officials, established in this currency. This led MERCOSUR to approve a system of wage adjustment (Grupo Mercado Común del MERCOSUR, 2012) and to have ALADI conduct an annual review of inflation behavior and the change in the value of the dollar to, if necessary, adjust its remuneration (ALADI Committee of Representatives, 2012). For their part, the agencies dependent on the United Nations were already prepared for this situation by having a system of destination adjustments that provides for periodic wage revisions (International Civil Service Commission, 2005).

These systems introduce some novel technical aspects. First, the mechanisms of MERCOSUR and the United Nations incorporate a variable allocation that allows remuneration to be adjusted, upward or downward, without changing basic wages. In this way, a greater symmetry is given to the operation of the system, while having a relatively stable basic salary that serves as a reference for decision making². Secondly, the MERCOSUR system foresees that for the purposes of calculating the dollar change, the annual averages of the variable will be compared. This allows to mitigate the impact of the volatility that will eventually exhibit it.

Basics on the indexation of wages established in foreign currency

The purchasing power of all wages is eroded daily by the effect of rising prices. For this reason, a wage indexing system for wages established in national currency that seeks to periodically recover a certain level of real wages must adjust them by a percentage equal to the accumulated inflation since the last adjustment.

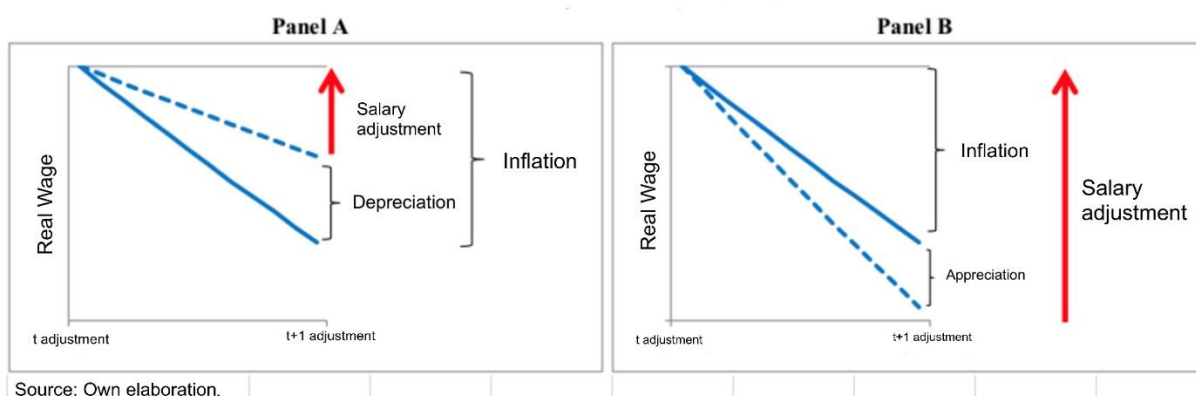
The purchasing power of wages established in foreign currency also suffers from the erosion caused by inflation, but is also affected by changes in the exchange rate. If they are established in dollars, their purchasing power decreases when the national currency appreciates against the American currency and increases when the national currency depreciates against the green note.

As a result, A wage indexing system for wages established in foreign currency that seeks to periodically return to a certain level of real wages should adjust nominal wages by the accumulated differential between inflation (*Inf*) and depreciation of the national currency (*Dep*) since the time of the last adjustment (Equation 1).

$$\text{Adjustment factor} = (1 + Inf)/(1 + Dep) \quad (1)$$

Two situations can arise when adjusting nominal wages. If the national currency has depreciated against the dollar, the adjustment of wages will be less than the past inflation, because they will have already recovered part of the purchasing power thanks to the appreciation of the United States currency (Figure 1 Panel A)². If, on the other hand, the national currency has appreciated against the dollar, the wage adjustment will be higher than past inflation because it will have to compensate not only for the effect of rising prices, but also for the deterioration of the dollar against the national currency (Figure 1 Panel B).

Graphic 1: Magnitud of the salary adjustment



The two variables to be considered in the calculation of salary adjustments for salaries established in foreign currency have quite different behavior. On the one hand, inflation is measured through the Consumer Price Index (CPI). This indicator generally exhibits a steady upward trend and moderate volatility. Therefore, when calculating accumulated inflation, there is no inconvenience in considering the variation of the CPI between the last adjustment and the current adjustment².

On the contrary, the exchange rate between domestic and foreign currencies is a variable characterized by greater volatility. For this reason, if for the calculation of the accumulated depreciation, the variation in the exchange rate between the time of the last adjustment and the current adjustment is considered, any merely transitory upward or downward movement occurring at both ends of the period considered could be taken into account. One way to reduce this volatility is to calculate at both ends an average exchange rate for a relatively long period, a quarter or a year, and then calculate the variation between these volatility-depreciated averages.

The formula to be adopted for calculating the depreciation of the national currency must be evaluated in light of the behavior of the exchange rate in the period and in the economy under consideration. The formula that minimizes the variations in the purchasing power of remunerations should be adopted. The

² In each adjustment, CPI for the preceding month is available. Therefore, in practice, the CPI variation from the last month considered in the previous adjustment and up to the last month with information available at the time of the current adjustment should be considered.

different models presented in the following section are intended to provide guidance on which is the best option in each context.

The models

In this section we present a set of models that allow us to analyze the behavior of remunerations established in foreign currency that are indexed by the differential between inflation and depreciation of the national currency. The analysis focuses on the average purchasing power of wages, as well as their variability under different scenarios of behavior of the relevant variables.

Model I

In this first model we assume that prices (P_t) and the exchange rate (D_t) between domestic and foreign currencies grow at rates α and β , respectively. In both cases the variables undergo temporary shocks around their trend. These shocks are independent and identically distributed (iid) with zero mean and fixed variance. The independence assumption implies that they are not temporally correlated with each other.

$$P_t = e^{\alpha t + \varepsilon_t} \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

$$D_t = e^{\beta t + \eta_t} \quad \eta_t \sim iid(0, \sigma_\eta^2) \quad (3)$$

Salaries are established, in foreign currency, in the first period ($t = 1$), but with information available up to the base period ($t = 0$). Subsequently, all periods are adjusted by the accumulated differential between inflation and the depreciation of the national currency from the base period to the period prior to each adjustment. Thus, wages in foreign currency (s_t), defined for convenience as unit (1) for period one, will behave according to the following expression:

$$s_t = \frac{P_{t-1}/P_0}{D_{t-1}/D_0} \quad (4)$$

The true value of the real wage (a_t), or the purchasing power of wages measured in local currency, is obtained by multiplying wages in foreign currency by the current exchange rate index and then dividing the result by the current price index:

$$a_t = \frac{s_t * (D_t / D_0)}{(P_t / P_0)} \quad (5)$$

Substituting equations 2, 3 and 4 in equation 5, and taking logarithms, we obtain a simplified and summary expression of the determinants of the purchasing power of wages in each period:

$$\ln(a_t) = -\alpha + \beta - \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \eta_t - \eta_{t-1} \quad (6)$$

The expectation and variance of the above expression are, respectively:

$$E[\ln(a_t)] = -\alpha + \beta \quad (7)$$

$$Var[Ln(a_t)] = 2 (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2) \quad (8)$$

Equation 7 reflects the well-known relationship between real wages and inflation, although it is slightly modified for wages denominated in foreign currency. In this case, their purchasing power depends negatively on the inflation rate and positively on the depreciation rate of the national currency. In this model, this relationship derives from the fact that the adjustment of remunerations is made taking into account the prices and the exchange rate of a period prior to that in which the wage is spent by the worker. In practice, this relationship is linked to the fact that the wage is spent during a whole period in which prices continue to rise.

In turn, the variance of the real wage will depend positively on the variance exhibited by prices and the exchange rate, which is shown in equation 8. In particular, it is observed that the effect of both variances is twofold due to the fact that both the shocks suffered by the variables in the period taken into account for the determination of the adjustment and the time when the income is spent have an impact.

Model II

In this alternative model it is assumed that prices and the exchange rate have the same behavior as in the previous model. In turn, remunerations established in foreign currency are adjusted every period by the accumulated differential between inflation and the depreciation of the national currency, but with a formula that tries to eliminate the volatility of prices and the exchange rate. Specifically, prices and the exchange rate are averaged over a sufficiently long period prior to each adjustment and compared with an equally long average ending in the base period. In this way wages, expressed in foreign currency, will behave according to the following expression:

$$s_t = \left[\frac{\prod_{i=t-k}^{i=t-1} P_i/D_i}{\prod_{i=-k+1}^{i=0} P_i/D_i} \right]^{1/k} \quad (4')$$

It is possible to show that when the length of the period over which the averages are taken grows infinitely the wage will be equal to the following:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} s_t = e^{(\alpha-\beta)(t-1)} \quad (9)$$

Using the above equation and making the same substitutions as in the previous model, a simplified expression of the determinants of the purchasing power of wages in each period can be derived:

$$Ln(a_t) = -\alpha + \beta - \varepsilon_t + \eta_t + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (6')$$

Equation 6' shows that the consideration of long averages for the calculation of inflation and the depreciation of the national currency allows us to eliminate part of the effect of the volatility of the series on purchasing power, except for that which is linked to the period in which the wage is spent by the worker.

Taking the expectation and variance of the previous expression, we obtain:

$$E[Ln(a_t)] = -\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (7')$$

$$Var[Ln(a_t)] = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\eta^2 \quad (8')$$

As shown in equation 7', the purchasing power expectancy varies with the new adjustment formula. It depends negatively on inflation and positively on the depreciation of the national currency, as in the previous case, but the deviations from the trend of the two relevant variables in the base period have an additional impact. Insofar as wage adjustments are made according to the trend behavior of prices and the exchange rate, they do not take into account, for example, that a positive price shock in the base period will cause prices to grow less in the medium term and return to their trend, which will improve the purchasing power of wages. In the same way, but in the opposite direction, it will affect an exchange rate shock in the base period.

On the other hand, the variance decreases by half, because a large part of the volatility of the series has been eliminated, remaining only that linked to the period in which income is spent (equation 8').

Model III

The assumption adopted in the two previous models that price and exchange rate shocks are temporally uncorrelated, behaving as "white noise", is at least questionable. In certain contexts the deviations exhibited by these variables from their respective trends show a certain degree of inertia, from which it follows that the shocks are temporally correlated (Wooldridge, 2010).

In order to capture the aforementioned behavior, this third model retains all the assumptions adopted in the first one, with the only difference that the shocks to prices and the exchange rate around their respective trends are assumed to be temporally correlated, following autoregressive processes of order one. In turn, the shocks of these processes are independent and identically distributed variables with zero mean and fixed variance:

$$\varepsilon_t = \lambda \varepsilon_{t-1} + \gamma_t \quad 0 < \lambda < 1, \quad \gamma_t \sim iid(0, \sigma_\gamma^2) \quad (10)$$

$$\eta_t = \rho \eta_{t-1} + \theta_t \quad 0 < \rho < 1, \quad \theta_t \sim iid(0, \sigma_\theta^2) \quad (11)$$

To the extent that the remaining assumptions are maintained and that remunerations are adjusted every period according to the accumulated differential between inflation and depreciation of the national currency, without previously eliminating its volatility, the equations derived for purchasing power and its expectation are identical to those corresponding to the first model:

$$Ln(a_t) = -\alpha + \beta - \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \eta_t - \eta_{t-1} \quad (6'')$$

$$E[Ln(a_t)] = -\alpha + \beta \quad (7'')$$

However, the expression of the variance of the logarithm of the purchasing power changes and results as follows:

$$Var[Ln(a_t)] = 2 \left[\frac{\sigma_\gamma^2}{(1 + \lambda)} + \frac{\sigma_\theta^2}{(1 + \rho)} \right] \quad (8'')$$

Therefore, the variability that purchasing power will exhibit will depend directly on the variance of the shocks to the autoregressive processes corresponding to prices and the exchange rate, but it will also depend negatively on the degree of temporal correlation shown by the shocks. Indeed, the longer it takes for the exchange rate and prices to return to their respective trends after a shock, the more stabilizing it will be for the real wage to adjust wages based on the levels, away from their respective trends, recorded by the two series in the period prior to the adjustment, given that they will be perpetuated for some time.

Model IV

This fourth model includes the assumption that the shocks of the variables are temporally correlated, as well as all the others in the previous model, except that in this case it is assumed that the remunerations are adjusted with the formula that tries to eliminate the volatility of prices and the exchange rate, already presented in model II (equation 4').

Making the same substitutions as in the previous cases, we arrive at expressions of the logarithm of purchasing power and its expectation identical to those corresponding to model II:

$$Ln(a_t) = -\alpha + \beta - \varepsilon_t + \eta_t + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (6''')$$

$$E[Ln(a_t)] = -\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (7''')$$

However, the expression of the variance changes and becomes equal to:

$$Var[Ln(a_t)] = \frac{\sigma_\gamma^2}{(1 - \lambda^2)} + \frac{\sigma_\theta^2}{(1 - \rho^2)} \quad (8''')$$

As can be seen, in this case the variance of the real wage depends positively on the degree of temporal correlation of price and exchange rate shocks. Indeed, the adjustment of wages based on the trend values of inflation and depreciation of the national currency does not take into account the shocks suffered by both series in the period prior to the adjustment, thus causing a variation in purchasing power, which will be greater the more lasting the shocks are.

Model V

One way of making the models presented above more realistic is to lift the assumption of independence between prices and the exchange rate. With this orientation, this model takes up the assumptions considered in Model III (equations 2, 3, 4, 5 and 11) but incorporates a modification in the behavior of the shocks suffered by prices with respect to their trend by introducing the following pass-through mechanism from the exchange rate to prices:

$$\varepsilon_t = \pi \eta_t + \gamma_t \quad 0 < \pi < 1, \quad \gamma_t \sim iid(0, \sigma_\gamma^2) \quad (10')$$

It can be shown that the expectation and variance of the logarithm of the purchasing power of wages are equal:

$$E[Ln(a_t)] = -\alpha + \beta \quad (7''''')$$

$$Var[Ln(a_t)] = 2 \left[\sigma_\gamma^2 + \frac{(1-\pi)^2}{(1+\rho)} \sigma_\theta^2 \right] \quad (8''''')$$

From the above results it can be seen that the expectation is equal to that corresponding to Models I and III, while the variance depends negatively on the level of temporal correlation exhibited by the shocks to the exchange rate and the degree of pass-through.

Model VI

This model takes up the assumptions considered in Model IV (equations 2, 3, 4', 5 and 11) and incorporates the pass-through mechanism predicted in equation 10'.

It can be shown that:

$$E[Ln(a_t)] = -\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0 \quad (7''''''')$$

$$Var[Ln(a_t)] = \sigma_\gamma^2 + \frac{(1-\pi)^2}{(1-\rho^2)} \sigma_\theta^2 \quad (8''''''')$$

From these equations it is clear that the expectation of the purchasing power of wages is identical to that of Models II and IV, while the variance increases with the level of temporal correlation exhibited by the shocks to the exchange rate and depends negatively on the degree of pass-through.

Comparison of the models

Table 1 shows the main results derived from the different models analyzed above. In order to evaluate the two proposed indexation systems, it is necessary to compare models that assume the same behavior of the relevant variables (I with II, III with IV and V with VI).

In the case where the relevant variables -prices and exchange rate- behave as a trend plus white noise (Models I and II), it is observed that the elimination of the volatility of the series for the calculation of the adjustment has two consequences on the purchasing power of wages: on the one hand, it introduces the effect that base period shocks have on the average level; and on the other hand, it reduces the variance of the same. While the first effect is not desirable, the second clearly is.

Table 1
Summary of results derived from models I to VI

Behaviour of the variables: prices and exchange rate	Model	Wage adjustment	Purchasing power of salaries	
			Esperance	Variance
Trend plus temporally unrelated perturbations	I	Without removing volatility from the series	$-\alpha + \beta$	$2(\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\eta}^2)$
	II	Removing volatility from the series	$-\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0$	$\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\eta}^2$
Trend plus temporally correlated shocks	III	Without removing volatility from the series	$-\alpha + \beta$	$2 \left[\frac{\sigma_{\gamma}^2}{(1+\lambda)} + \frac{\sigma_{\theta}^2}{(1+\rho)} \right]$
	IV	Removing volatility from the series	$-\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0$	$\frac{\sigma_{\gamma}^2}{(1-\lambda^2)} + \frac{\sigma_{\theta}^2}{(1-\rho^2)}$
Trend plus temporally correlated shocks and pass-through	V	Without removing volatility from the series	$-\alpha + \beta$	$2 \left[\sigma_{\gamma}^2 + \frac{(1-\pi)^2}{(1+\rho)} \sigma_{\theta}^2 \right]$
	VI	Removing volatility from the series	$-\alpha + \beta + \varepsilon_0 - \eta_0$	$\sigma_{\gamma}^2 + \frac{(1-\pi)^2}{(1-\rho^2)} \sigma_{\theta}^2$

When the shocks to prices and the exchange rate around their respective trends are temporally correlated (Models III and IV) the elimination of the volatility of the series for the determination of the adjustment also introduces the effect of the base period shocks on the average level of purchasing power, while having an ambiguous effect on the variance of purchasing power. However, it is clear from the formulas that the higher the correlation of shocks the more likely the variance of purchasing power increases when the volatility of the series is removed for the calculation of the adjustment.

Finally, when the shocks to the exchange rate are temporally correlated and there is a pass-through of these shocks to prices (Models V and VI), in addition to confirming the two conclusions mentioned

above, it is observed that the pass-through mechanism operates as a reducer of the variance of purchasing power.

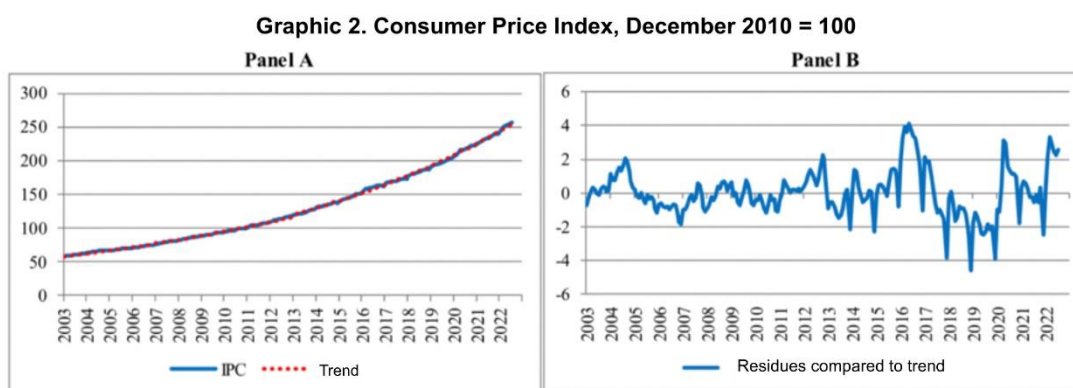
Application to Uruguay 2003-2022³

This section tests the results obtained from the models developed above. First, we simulate the behavior that would have been recorded in Uruguay over the last twenty years if the different wage adjustment systems proposed had been applied. Second, the mean and variance of their purchasing power are calculated, and the corresponding comparisons are made between the different systems.

Previously, it is necessary to analyze the behavior of prices and the exchange rate in this country, during the period 2003-2022, in order to identify which of the models presented above reflect or are closer to the reality of Uruguay and, therefore, which of these will be tested by means of the calculations.

Consumer prices in Uruguay have exhibited a steady growth trend during the period under analysis. In the first ten years they increased at a rate of 7.2% per year and, subsequently, in the last ten years they accelerated slightly to a rate of 8.2% per year (Figure 2 Panel A). The deviations from these trends did not follow a "white noise" behavior but, on the contrary, show a high degree of temporal correlation.⁴

This means that when prices in a given month were above or below their long-term trend, this deviation was perpetuated for several months (Graph 2 Panel B).



Source: Own elaboration based on information from the National Institute of Statistics

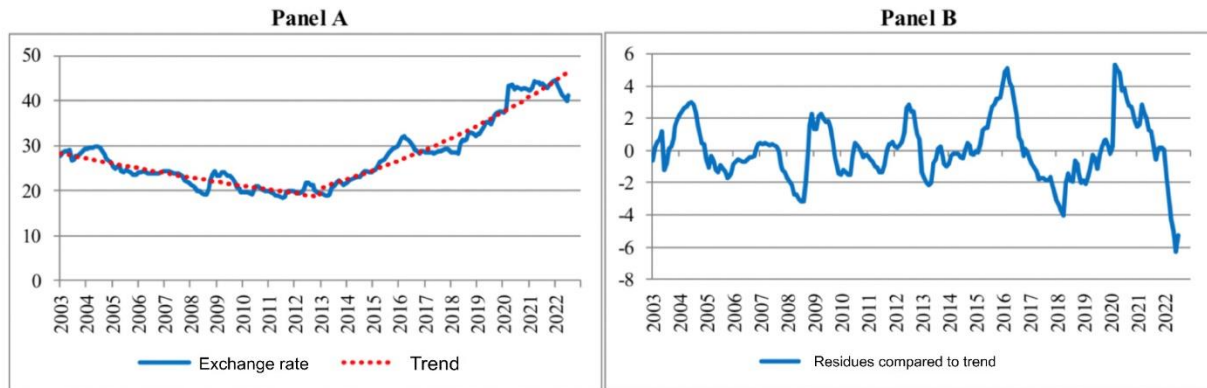
The nominal exchange rate, pesos per dollar, exhibited two markedly different trends during the period analyzed. In the first ten years it fell at an annual rate of 4.1%, while in the last ten years it grew at an annual rate of 8.8% (Graph 3 Panel A). In this case, the deviations from these trends are even more noticeable than in the previous one and also show a high degree of temporal correlation.⁵ (Graphic 3 Panel B).

³ Estimates include figures through July 2022.

⁴ The estimation of the autocorrelation parameter of the residuals shows that it is high and significant in both periods: $\lambda = 0,88$ en 2003-2012 y $\lambda = 0,80$ en 2013-2022.

⁵ The autocorrelation parameter of the residuals is also high and significant: $\rho = 0,93$ en 2003-2012 y $\rho = 0,96$ en 2013-2022.

Graphic 3. Exchange Rate, peso per dollar



Source: Own elaboration based on information from the National Institute of Statistics

Regarding the relationship between both variables in Uruguay, empirical evidence supports the existence of an exchange rate pass-through to prices, although its speed has weakened since the mid-1990s. In turn, it is observed that the pass-through grows with the level of inflation and the output gap, while it is lower in episodes of exchange rate appreciation and in floating exchange rate regimes (Gianelli, 2012).

The analysis of the behavior of the two relevant variables -consumer prices and exchange rate- suggests that the models that most closely reflect the reality of Uruguay in the period analyzed are those that assume a temporal correlation of shocks (Models III, IV, V and VI). Therefore, these will be the Models that will be tested by means of the calculations, for which two periods will be distinguished (2003-2012 and 2013-2022), as suggested by the different trends exhibited by the variables.

Next, we proceeded to simulate the monthly evolution that the purchasing power of wages established in dollars in Uruguay would have registered if the different wage adjustment systems proposed had been applied in the two periods mentioned above. On the one hand, wage adjustments based on the accumulated differential between inflation and the depreciation of the national currency with respect to the dollar between the base period -December 2003 or 2013- and the month prior to each adjustment were used; this system is identical to the one represented by Models III and V. On the other hand, wage adjustments based on the differential between inflation and depreciation of the national currency with respect to the dollar were applied but previously eliminating the volatility of the series through two alternative methods: in the first, similar to that represented by Models IV and VI, the twelve-month averages of the series were used; and in the second, identical to that represented by Models IV and VI, the estimated time trends for both periods were used. The three systems were applied with monthly, semi-annual and annual adjustment frequency, in order to evaluate the sensitivity of the results to this aspect.

It should be noted that these calculations deviate from the actual behavior of the purchasing power of wages in dollars of the various groups of workers. In fact, it should be recalled that some of them did not receive regular adjustments, others received the increases agreed upon in the Wage Councils, and the fewest had their own indexation system, with its own particularities, so that the evolution of wages in dollars differed in all cases from those predicted in the different models.

Table 2 shows the results of the calculations corresponding to the mean and variance of the purchasing power of dollar remunerations under the different indexation systems and frequencies. The values that can be directly compared with the results predicted by the models are those estimated by applying monthly frequency wage adjustments, both without eliminating the volatility of the series and using time trends for the same.

Three main findings emerge from the results that confirm the predictions of the models. First, it is worth noting that when adjustments are made without eliminating the volatility of the series, the average purchasing power of wages is equivalent, as predicted by Models III and V, to the difference between the depreciation rate of the national currency against the dollar and the inflation rate. In the first period both effects go in the same direction ($-0.004 - 0.006 = -0.10$) due to the appreciation of the national currency, while in the second period they go in the opposite direction and are fully compensated ($+0.007 - 0.007 = 0.000$) as a consequence of the depreciation of the national currency. In turn, when the frequency of salary adjustments is lower -semi-annually or annually- the negative effect of inflation and appreciation on purchasing power is amplified.

Table 2
Avarage and variance of wage purchasing power

Frequency of wage adjustments	Wage adjustment: Removing (yes or no) volatility from the series.		Purchasing power of wages (in logarithms)	
			Avarage	Variance
Period 2003-2012				
Monthly	No		-0.010	0.001
	Yes	12-month average	-0.061	0.004
		Trend	-0.078	0.004
	No		-0.044	0.004
	Yes	12-month average	-0.081	0.006
		Trend	-0.122	0.005
Annual	No		-0.071	0.004
	Yes	12-month average	-0.110	0.008
		Trend	-0.129	0.005
Period 2013-2022				
Monthly	No		0.000	0.000
	Yes	12-month average	-0.018	0.003
		Trend	0.035	0.004
	No		-0.006	0.002
	Yes	12-month average	-0.016	0.005
		Trend	0.023	0.005
Annual	No		-0.003	0.004
	Yes	12-month average	-0.012	0.006
		Trend	0.026	0.005

Second, it can be observed that when the adjustments are determined by eliminating the volatility of the series, the average purchasing power of wages changes significantly, as predicted by Models IV and VI, due to the effect of the choice of the base period. In the first period it deteriorates markedly (from -0.010 to -0.078) because the exchange rate in the base period was well above its trend (0.068), while prices were above it. On the contrary, in the second period it improves moderately (from 0.000 to 0.035) because in the base period the exchange rate was well below its trend (-0.046) but prices were also below its trend (-0.011). It should be added that the magnitude of these changes in average purchasing power is similar when the frequency of adjustments varies.

Third, it is observed that the variance of purchasing power increases significantly when adjustments are calculated eliminating the volatility of the series. As can be seen from the comparison (Model III versus IV and Model V versus VI), while the deviations of the series from their respective trends exhibit a certain degree of inertia, the adjustments calculated using the raw series, without removing their volatility, manage to stabilize the purchasing power of wages to a greater extent. However, this difference in the magnitude of the variances is markedly reduced when the frequency of adjustments decreases.

Conclusions

The main objective of a wage indexation system should be to reduce the volatility of the purchasing power of wages. In particular, when wages are established in foreign currency, the way to periodically restore a certain level of purchasing power is to adjust them according to the differential between inflation and the depreciation of the national currency with respect to the foreign currency.

Although the formula for calculating the adjustments seems to be precisely determined on the basis of the two variables mentioned above, its practical implementation raises certain questions. The need to consider the evolution of a relatively volatile variable such as the exchange rate, in addition to prices, raises the question of whether or not it is advisable to purge the statistical series of its volatility. This paper aims at answering this question and demonstrates that, from a theoretical point of view, there is no single correct answer, but that it will depend on the behavior of the variables in the concrete reality under analysis.

When the deviations of the variables from their respective trends do not show inertia, and look more like "white noise", it will be convenient to calculate the wage adjustments using the volatility cleaned series. However, in this case, care should be taken to choose a base period that has recorded exchange rate and price levels that are normal, or close to their respective trends, because such a choice will have long-lasting effects on the average level of the real wage.

If, on the other hand, as occurs in most cases, the deviations of the variables from their respective trends show a certain degree of inertia, it will be convenient to adjust wages according to a calculation of inflation and depreciation of the national currency that does not previously adjust for the volatility of the statistical series. In this case, there will be no lasting effect derived from the choice of the base period on the average level of the real wage, since the deviations of the variables from their trend, both in the base period and at the time of the adjustments, will be corrected by means of the indexation system.

The existence of a pass-through mechanism of the exchange rate to prices operates as a partial and automatic stabilizer of the purchasing power of remunerations established in foreign currency. The conclusions presented above, regarding the impact of the two indexation systems on the average level and variance of the real wage, will not be altered by the existence of a pass-through of this type, whatever its magnitude.

The conclusions drawn in this paper, based on theoretical models and empirical estimates, are valid both in periods of appreciation and depreciation of the domestic currency vis-à-vis the foreign currency. Notwithstanding this, their robustness should be evaluated considering other scenarios of price and exchange rate behavior, as well as other more complex pass-through mechanisms.

References

Barattieri, A., Basu, S., y Gottschalk, P. (2014). Some evidence on the importance of sticky wages. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(1), 70-101. Recuperado de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/mac.6.1.70>

- Bentancur, J. (2008). *Consejos de salarios y remuneraciones en dólares*. Recuperado de http://www.ccea.org.uy/ccea_nws04/docs/com.tecn.jbentancur.pdf
- Checchi, D., Lucifora, C., Boeri, T. y van Ours, J.C. (2002). Unions and Labour Market Institutions in Europe. *Economic Policy*, 17(35), 363–408. <http://www.jstor.org/stable/1344770>
- Checherita-Westphal, C. (2022). Public wage and pension indexation in the euro area. *European Central Bank Economic Bulletin*, 1. Recuperado de https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-bulletin/focus/2022/html/ecb.ebbox202201_08~ac43e1199c.es.html
- Comisión de Administración Pública Internacional. (2005). *El sistema de ajustes por lugar de destino. Qué es y cómo funciona*. Nueva York, Estados Unidos: Naciones Unidas.
- Comité de Representantes de la ALADI. (2012). *Presupuesto por Programas de la Asociación para el año 2013*. Montevideo. Uruguay.
- Dickens, W., Goette, L., Groshen, E., Holden, S., Messina, J., Schweitzer, M.,...Ward, M. (2007). How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project. *Journal of Economic Perspectives* 21(2): 195–214. Recuperado de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.21.2.195>
- Elsby, M., y Solom, G. (2019). How prevalent is downward rigidity in nominal wages? International evidence from payroll records and pay slips. *Journal of Economic Perspectives* 33(3): 185–201. Recuperado de <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.33.3.185>
- Dirección Nacional de Trabajo del Uruguay. (2009). *Procedimiento de ajuste de salarios para los trabajadores que perciben su remuneración en moneda extranjera*. Montevideo. Uruguay.
- Forteza, Á. (1995). *La indexación salarial en el banquillo*. Recuperado de https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/bitstream/20.500.12008/21017/1/SEPP_La-Indexaci%3b3n-Salarial-en-el-Banquillo.pdf
- Gianelli, D. (2012). El traspaso de tipo de cambio a precios en Uruguay. *Cuaderno de Economía, Segunda época*, 1, 45-65. Recuperado de https://ucu.edu.uy/sites/default/files/facultad/fce/economia/articulos/tipo_de_cambio_uruguay.pdf
- Grupo Mercado Común del MERCOSUR. (2012). *Mecanismo de reajuste salarial aplicable a los funcionarios de los órganos del MERCOSUR*. Recuperado de <https://www.mercosur.int/documentos-y-normativa/normativa/>
- Instituto Nacional de Estadística. (2022). *Índice de Precios del Consumo*. Montevideo, Uruguay. Recuperado de <https://www.ine.gub.uy/web/guest/ipc-indice-de-precios-del-consumo>
- Instituto Nacional de Estadística. (2022). *Cotización de monedas*. Montevideo, Uruguay. Recuperado de <https://www.ine.gub.uy/web/guest/cotizacion-de-monedas2>

- Juarez, L. y Cabada, D.C.D.L. (2018). Downward wage rigidities in the mexican labor market: 1996-2011, *Economía* 19(1). Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/90025865>
- Koester, G. y Grapow, H. (2021). The prevalence of private sector wage indexation in the euro area and its potential role for the impact of inflation on wages. *European Central Bank Economic Bulletin*, 7. Recuperado de https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-bulletin/focus/2021/html/ecb.ebbox202107_07~f555b70c47.es.html
- Lalanne, Á. y Vaillant, M. (2014). *Un caso de transformación productiva y comercial. Zonas Francas en el Uruguay*. Recuperado de <https://www.cepal.org/es/publicaciones/36775-un-caso-transformacion-productiva-comercial-zonas-francas-uruguay>
- Lluber, R. (2019). Pension income indexation: A mean-variance approach. *Economía* 20(1), 33-60. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/26849049>
- Lopes, F. (1985). Sistemas alternativos de indexação salarial: uma análise teórica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 15(1), 107-138.
- Mazzuchi, G. (2009). *Las relaciones laborales en el Uruguay: de 2005 a 2008*. Recuperado de http://ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_dialogue/---dialogue/documents/publication/wcms_159060.pdf
- Messina, J. y Sanz-de-Galdeano, A. (2014). Wage rigidity and disinflation in emerging countries. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(1), 102-33. Recuperado de <https://www.jstor.org/stable/43189572>
- Ministerio de Trabajo y Seguridad Social (2022). *Consejo de salarios y negociación colectiva*. Montevideo, Uruguay. Recuperado de <https://www.gub.uy/ministerio-trabajo-seguridad-social/tematica/consejos-salarios-negociacion-colectiva>
- Plá Rodríguez, A. (1994). *Curso de Derecho Laboral: El Salario*. (Tomo 3, Vol. 2). Montevideo, Uruguay: Ediciones Idea.
- Poder Ejecutivo del Uruguay (1986). *Reglamento General de Prácticos*. Recuperado de <https://www.impo.com.uy/bases/decretos-reglamento/308-1986>
- Vásquez, F. (2011, 26 de agosto). Los salarios en dólares estadounidenses. ¿Se ajustan por los aumentos laudados por los Consejos de Salarios? *Boletín de la Cámara Mercantil de Productos del País*. Recuperado de <http://www.camaramercantil.com.uy/docs/boletines/4c4f3345a435b0979e93f52339839c44.pdf>
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*. (4ª ed.). México D.F., México: Cengage Learning Editores S.A.

Brecha salarial de género en México: evidencia a partir de la ENIGH 2016

Gender wage gap in Mexico: evidence from ENIGH 2016

Karla Simoni González Hernández¹, Marco Antonio Méndez Salazar²

Recepción: 14/10/2022

Aceptación: 05/12/2022

Resumen

Se utiliza la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2016 para analizar la distribución condicional de salarios, particularmente por género, agrupando por deciles de ingreso laboral. Se encuentra evidencia estadística de que las tasas salariales de los hombres son mayores que las de las mujeres, considerando trabajadores a tiempo completo. También se muestra que las estimaciones de la brecha salarial de género cambian para los diferentes deciles de tasa salarial, cambio que está asociado con diferencias en los efectos marginales de la experiencia laboral sobre la tasa salarial. Adicionalmente, se analiza la inequidad de oportunidades que padecen las mujeres para acceder a mejores condiciones laborales. Finalmente, se estudian los rendimientos a la escolaridad, que resultan ser mayores para el género femenino.

Palabras Clave: Brechas salariales (J31), economía y género (J16), rendimientos de la educación (I26), educación e inequidad (I26)

Abstract

The National Household Income and Expenditure Survey (ENIGH) 2016 is used to analyze the conditional distribution of wages, particularly by gender, grouped by labor income deciles. Statistical evidence is found that wage rates for men are higher than for women, considering full-time workers. It is also shown that the estimated gender pays gap changes for different wage rate deciles, a change that is associated with differences in the marginal effects of work experience on the wage rate. Additionally, the inequity of opportunities suffered by women to access better working conditions is analyzed. Finally, returns to schooling are studied, which turn out to be higher for the female gender.

Key Words: Wage differentials (J31), economics of gender (J16), returns to education (I24), education and inequality (I26)

¹ Licenciada en Economía por la Universidad Veracruzana. Estudiante de Maestría en Finanzas Corporativas en la Universidad Nacional Autónoma de México. Enlace Administrativo de Programas Interinstitucionales, Administración General de Servicios al Contribuyente, Sistema de Administración Tributaria, Ciudad de México.

² Profesor de tiempo completo en la Facultad de Economía de la Universidad Veracruzana. Dirección: Avenida Xalapa s/n, casi esquina Av. Manuel Ávila Camacho, Col. Obrero Campesina, 91020, Xalapa, Veracruz, México. Teléfono: 2288421700, extensión 14278. Correo electrónico: marcomendez@uv.mx

Introducción

En nuestro país las condiciones de desventaja que enfrentan las mujeres a causa de su género son evidentes en diferentes ámbitos de la vida, desde las ominosas afrentas a su seguridad personal, hasta las trabas a su desarrollo personal y profesional, pasando por las dificultades en el acceso a servicios de salud dignos, acceso inequitativo a un sistema educativo de por sí deficiente, subrepresentación política, entre muchos otros. Partiendo del análisis neoclásico del mercado laboral, en esta investigación se documenta que mujeres y hombres perciben remuneraciones distintas por la realización de trabajos similares. Dicho fenómeno es conocido como brecha salarial de género. A pesar de algunos avances, las mujeres siguen enfrentándose con importantes obstáculos para participar y desarrollarse en el mercado laboral. La segregación sectorial y ocupacional, así como el desproporcionado peso de las tareas domésticas y del cuidado de personas vulnerables (que se constituyen como actividades realizadas por las mujeres sin percibir remuneración) son algunos de los factores que les impiden disfrutar de la igualdad de acceso a oportunidades, aún después de los logros educativos de las últimas décadas. Estos obstáculos limitan sus opciones económicas, inciden negativamente en su situación social y, en última instancia, frenan el crecimiento y el desarrollo social.

La persistencia de la brecha salarial de género en nuestro país no es coherente con otros logros alcanzados por las mujeres, quienes en las últimas décadas han aumentado sus niveles de educación y de participación en el mercado laboral. En efecto, la participación femenina en el mercado laboral en México ha crecido desde niveles del 17.6% del total de mujeres en edad de trabajar en 1970 (INEGI, 2010) hasta estabilizarse, oscilando en un estrecho rango de valores entre 40.9 y 44.8% a partir del año 2005, y con un nivel de 44.4% en el primer semestre de 2022 (IMCO, 2022). En el aspecto educativo, de acuerdo con Lechuga Montenegro, Ramírez Argumosa y Guerrero Tostado (2018), la matrícula femenina en educación secundaria se ha incrementado del 44% del total de alumnos en 1950 hasta el 50% en 2014, del 42 al 50% para el nivel medio superior, y para el nivel licenciatura del 40 al 48% durante el mismo período. Así, la matrícula en diferentes niveles educativos ha ido distribuyéndose en los niveles deseables, aproximándose cada vez más a la proporción entre hombres y mujeres en los correspondientes grupos de edad. En contraste, el tema de las diferencias salariales entre géneros es una problemática que se prolonga a lo largo del tiempo, quizás debido a la falta de una política pública efectiva para atenderla. En el marco teórico neoclásico ni el género, ni el color de piel, ni la condición religiosa, ni el lugar de origen están considerados entre los factores que afectan a la productividad y, por ende, tales características no deberían provocar diferencias en las remuneraciones de los trabajadores; si lo hacen, se presenta un fenómeno de discriminación.

El objetivo de este documento es precisamente analizar la distribución condicional del salario entre hombres y mujeres en el año 2016, es decir, determinar la brecha salarial de género en México empleando la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). Al mismo tiempo, conocer los rendimientos de la escolaridad, del esfuerzo y de la experiencia laboral para cada nivel de salario. En

la primera sección se hace una revisión de la literatura existente, sin limitarse al marco neoclásico. En la segunda se exponen los aspectos metodológicos de la investigación realizada, la tercera sección presenta los resultados obtenidos, para finalmente abundar en las conclusiones y establecer algunas líneas que —a juicio de los autores— deberían ser consideradas para el diseño de políticas públicas. Para una lectura más cómoda, se incluye un anexo estadístico en el que se reportan los resultados detallados de las regresiones realizadas.

1.- Revisión de la literatura

La Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, dentro de los indicadores de su base de datos acerca de los hogares, expresa la brecha salarial de género a través de dos mediciones (OCDE, 2022):

1. La diferencia entre las medianas de ingresos de hombres y mujeres, empleados a tiempo completo, expresada como proporción de la mediana de ingresos de los hombres, y
2. la diferencia entre los ingresos medios anuales de hombres y mujeres, expresada como porcentaje de los ingresos medios anuales de los hombres, para hombres y mujeres con un determinado nivel educativo.

Ambas mediciones atienden el hecho de que las mujeres suelen ganar menos que los hombres, pese a estar igualmente capacitadas que ellos, por la realización del mismo trabajo, independientemente del sector en que se desempeñen, de la categoría profesional que ocupen, la modalidad de contrato que tengan, la duración de la jornada laboral, y la ubicación geográfica de la fuente de empleo.

De acuerdo con Moreno y Anderson (2014, p. 170), “las desigualdades de género, junto con las desigualdades económicas, sociales y políticas son resultado de la persistencia histórica de sistemas y factores estructurales de discriminación y de exclusión de la mayoría de la población de las oportunidades y los beneficios del desarrollo”. A lo largo de la historia, y aún hoy, las mujeres experimentan más dificultades que los varones para acceder a empleos dignos y bien remunerados, con certezas de contratación de largo plazo, seguridad social y prestaciones justas. En efecto, la Organización Internacional del Trabajo señala que: “Sólo se han logrado mejoras mínimas desde la Cuarta Conferencia Mundial sobre la Mujer, celebrada en Beijing en 1995, por lo que existen grandes brechas que deben colmarse en la puesta en práctica de la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible, adoptada por las Naciones Unidas en 2015. La desigualdad entre mujeres y hombres persiste en los mercados laborales mundiales, en lo que respecta a las oportunidades, al trato y a los resultados” (OIT, 2016, p. XIII). Según estimaciones de la Comisión Nacional de los Salarios Mínimos (CONASAMI) (2022), la brecha salarial de género en México exhibe en la actualidad ligeras fluctuaciones, siendo en 2018 de 13.1%, en 2019 de 13.6%, en 2020 de 14.4% y en 2021 de 12.2%. Esto significa que, de mantenerse esta tendencia, una

mujer recibirá a lo largo de toda su vida laboral un salario en promedio 13.3% menor que el de un hombre con un puesto de trabajo similar, quedando más desprotegida ante escaladas inflacionarias, precarizando en mayor medida su consumo, logrando un menor ahorro para el retiro y una pensión más baja, aumentando el riesgo de pobreza en la tercera edad.

Las causas que provocan esta situación de injusticia hacia el género femenino, además de añejas y persistentes, son multidimensionales, y no se presentan de manera aislada. Entre ellas destacan:

- La discriminación directa en el lugar de trabajo.
- Diferenciación sectorial y de puestos laborales.
- Tradiciones y roles de género.
- Dificultades en la conciliación entre vida familiar y vida laboral.

La discriminación directa, pese a estar prohibida por una multiplicidad de leyes nacionales e internacionales, incluyendo la Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos, es un fenómeno que sigue presentándose en la forma de un trato injusto y excluyente no atribuible a diferencias objetivas en desempeño o capacidad. Siguiendo a Díaz Andrade (2015, p. 22), puede tipificarse que existe “discriminación salarial cuando las mujeres perciben una retribución distinta a la de los hombres por la realización de trabajos idénticos o de valor equivalente, que exigen un conjunto similar de capacidades o competencias (conocimientos, aptitudes, iniciativa); esfuerzo (físico, mental y emocional); responsabilidades (de mando o supervisión de personas, pertinente a la seguridad de los recursos materiales y de la información, y respecto de la seguridad y bienestar de las personas) y que se ejercen bajo condiciones laborales semejantes en una misma empresa”. Siendo la discriminación un hecho difícil de evidenciar, puede perpetuarse en el tiempo encubierta entre las consecuencias de las fuerzas operantes en el mercado laboral.

Por otra parte, hombres y mujeres tradicionalmente se contratan en puestos laborales de distinta calidad y en sectores laborales diferenciados, siendo las mujeres quienes acceden normalmente a los que ofrecen menores remuneraciones. En primer término, las tasas de participación en la fuerza laboral femenina y masculina son distintas: en México “45 de cada 100 mujeres de 15 años o más son económicamente activas, mientras que 78 de cada 100 hombres lo son. Eso quiere decir que en 2019 la tasa de participación laboral de los hombres fue 1.7 veces mayor que la de las mujeres” (García, 2021). Además, las mujeres suelen ubicarse en los sectores económicos menos productivos. “Las estimaciones de la FAO muestran que las mujeres representan una proporción sustancial de la fuerza de trabajo agrícola, como productoras de alimentos o trabajadoras agrícolas, y que aproximadamente dos tercios de la fuerza de trabajo femenina de los países en desarrollo participa en el trabajo agrícola” (García, 2004). En estas circunstancias, el trabajo femenino compensa la pérdida de ganancias de los empleadores, al mismo tiempo que genera una puja a la baja en tasas salariales. Por otra parte, el trabajo femenino históricamente suele ubicarse en espacios que representan una extensión de la división familiar del trabajo, como venta de comida, trabajo doméstico y trabajo de cuidados; de esta manera,

“puede observarse que las mujeres componen la mayor parte de la economía informal, 55% de ellas está empleada en la informalidad en comparación con 50% de hombres. Esto, además de perjudicar sus ingresos, implica que no tienen acceso a protección social ni a servicios de salud” (García, 2021). De hecho, la diferenciación ocupacional y sectorial constituye un círculo vicioso que se retroalimenta y autorreplica, puesto que “a medida que las mujeres y los hombres se ven progresivamente confinados en ciertas ocupaciones, se consolidan los estereotipos en que se encasillan las aspiraciones, las preferencias y las capacidades de unas y otros. A su vez, esto influye tanto en la opinión que los empleadores se forman de las competencias laborales y las actitudes de los hombres y las mujeres como en las aspiraciones individuales de cada trabajadora o trabajador. Así, aumentan las probabilidades de que las mujeres y los hombres se encaminen por rumbos profesionales diferenciados, integrándose en sectores y ocupaciones que se consideran respectivamente como «femeninos» o como «masculinos», y también de que tropiecen con dificultades si tratan de evitar estos estereotipos” (OIT, 206, p. 41).

Desde temprana edad, los roles de género se constituyen como un factor que incide fuertemente en las decisiones de hombres y mujeres, contribuyendo a configurar el papel que desempeñarán en la sociedad. En efecto, “los roles de género son conductas estereotipadas por la cultura, por tanto, pueden modificarse dado que son tareas o actividades que se espera realice una persona por el sexo al que pertenece. Por ejemplo, tradicionalmente se ha asignado a los hombres roles de políticos, mecánicos, jefes, etc., es decir, el rol productivo; y a las mujeres, el rol de amas de casa, maestras, enfermeras, etcétera (rol reproductivo)” (INMUJERES, 2007). De acuerdo con autoras como Federici (2013), el trabajo femenino “ha sido transformado en un atributo natural de nuestra psique y personalidad femenina, una necesidad interna, una aspiración, proveniente supuestamente de las profundidades de nuestro carácter de mujeres. El trabajo doméstico fue transformado en un atributo natural en vez de ser reconocido como trabajo ya que estaba destinado a no ser remunerado”. Los datos duros demuestran que esta es una realidad prevaleciente en nuestro país en la actualidad. Según estimaciones de la CONASAMI (2022), conservando todo lo demás constante, el hecho de estar casada o vivir en unión libre reduce en 15.24% la probabilidad de que una mujer participe en la fuerza laboral, la presencia de personas menores de 5 años en el hogar reduce la probabilidad de participación femenina en 9.1%, y la presencia en el hogar de personas entre 6 y 12 años de edad provoca una disminución de 4.9%; esto pone en evidencia que, aún hoy, un amplio sector de la sociedad mexicana sigue asociando a la mujer con el rol de ama de casa y madre de familia, más que con roles productivos como trabajadora, emprendedora, o profesionista.

En asociación con los roles de género, para las mujeres existen complicaciones cuando intentan compatibilizar la vida familiar con la actividad laboral. De acuerdo con García (2021), “las mujeres invierten 2.6 veces más tiempo que los hombres en tareas de cuidado no remuneradas. A falta de tiempo y opciones de empleo formal flexible, la mayoría de las mujeres buscan trabajar bajo contratos de medio tiempo, por honorarios, o busca autoemplearse o emprender, lo cual castiga sus ingresos

significativamente". En concordancia, Federici (2013) establece que han sido tres factores principales los que "han provocado el alargamiento de la jornada laboral de las mujeres y el aumento de trabajo en el hogar. Primero, que las mujeres han actuado como parachoques de la globalización económica, compensando con su trabajo el deterioro de las condiciones económicas producido por la liberalización de la economía mundial y el incremento en desinversión social acometido por los Estados". Ante recortes presupuestarios en programas gubernamentales, muchas tareas son transferidas a los hogares, y realizadas por mujeres sin recibir remuneración a cambio. En segundo lugar, el aumento del trabajo desde el hogar, ya visible antes de la pandemia de la covid-19, y exacerbado por la misma. "Muchas mujeres eligen este tipo de trabajo en un intento de conciliar la obtención de un salario con el cuidado de sus familias; pero el resultado es la esclavización a un trabajo que proporciona un salario «muy lejos del salario medio que se pagaría por la misma tarea en su lugar de producción habitual, y que reproduce la división sexual del trabajo anclando aún más profundamente a las mujeres al trabajo doméstico»" (Federici, 2013, p. 177). En tercer lugar, "el aumento en el empleo femenino fuera del hogar y la reestructuración de la reproducción no han eliminado las jerarquías laborales de género. Pese al aumento del desempleo masculino, las mujeres todavía ganan solo una fracción de lo que ganan los hombres" (Federici, 2013, p. 177).

La precaria situación de las mujeres en el mercado laboral se visualiza más preocupante cuando se consideran los beneficios sociales del trabajo femenino. De acuerdo con Atkinson (2016), el empleo puede ser una ruta de los individuos y familias para escapar de la pobreza y para que las sociedades retornen a niveles más bajos de desigualdad. En concordancia, un reporte de la OIT (2016, p. 5) señala que "un aumento del empleo femenino imprimiría un fuerte impulso al crecimiento y a los ingresos per cápita [...] si las mujeres participaran en la economía en el mismo grado que los hombres, para 2025, en circunstancias normales, el producto interior bruto (PIB) mundial anual sería 28 billones de dólares estadounidenses mayor (el equivalente al 26 por ciento del PIB mundial anual)".

La obra de Gary Becker (1957) inaugura el análisis económico de la discriminación desde la perspectiva neoclásica. Además de establecer una definición de discriminación en términos meramente económicos, inicia el análisis de los incentivos que conducen a una persona a discriminar a otra, al mismo tiempo que estima los primeros modelos empíricos para cuantificar el problema de la discriminación en contra de individuos afroamericanos en los Estados Unidos. Becker sienta las bases para estudios posteriores, que gradualmente fueron especializándose en diferentes modos de discriminación. Los estudios de diferencias salariales de género se incrementaron y se volvieron sofisticados y más detallados a lo largo de las décadas de 1960 y 1970. Uno particularmente influyente por su claridad metodológica, y por el uso de microdatos para el análisis empírico de diferencias salariales de género es el de Oaxaca (1973). Para este autor, existe discriminación en contra de las mujeres cuando "el salario relativo de los hombres excede al salario relativo que habría prevalecido si se pagara a hombres y mujeres de acuerdo con los mismos criterios" (Oaxaca, 1973, p. 694). Concordando con esta formulación, el autor es capaz de estimar tasas salariales para hombres y mujeres, controlando tanto

características del individuo como de su entorno, concluyendo que existen amplios diferenciales en salarios para ambos sexos; sin embargo, no atribuye tal disparidad al hecho de que existan remuneraciones distintas para el mismo trabajo cuando es desempeñado por mujeres y por hombres, sino más bien al hecho de que el empleo femenino está concentrado en actividades que por su propia naturaleza ofrecen remuneraciones menores (Oaxaca, 1973, p. 708). Por su parte, Blinder (1973) analiza brechas salariales entre individuos de razas blanca y negra, tanto como entre hombres y mujeres. Este autor concluye que el 70 por ciento del diferencial salarial entre razas y el 100 por ciento del diferencial entre sexos pueden atribuirse a alguna forma de discriminación.

Una consecuencia metodológica remarcable de las investigaciones mencionadas en el párrafo anterior es la descomposición de Oaxaca-Blinder. Como afirma Vicéns Otero (2012), “la descomposición Blinder-Oaxaca determina que la diferencia de salarios existente entre dos grupos se debe a dos componentes. El primero de ellos recoge la diferencia entre las variables explicativas observables de los dos grupos y el segundo componente recoge la diferencia entre las características no observables, medido por las discrepancias entre los parámetros de ambos grupos”. Queda claro entonces, que no todo diferencial salarial puede ser catalogado como discriminación, sino solamente aquel que no pueda ser explicado por diferencias objetivas observables en calidad y cualificaciones de los trabajadores.

Desde la perspectiva neoclásica (Clark, 1899; Pigou, 1933), el salario real es igual a la productividad marginal del trabajo. Las diferencias salariales se explican por las diferencias de productividad, y las diferencias de productividad se explican por aquellas en el stock de capital humano. El capital humano es innato o adquirido. Es en este plano que los teóricos del capital humano hacen énfasis en explicar el bajo nivel relativo de los salarios de las mujeres. Mincer y Polacheck (1974) parten del supuesto de que las mujeres planifican interrumpir su participación en la fuerza de trabajo a causa de la maternidad y sus posteriores exigencias. Dado que la capacitación para el trabajo es costosa en términos de los ingresos que dejan de percibir durante el periodo de formación, las mujeres que esperan insertarse en el mercado laboral maximizan sus ingresos a lo largo de su ciclo de vida, evitando los empleos que requieren demasiada preparación. De igual manera, ellas prefieren los empleos donde la depreciación de su propio capital humano, producto de su alejamiento temporal de la fuerza laboral debido a la maternidad, sea comparativamente menor. Esta teoría explica simultáneamente la segregación ocupacional (las mujeres eligen determinadas ocupaciones) y los bajos ingresos (la productividad de las mujeres es menor). Becker (1985) afirma que los rendimientos crecientes del capital humano especializado son una fuerza poderosa que induce una división del trabajo al interior de las familias, determinando la distribución del tiempo y las inversiones en capital humano entre hombres y mujeres casados. Más todavía, “dado que el cuidado de los hijos y las tareas domésticas exigen más esfuerzo que el ocio y otras actividades, las mujeres casadas dedican menos esfuerzo a cada hora de trabajo en el mercado laboral que los hombres casados que trabajan el mismo número de horas” (Becker, 1985). Siguiendo este orden de ideas, dado que una mujer gasta más energía que un hombre

porque debe dedicarse al trabajo no remunerado dentro del hogar, la energía que ella puede dedicar al trabajo remunerado es comparativamente menor que la del hombre, resultando en una menor productividad y un salario inferior.

Autores como Floro (1995) han reconocido la interacción dinámica entre la producción de bienes y servicios en el hogar y la actividad de sus miembros —especialmente las mujeres— en el mercado laboral, señalando las cuestiones metodológicas relativas a la medición de la producción de bienes y servicios no comercializados y de los patrones de uso del tiempo entre dos conjuntos de actividades económicas. Por su parte, Eastin y Prakash (2013) examinan la relación entre desarrollo económico y equidad de género. Basándose en el concepto de curva de Kuznets, los autores plantean la hipótesis de que la relación entre el desarrollo económico y la desigualdad de género es una curva en forma de S, con tres etapas distintas. En la primera etapa, el desarrollo económico mejora la equidad de género porque permite una mayor participación femenina en la fuerza laboral. Al obtener un flujo de ingresos independiente, la mujer trabajadora obtiene un mayor poder de negociación dentro del hogar, al tiempo que la oportunidad de desarrollar el capital humano le confiere un mayor reconocimiento político y social. En la segunda etapa, la estratificación de la fuerza laboral y la discriminación de género fomentan trayectorias de ingresos divergentes entre hombres y mujeres, lo que reduce los costos de oportunidad de la retirada de la fuerza laboral femenina y motiva la resistencia social contra las normas de género emergentes. Consecuentemente, hay un retroceso en el cierre de brechas inicial. En la etapa final, la equidad de género vuelve a mejorar, ya que una mayor participación educativa y el avance tecnológico brindan nuevas oportunidades de empleo para las mujeres, aumentan los costos de oportunidad de quedarse en casa y fomentan la evolución de nuevas instituciones y normas sociales que superan prácticas discriminatorias anteriores. Estos autores encuentran apoyo para su argumento al analizar la relación empírica entre desarrollo económico y equidad de género a partir de un panel de 146 países en desarrollo para el período 1980-2005. Empleando cuatro indicadores que reflejan distintas dimensiones del estatus político, social y económico de las mujeres, encuentran que el desarrollo económico influye positivamente en la equidad de género cuando los ingresos per cápita están en el rango de \$8,000 a \$10,000 dólares estadounidenses a precios del año 2000. Estas ganancias de igualdad se estabilizan o disminuyen levemente en la segunda etapa, de \$10,000 dólares per cápita hasta alrededor de \$25,000. Más allá de este nivel, el desarrollo económico se asocia nuevamente con mejoras en la equidad de género.

La teoría de las diferencias salariales compensatorias puede explicar parte de la brecha salarial de la maternidad si las madres son más propensas que las mujeres sin hijos y los hombres a hacer un intercambio entre recompensas monetarias y no monetarias cuando buscan trabajo. Wuestenenk y Begall (2022) encuentran evidencia en contra de esta teoría al conducir un experimento en cuatro países europeos con 7,040 participantes. Cuando se les presentan ofertas de trabajo ficticias que varían aleatoriamente en condiciones de trabajo y salarios, las madres no son más propensas que las mujeres sin hijos y los hombres a elegir trabajos con condiciones de trabajo más favorables para la familia y

salarios más bajos. Empero, es más probable que las madres soliciten trabajos con salarios más bajos, independientemente de otras características del trabajo. Tales resultados sugieren que la brecha salarial de la maternidad puede no explicarse compensando las diferencias salariales, sino simplemente por la mayor probabilidad de que las madres soliciten empleos con salarios más bajos. Al mismo tiempo, parecen indicar que las diferencias salariales padecidas por las madres se asocian más con características que la mujer adquirió previamente a optar por la maternidad que con las dificultades para compatibilizar familia y vida laboral.

Las mujeres en México han experimentado cambios sustanciales en las décadas recientes, entre ellos se destaca una mayor incorporación a la actividad laboral, y una mayor participación en la matrícula en los niveles escolares de secundaria, bachillerato y licenciatura, hechos que ya han sido documentados en la introducción a este trabajo. Debido a los procesos de cambio en la estructura de la sociedad, cada vez más el trabajo de las mujeres se ha convertido en una necesidad de primer orden, específicamente para aquellas que deben salvaguardar el sustento de sus hijos. A pesar de que existe una mayor incorporación de la mujer al mercado de trabajo, ellas siguen sufriendo una elevada desigualdad. De acuerdo con un boletín de prensa de la Comisión Nacional para Prevenir y Erradicar la Violencia Contra las Mujeres, en 2017 “los hombres reciben en promedio un ingreso laboral por hora trabajada 34.2% mayor al de las mujeres. Si bien esta brecha salarial varía por tipo de trabajo e incluso por estado, es evidente que la discriminación de género en el ámbito laboral aún es una realidad en nuestro país” (CONAVIM, 2018). Por su parte, utilizando datos del cuarto trimestre de cada año entre 2018 a 2021 de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), la Comisión Nacional de los Salarios Mínimos reporta que “la brecha del salario por hora y por género en el empleo formal ha registrado una disminución de 2018 a 2021; al pasar de 13.1% en 2018 a 12.2% en 2021” (CONASAMI, 2022).

Como puede observarse, la problemática de la discriminación laboral hacia las mujeres, en particular de la brecha salarial de género, es compleja y multidimensional. Ya desde el hecho mismo de que exista una gran variabilidad en las estimaciones de brecha salarial realizadas para el mismo país en períodos de tiempo comparables, se visualizan problemas metodológicos serios. Por estas razones, la abundancia de investigaciones en el tema, con una amplia visión teórica y desde perspectivas metodológicas diversas, no solamente luce pertinente sino necesaria.

2.- Aspectos metodológicos

El objetivo de esta investigación es analizar la distribución condicional del salario, así como la estimación de la brecha salarial para México durante el año 2016. La elección temporal se justifica debido a que la ENIGH 2016 contó con la muestra más grande en la historia del país (INEGI, 2016), brindando por ello mejores elementos para tener una visión más amplia del poder adquisitivo de las familias, así como una

mayor cobertura de la población económicamente activa y de los salarios que se perciben. Adicionalmente, es la primera encuesta de la nueva serie, arrojando resultados comparables con las ENIGHs de años posteriores. El modelo que se utilizó para analizar la distribución condicional del salario y la brecha salarial de género fue el de regresión simultánea de cuantiles, con la finalidad de analizar el efecto de ser mujer sobre los salarios, así como los rendimientos del esfuerzo, la escolaridad, y la experiencia laboral para distintos niveles de salario.

Los modelos de regresión de cuantiles fueron establecidos por Koenker y Bassett (1978), y han sido ampliamente utilizados en economía laboral para el análisis del salario en diferentes puntos de su distribución. Tal y como afirman Vicéns Otero y Sánchez Reyes (2012, p. 7), esta metodología ofrece la posibilidad de crear distintas rectas de regresión para distintos cuantiles de la variable endógena, a través de un método de estimación que se ve menos perjudicado por la presencia de heteroscedasticidad, valores atípicos, y cambio estructural. Para analizar la distribución condicional del salario, la expresión econométrica formal está dada por

$$\log W_i^\theta = X_i^\theta \beta_\theta + u_i^\theta, \quad (1)$$

en la que i representa al i -ésimo individuo de la muestra, θ es el cuantil condicional del logaritmo de la tasa salarial W_i^θ , X_i^θ es un vector de variables explicativas, y β_θ es el vector de parámetros a estimar. Se espera que el término de error u_i^θ tenga media cero con varianza constante para cada cuantil θ . El modelo se estimó en conjunto entre hombres y mujeres, en cada uno de los nueve deciles de la distribución condicional del salario: $\theta = 10$ (salarios más bajos) a 90 (salarios más altos). La variable dependiente es el logaritmo del salario por hora, el cual se define como el salario semanal percibido por el empleo principal dividido entre el número de horas laboradas durante la semana en dicho empleo.

Como se ha mencionado antes, la base de datos utilizada fue la ENIGH 2016, cuyos objetivos (INEGI, 2016) son:

1. Proporcionar un panorama estadístico del comportamiento de los ingresos y gastos de los hogares, en cuanto a su monto, procedencia y distribución.
2. Ofrecer información sobre las características ocupacionales y sociodemográficas de los integrantes del hogar.
3. Presentar datos sobre las características de la infraestructura de la vivienda y el equipamiento del hogar.

De acuerdo con INEGI (2016), esta encuesta tiene una cobertura geográfica nacional, por entidad federativa, abarcando tanto zonas rurales como urbanas. Recoge las características económicas y sociodemográficas de cada hogar, considerando individuos de 12 o más años. En 2016 se alcanzó el tamaño de muestra más grande hasta entonces en la historia del país, con una cobertura de 81,515 viviendas. La base de datos de la nueva construcción de variables de la ENIGH está conformada por 11 tablas de datos normalizadas, además de una tabla resumen con información a nivel hogar.

Tratándose de una investigación acerca de diferenciales en salarios, es indispensable entender la estructura de los ingresos de los hogares consignados en la ENIGH 2016. Estos incluyen no solamente los salarios e ingresos recibidos por los empleados, sino también los ingresos de las personas autoempleadas, añadiendo el ingreso derivado de ahorros (intereses de cuentas bancarias o bonos, dividendos de acciones o rentas de propiedades), y transferencias recibidas de entes gubernamentales o privados. La suma de todos estos conceptos da como resultado el ingreso bruto del hogar. Al sustraer el impuesto sobre el ingreso, junto con otros impuestos directos, se obtiene el ingreso disponible del hogar. De acuerdo con INEGI (2016), la ENIGH presenta el ingreso corriente de los hogares desagregado en cinco categorías: (1) ingresos del trabajo, (2) rentas de la propiedad, (3) transferencias, (4) estimación de alquiler de la vivienda, y (5) otros ingresos corrientes. Para los fines de esta investigación, se consideran únicamente los ingresos derivados del trabajo, seleccionando en cada hogar a los miembros que trabajen a tiempo completo (es decir, entre 40 y 56 horas a la semana) para los cuales el ingreso en el empleo principal corresponda al rubro de sueldos y salarios. Tales individuos, pero no sus correspondientes hogares, constituyen las unidades muestrales en nuestro estudio. De acuerdo con las normas y prácticas estadísticas internacionales, los ingresos del trabajo son todas aquellas entradas recibidas por los integrantes el hogar como resultado de su participación actual o previa en cualquier actividad realizada en una unidad económica institucional cuyo propósito sea producir o proporcionar bienes y servicios para el mercado, el autoconsumo, o la generación de bienes o servicios públicos. En este contexto, se considera que un integrante del hogar percibe ingreso del trabajo solamente si tiene o ha tenido participación directa en actividades económicas, tal como se establece en la contabilidad nacional. Los ingresos del trabajo pueden provenir de remuneraciones por trabajo subordinado, trabajo independiente o ingresos de otros trabajos. Se dice que un integrante del hogar desempeña un trabajo subordinado cuando mantiene una relación o acuerdo, formal o informal, con un empleador para desarrollar alguna actividad económica a cambio de una remuneración. Las remuneraciones por trabajo subordinado son todas las entradas en efectivo recibidas regularmente por los integrantes del hogar en tanto trabajadores subordinados en su trabajo principal y es el caso, en un trabajo secundario. Las modalidades que pueden tener estas remuneraciones y que escoge la ENIGH 2016 son: (a) sueldos, salarios, jornal y destajo, (b) horas extras, (c) comisiones y propinas, (d) aguinaldo y reparto de utilidades, (e) indemnizaciones por accidentes, (f) indemnizaciones por despido, (g) otras remuneraciones monetarias, y (h) pagos en especie.

Para el presente estudio se utilizaron los microdatos provenientes de las tablas de: población, trabajo, ingresos, y concentrado hogar. La tabla de población proviene de la tabla de hogares, identifica las características sociodemográficas y ocupacionales de los integrantes del hogar, conteniendo un total de 178 variables. La tabla de trabajos muestra la condición de actividad de los integrantes del hogar de 12 o más años, junto con algunas características ocupacionales durante el periodo de referencia. Está integrada por un total de 55 variables. La tabla de ingresos contiene un total de 17 variables; es la tabla que nos permitió identificar los ingresos provenientes del trabajo, sueldos y salarios de los individuos

relevantes para el análisis. Por último, la tabla concentrado hogar, que está constituida por variables construidas a partir de las otras tablas, contiene un total de 127 variables. Se explotaron las características de la ENIGH 2016 como una base de datos relacional, utilizando las llaves folio de vivienda, folio de hogar y número de renglón, para integrar todas las tablas descritas en una sola, en la que la unidad de análisis es la persona: se considera cualquier integrante del hogar, hombre o mujer, en edad laboral que cuente con un empleo de tiempo completo (contratación de 40 a 56 horas por semana).

A continuación, se describen las variables extraídas de la ENIGH 2016, o bien construidas a partir de la información contenida en ella, para su uso en la presente investigación:

- **Identificador de persona.** Variable construida mediante la concatenación de 3 cadenas de caracteres: los folios de vivienda y de hogar, y el número de renglón (que es único para cada integrante del hogar). De esta manera, es posible identificar a cada uno de los individuos relevantes para el análisis, sin perder información acerca del hogar y la vivienda a los que pertenecen. Tómese en cuenta que una vivienda puede ser compartida por más de un hogar.
- **Sexo.** Variable binaria incluida en la tabla de población. Se define como la distinción biológica que califica a las personas en hombres o mujeres. La codificación de esta variable fue modificada: inicialmente los códigos de captura eran 1 para hombre y 2 para mujer; sin embargo, para representarla como una cualidad, se optó por codificar 0 para hombre y 1 para mujer.
- **Tasa salarial en el empleo principal.** Variable construida a partir de la variable de sueldos y salarios del empleo principal y las horas trabajadas durante una semana. La variable de sueldos y salarios pertenece a la tabla de ingresos, fue seleccionada después de analizar el significado de las 81 distintas claves de ingresos contenidas en dicha tabla. Se define como la remuneración que un profesional o trabajador recibe de parte de un empleador a cambio de su trabajo o sus servicios, esta remuneración se presenta en la ENIGH de forma trimestral. Antes de definir la variable se separaron los sueldos y salarios del empleo principal y del empleo secundario. Una vez seleccionados los sueldos y salarios del empleo principal, se dividieron entre las horas semanales dedicadas al empleo principal. De esta manera, la tasa salarial expresa la remuneración obtenida por una hora de trabajo en el empleo principal.
- **Escolaridad.** Medida en años concluidos. Se generó a partir de la información del último nivel escolar cursado, del número de años concluidos en tal nivel, y del prerrequisito exigido para la inscripción a ese nivel. Se tomó en cuenta la información contenida en la tabla de población, acerca del máximo nivel de instrucción y grado aprobados, así como del antecedente escolar (prerrequisito académico requerido para el ingreso al máximo nivel de instrucción).
- **Experiencia laboral.** Medida en años. Debido a que la ENIGH 2016 no proporciona información acerca de la experiencia laboral de los individuos, fue necesario construirla de manera indirecta a partir de la variable edad (proporcionada en la base de datos) y la variable escolaridad previamente construida. Se consideran los siguientes supuestos: (a) la educación formal considerada para la variable escolaridad comienza a la edad de 6 años, (b) la experiencia laboral comienza a acumularse cuando el individuo da por concluida su trayectoria escolar. Pese a que

la generalidad de tales supuestos es cuestionable, la base de datos disponible no proporciona información que pueda conducir a una construcción que tome en cuenta más características de los individuos. Por ello, la variable de experiencia laboral se construye mediante la siguiente fórmula:

$$\text{experiencia laboral} = \text{edad} - 6 - \text{años de escolaridad}.$$

- Esfuerzo. Esta variable pretende reflejar el hecho de que, además del género, la escolaridad y la experiencia laboral, existen otros factores sistemáticos que pueden influir sobre la tasa salarial. Ejemplos de ello son el sector de actividad económica en la que se encuentra contratada la persona, la localización geográfica del empleador o el tamaño de la empresa. Debido a que los individuos tienen la capacidad y la libertad para decidir sobre tales factores que afectarán sus ingresos, deben asumir el costo de oportunidad que significa seguir en el empleo con el que actualmente cuentan, o bien, cambiar a otro con una mayor remuneración. Para la construcción de esta variable, cada uno de los géneros se divide en 5 grupos, atendiendo al nivel de instrucción aprobado: sin instrucción, primaria terminada, secundaria terminada, preparatoria terminada, o licenciatura terminada. Para cada grupo determinado por género y nivel de instrucción, se ordenan los individuos de acuerdo con su tasa salarial, de menor a mayor, y se asigna un número de ordenamiento i , con $i_{\min}$ representando al individuo de menor ingreso, e $i_{\max}$ al de mayor ingreso. La variable esfuerzo se define entonces como:

$$e = \frac{i - i_{\min}}{i_{\max} - i_{\min}},$$

garantizándose que $0 \leq e \leq 1$ para todos los individuos en la muestra.

Una vez descritas las variables consideradas para la investigación, es posible especificar el vector de regresores X_i^θ en la ecuación (1). De esta manera, la ecuación de distribución de la tasa salarial que se estimó fue:

$$\log W_i^\theta = \beta_0^\theta + \beta_1^\theta e_i^\theta + \beta_2^\theta ed_i^\theta + \beta_3^\theta ex_i^\theta + \beta_4^\theta (ex_i^\theta)^2 + \beta_5^\theta s_i^\theta + u_i^\theta, \quad (2)$$

donde i representa al i -ésimo individuo de la muestra, θ es el cuantil condicional del logaritmo de la tasa salarial W_i^θ , e_i^θ es la variable de esfuerzo, ed_i^θ representa escolaridad, ex_i^θ es la experiencia laboral, y s_i^θ es la variable indicadora de sexo (1 para mujeres, 0 para hombres). La presencia de un término cuadrático sobre la variable ex_i^θ refleja el hecho de que los rendimientos marginales de la experiencia laboral pueden cambiar de signo. Se espera que acumular experiencia laboral se refleje en un mayor salario, dando lugar a rendimientos marginales positivos. Sin embargo, esto solamente es cierto hasta cierto valor umbral, a partir del cual el trabajador junto con una mayor experiencia laboral ha acumulado una mayor edad, reduciendo la perspectiva de vida útil en la que seguirá prestando sus servicios al empleador, posiblemente generando una menor compensación salarial. Aparecen entonces los rendimientos marginales negativos de la experiencia laboral. De esta manera, se espera que el

coeficiente de la variable ex_i^θ tenga signo positivo, mientras que el coeficiente del término cuadrático tenga signo negativo. Los signos esperados para los coeficientes de la variable esfuerzo e_i^θ y de la escolaridad ed_i^θ son positivos. Se espera un signo negativo para la variable s_i^θ , el cual demostraría la existencia de la brecha salarial de género. El método de estimación seleccionado fue regresión simultánea de cuantiles, y se ejecutó con el software Stata 13.1. Posteriormente, y con la finalidad de comprender mejor los rendimientos marginales de la escolaridad por género, se estimó también el modelo reducido

$$\log W_i^\theta = \beta_0^\theta + \beta_1^\theta e_i^\theta + \beta_2^\theta ed_i^\theta + \beta_3^\theta ex_i^\theta + \beta_4^\theta (ex_i^\theta)^2 + u_i^\theta, \quad (3)$$

por separado para hombres y para mujeres. Los resultados de ambos modelos se presentan en la siguiente sección.

3.- Resultados y discusión

Como análisis exploratorio inicial, la Tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos básicos para la tasa salarial (por hora trabajada) agrupada por género. El total de observaciones se calcula utilizando el factor de expansión consignado en la ENIGH 2016, por lo que pueden considerarse estimaciones del total de personas en el país que estuvieron empleadas a tiempo completo durante el período de levantamiento de la encuesta.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos para las tasas salariales

	Hombres	Mujeres
Observaciones*	14,089,542	8,148,545
Media	33.74	30.77
Desviación estándar	37.5773	32.8796
Mínimo	0.05	0.07
Máximo	1090.94	636.05

Fuente: Elaboración propia con datos de ENIGH 2016.

* Se toma en cuenta el factor de expansión reportado en la ENIGH 2016.

La diferencia entre medias de tasa salarial para hombres y mujeres equivale al 8.8% de la media masculina, proveyendo una estimación inicial para la brecha salarial que es similar a las reportadas por CONASAMI (2022, p. 16) antes de aplicar la corrección de Heckman para eliminar el sesgo por selección muestral. Al ponderar considerando una media de 48 horas laboradas a la semana y 4.33 semanas por mes, estas cifras equivalen a una diferencia de \$617.28 a favor de los varones en el salario mensual

promedio. Resulta interesante observar que la diferencia entre las máximas tasas salariales obtenidas por hombres y mujeres equivale al 41.7% del máximo obtenido por los hombres, lo cual deja constancia de la enorme discrepancia entre salarios femeninos y masculinos. Esto proporciona una justificación del uso de regresión intercuartílica para estimar brechas salariales. Al acotar la variabilidad de las tasas salariales, confinándolas mediante el uso de cuantiles, se espera estar controlando implícitamente otras diferencias sistemáticas que puedan elevar las discrepancias observadas entre salarios de hombres y mujeres.

En una segunda etapa del análisis se verifica que existe evidencia estadística de que las tasas salariales promedio efectivamente son distintas para mujeres y hombres. Las desviaciones estándar reportadas en la Tabla 1 indican que no es viable suponer que las varianzas de ambos grupos son iguales. La prueba *t* para igualdad de medias en dos muestras con varianzas distintas (ver Tabla 2) arroja evidencia estadística de que la media de la tasa salarial para la población masculina es mayor (hipótesis alternativa de una cola) que la media de la tasa salarial para la población femenina, incluso a un nivel de significancia del 0.1%. La prueba fue aplicada a los logaritmos de las tasas salariales con la finalidad de robustecer la suposición de normalidad.

Tabla 2. Prueba *t* para dos muestras con varianzas distintas aplicada al logaritmo de la tasa salarial

Grupo	Observaciones	Media	Error estándar	Desviación estándar	Intervalo de confianza 95%	
					Lím. Inf.	Lím. Sup.
hombres	30,464	3.072482	0.005	0.8727054	3.062682	3.082282
mujeres	16,206	2.95969	0.007005	0.8917139	2.94596	2.97342
combinado	46,670	3.033316	0.004078	0.8809812	3.025323	3.041308
diferencia		0.1127917	0.008606		0.095923	0.12966
diferencia = media hombres – media mujeres					t =	13.1059
H ₀ : diferencia = 0			Grados de libertad de Satterthwaite =		32445.2	
H _A : diferencia ≠ 0					H _A : diferencia > 0	
Pr(T > t) = 0.0000					Pr(T > t) = 0.0000	

Fuente: Elaboración propia con datos de ENIGH 2016.

Para la siguiente etapa del análisis, la ecuación (2) se estimó en conjunto para mujeres y hombres. Las tablas 4 y 5 (en el Anexo estadístico) presentan los resultados de las estimaciones para cada uno de los nueve deciles. La variable dependiente es el logaritmo del salario por hora, incluyendo como una de las variables explicativas la indicadora del hecho de ser mujer (variable sexo = 1 para mujeres, = 0 para hombres). Puede observarse que, para todos los deciles de tasa salarial, el coeficiente de la variable indicadora de sexo resulta negativo y estadísticamente significativo (incluso a niveles de

significancia menores que el 0.1%). Así, para todos los deciles, el modelo arroja evidencia estadística de que las mujeres perciben salarios menores a los de los hombres. En la Tabla 3 se presentan las estimaciones de la brecha salarial de género derivadas de estos coeficientes para cada uno de los deciles de ingreso utilizados en la estimación. En línea con el uso corriente (OCDE, 2022, p. 1), la brecha salarial de género se calcula como la diferencia entre salario masculino y femenino expresada como porcentaje del salario masculino. Por esta razón, considerando que la variable dependiente en el modelo es el logaritmo de la tasa salarial, la fórmula utilizada para generar las estimaciones es

$$\text{brecha}^{\theta} = 1 - e^{\beta_5^{\theta}},$$

donde brecha^{θ} es la brecha salarial de género estimada para el cuantil θ , y β_5^{θ} es el coeficiente para la variable sexo reportado en las tablas 4 y 5.

Tabla 3. Estimaciones de brecha salarial derivadas de la ecuación (2)

Decil de tasa salarial	β_5^{θ}	Brecha salarial estimada
1	-0.0536296	5.22%
2	-0.0315251	3.10%
3	-0.0212051	2.10%
4	-0.0307382	3.03%
5	-0.0307382	3.03%
6	-0.0445505	4.36%
7	-0.051755	5.04%
8	-0.0537865	5.24%
9	-0.0216435	2.14%

Fuente: Elaboración propia con datos de ENIGH 2016

Como cabía esperar dado que la variabilidad de las tasas salariales se reduce al acotarlas decil por decil, las estimaciones de la brecha salarial derivadas del modelo (2) disminuyen con respecto a la estimación derivada del análisis exploratorio inicial. También resulta interesante observar cómo las brechas salariales estimadas varían dependiendo del decil considerado. En efecto, las estimaciones presentan una tendencia decreciente a lo largo de los primeros tres deciles, para después incrementarse gradualmente hasta alcanzar un máximo en el octavo decil, y finalmente disminuir drásticamente en el noveno decil hasta una cifra equiparable a la del tercer decil.

El análisis de los demás regresores en la ecuación (2) también resulta interesante. Los coeficientes de la variable esfuerzo tienen también el signo positivo esperado y son estadísticamente

significativos (incluso a un nivel de significancia de 0.1%) para todos los deciles de tasa salarial. Esto es evidencia de que aquellos trabajadores que han invertido más en capital humano —expresado aquí en términos de una mayor escolaridad formal— reciben una mayor recompensa en tasa salarial. Es destacable el hecho de que, si bien la variable de esfuerzo fue construida con base en la variable de escolaridad, no existen problemas de multicolinealidad entre ambas variables.

En línea con el resultado mencionado en el párrafo precedente, los coeficientes de la variable de escolaridad también son positivos y estadísticamente significativos (usando niveles de significancia de hasta 0.1%) para todos los deciles. Dado que la variable dependiente es el logaritmo de la tasa salarial, el coeficiente de la variable de escolaridad puede ser directamente interpretado como el cambio porcentual en la tasa salarial inducido por un año adicional de escolaridad mientras todo lo demás se mantiene constante. Así, para los trabajadores ubicados en el primer decil, cada año adicional de escolaridad implicaría un incremento promedio de 12.22% en su tasa salarial. El rendimiento marginal de 1 año adicional de escolaridad se reduce a 10.98% para el tercer decil, aumenta ligeramente hasta 11.67% para el séptimo decil, y decrece a partir del octavo decil para alcanzar un mínimo de 7.70% en el noveno decil. En resumen, la tendencia general es a que los rendimientos marginales de la escolaridad disminuyan conforme se incrementa el decil de tasa salarial (ver Figura 1).

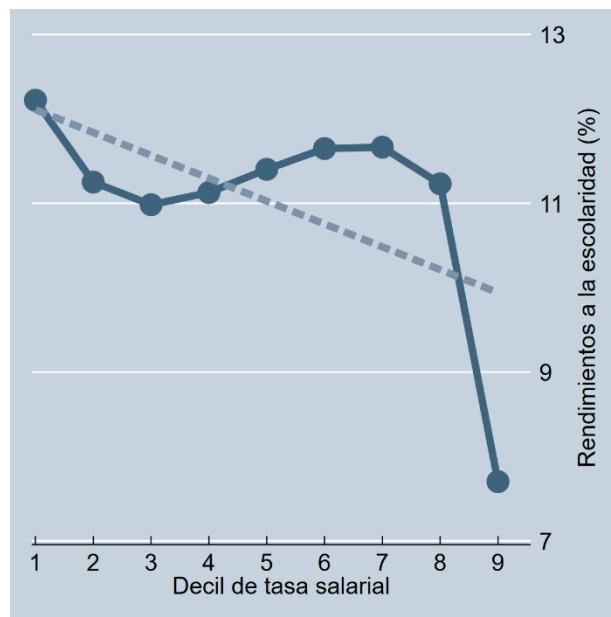


Figura 1. Rendimientos marginales a la escolaridad por decil de tasa salarial, estimaciones a partir de la ecuación (2)

Para los deciles primero a tercero, los coeficientes de los términos lineal y cuadrático dependientes de la variable de experiencia laboral tienen los signos esperados (positivo y negativo, respectivamente) y son estadísticamente significativos a niveles de hasta 0.1%. En estos tres primeros deciles de tasa salarial se observa el efecto umbral esperado. Cuando la experiencia laboral es baja, su impacto sobre la tasa salarial es positivo; sin embargo, mientras el trabajador va acumulando una mayor experiencia laboral, inevitablemente acumula también una mayor edad. Así, a partir de cierto valor crítico, la experiencia laboral se transforma en una característica indeseable que tiene un efecto negativo sobre la tasa salarial. A partir del cuarto decil, el comportamiento de la variable de experiencia laboral cambia. En primer lugar, el coeficiente del término lineal tiene signo positivo y es estadísticamente significativo incluso con niveles de significancia tan bajos como 0.2%. Para los deciles cuarto y quinto, el coeficiente del término cuadrático no es estadísticamente significativo; así, para estos deciles no se halla evidencia estadística de que dicho coeficiente sea distinto de cero. Para los deciles a partir del sexto, el coeficiente del término cuadrático es nuevamente significativo (incluso al 0.1% de significancia), pero tiene signo positivo. En resumen, a partir del cuarto decil, el efecto marginal de la experiencia laboral sobre la tasa salarial es siempre positivo. Esta diferencia en el comportamiento marginal de la experiencia laboral parece indicar que los empleos correspondientes a los tres primeros deciles son más intensivos en aquellas aptitudes que merman con la edad, como la fuerza y las habilidades físicas de los trabajadores. Para los deciles a partir del cuarto, los empleos parecen ser más intensivos en aptitudes que más bien mejoran con una mayor experiencia laboral, independientemente de la edad del trabajador.

Resulta muy interesante observar que el cambio de comportamiento con respecto a la experiencia laboral descrito en el párrafo anterior coincide casi plenamente con los cambios de tendencia observados en las estimaciones de brecha salarial de la Tabla 3. Para los deciles asociados con empleos más intensivos en aptitudes físicas, la brecha salarial de género tiende a disminuir conforme se incrementa el nivel general de salarios. Para los deciles cuarto al octavo, con empleos más intensivos en aptitudes que no merman con la edad, la brecha salarial de género tiende a aumentar conforme se incrementa el nivel general de salarios. Solamente para el decil más alto de tasas salariales se observa una disminución dramática en la brecha salarial de género.

Como última etapa del análisis, el modelo reducido (3) fue estimado mediante regresión simultánea de cuantiles por separado para mujeres y hombres. Los resultados son similares en magnitud y significancia a los del modelo (2), y se presentan en las tablas 6 a 9 del Anexo estadístico. Los rasgos de comportamiento descritos arriba para las variables explicativas de esfuerzo, escolaridad y experiencia laboral siguen siendo válidos tanto para el modelo que considera solamente mujeres como para el que considera solamente hombres. En particular, los coeficientes de la variable escolaridad son positivos y estadísticamente significativos incluso al nivel de significancia de 0.1%. Nuevamente, tales coeficientes pueden ser interpretados como rendimientos marginales de la escolaridad. La Figura 2 muestra los rendimientos a la escolaridad por decil de salario y por género. Para cada género, se nota una tendencia

decreciente similar a la de la Figura 1, pero resulta destacable que los rendimientos a la escolaridad son mayores para el género femenino en todos los deciles de tasa salarial, aunque la diferencia se hace muy pequeña para el decil más alto.

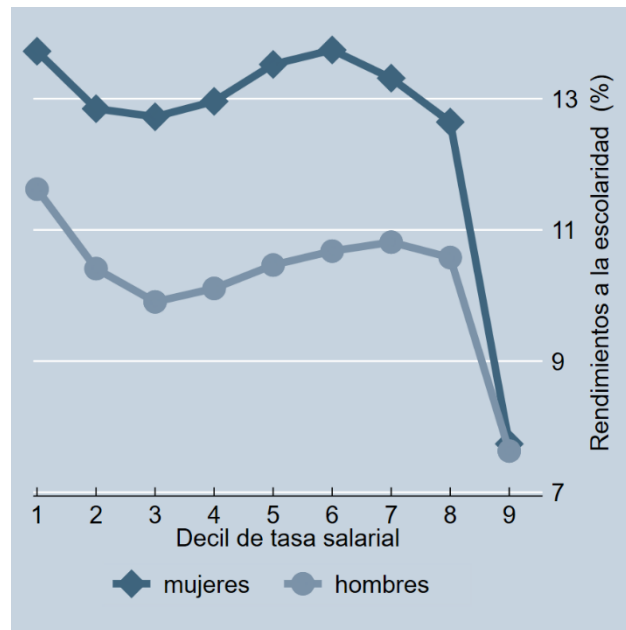


Figura 2: Rendimientos a la escolaridad por género y decil de tasa salarial, estimaciones a partir de la ecuación (3)

4.- Conclusiones

En la presente investigación se ha generado evidencia estadística de varios rasgos de la distribución de tasas salariales por género que son congruentes con los hallazgos de la literatura empírica. En primer lugar, queda documentado que la tasa salarial media es mayor para los hombres ocupados a tiempo completo que para las mujeres en la misma condición laboral. Una estimación inicial de la brecha salarial de género, basada únicamente en el análisis descriptivo de la ENIGH 2016, arroja una cifra de 8.8% que es congruente con los resultados (antes de corregir selección muestral) de otro análisis realizado con la metodología de Oaxaca-Blinder para años cercanos (CONASAMI, 2022). El primer aspecto verdaderamente novedoso de esta investigación es la estimación de las brechas salariales de género para los distintos deciles de la distribución de tasas salariales.

En efecto, el primer modelo de regresión simultánea de cuantiles muestra evidencia estadística de brecha salarial de género en todos los deciles de tasa salarial. Las estimaciones derivadas para la brecha salarial de género no son fácilmente comparables con las existentes en la literatura empírica para nuestro país debido, precisamente, a la metodología aplicada y a las características de la muestra que consta únicamente de trabajadores a tiempo completo. Es preciso reconocer que posiblemente nuestras estimaciones presenten sesgo por selección muestral, pero también que la corrección de dicho problema en el contexto de la regresión simultánea de cuantiles representa un reto metodológico que no es menor.

Al considerar las diferencias entre las brechas salariales de género estimadas para los distintos deciles se encontró un patrón que en buena medida está explicado por las diferencias en los rendimientos marginales a la experiencia laboral. Para los deciles primero al tercero se observó que los rendimientos marginales a la experiencia laboral son inicialmente positivos, pero se vuelven negativos a partir de cierto valor crítico. Este fenómeno puede ser explicado en términos de las características de los empleos que se ubican en estos deciles y que son más intensivos en aptitudes físicas que menguan conforme aumenta la edad. Se encuentra evidencia, para estos deciles iniciales, de que las diferencias salariales son más drásticas cuanto más precaria es la condición de empleo. Ahora bien, para los deciles cuarto al octavo se observa que los rendimientos marginales a la experiencia laboral son siempre positivos. Esto indica empleos con otras características, más intensivos en aptitudes que no merman con la edad, y en los cuales se documenta que la brecha salarial de género aumenta conforme se incrementa el nivel general de salarios. En otras palabras, conforme hombres y mujeres logran acceder a tasas salariales más elevadas se observa que las diferencias entre salario masculino y femenino se hacen más pronunciadas. Las implicaciones para el diseño de una política pública de género son bivalentes. En primer lugar, es evidente la necesidad de apoyos e incentivos que permitan a las mujeres abandonar los empleos menos productivos asociados tradicionalmente con un rol femenino, como elaboración de alimentos, trabajo doméstico o cuidados personales, los cuales les confinan en los deciles más bajos de la distribución de salarios. Pero ello no es suficiente, también es necesario crear incentivos para que las mujeres que han accedido a niveles salariales más altos reciban un trato equitativo que se refleje en salarios equiparables a los de los hombres.

Mención aparte merece el noveno decil, para el cual la brecha salarial de género presenta una drástica disminución, manteniendo rendimientos marginales a la experiencia laboral positivos, pero también los rendimientos marginales a la educación más bajos de toda la distribución. Si bien esta evidencia no alcanza para cuestionar la existencia de un techo de cristal, sí pone de relieve que las contadas mujeres que logran acceder a los niveles salariales más altos de la distribución también reciben un trato más equitativo con respecto a los hombres por lo menos en lo que a remuneración se refiere. Posiblemente esto se deba a que son estas mujeres precisamente las que tienen más recursos para escapar a las complicaciones al conciliar la vida laboral con la vida familiar.

Se encontró también evidencia de que un mayor esfuerzo en la formación de capital humano a través de una mayor escolaridad retribuye positivamente en la tasa salarial. Así, parece confirmarse la hipótesis de que las mujeres que logran escapar de los tradicionales roles y prejuicios de género tienen oportunidades de ampliar significativamente su ingreso laboral. En este sentido, una prioridad en política pública debería incluir todo tipo de apoyos orientados a aliviar la carga del trabajo femenino en el hogar.

Los rendimientos a la educación en todos los modelos estimados son positivos, pero con una tendencia general decreciente con respecto al decil de tasa salarial. Cuando la distribución de las tasas salariales es estimada por separado para cada género se encuentra evidencia de que los rendimientos a la escolaridad son mayores para las mujeres en cada decil de salario. Así, resulta evidente que una prioridad en la política pública debería ser la promoción del acceso de las mujeres a niveles más altos de educación.

Anexo estadístico

Se reportan resultados de las diferentes regresiones simultáneas de cuantiles realizadas con la finalidad de estimar los parámetros de las ecuaciones (2) y (3).

Tabla 4. Resultados de estimación de la ecuación (2) para los deciles primero al quinto

Regresión simultánea de cuantiles				
Variable dependiente: logaritmo de la tasa salarial en el empleo principal				
Regresor	Coeficiente	Error estándar	t	Pr(T > t)
Primer decil			Pseudo R ² = 0.3382	
Esfuerzo	0.1107647	0.0014099	78.56	0.000
Escolaridad	0.1222113	0.0022278	54.86	0.000
Experiencia	0.0578554	0.0021487	26.93	0.000
Experiencia ²	-0.0008104	0.0000374	-21.68	0.000
Sexo	-0.0536296	0.0106436	-5.04	0.000
Intercepto	-0.4434518	0.0445040	-9.96	0.000
Segundo decil			Pseudo R ² = 0.3604	
Esfuerzo	0.1135476	0.0010712	106	0.000
Escolaridad	0.1125185	0.0013529	83.17	0.000
Experiencia	0.0253718	0.0012195	20.81	0.000
Experiencia ²	-0.0003269	0.0000184	-17.76	0.000
Sexo	-0.0315251	0.0053764	-5.86	0.000
Intercepto	0.3367096	0.0249810	13.48	0.000
Tercer decil			Pseudo R ² = 0.3730	
Esfuerzo	0.1108166	0.0008325	133.11	0.000
Escolaridad	0.1098317	0.0010942	100.38	0.000
Experiencia	0.013814	0.0006027	22.92	0.000
Experiencia ²	-0.0001582	9.64E-06	-16.41	0.000
Sexo	-0.212051	0.0029979	-7.07	0.000
Intercepto	0.647327	0.0173606	37.29	0.000
Cuarto decil			Pseudo R ² = 0.3786	
Esfuerzo	0.1061681	0.0007794	136.22	0.000
Escolaridad	0.1112785	0.0008796	126.51	0.000
Experiencia	0.0055451	0.0006249	8.87	0.000
Experiencia ²	4.98E-06	0.0000116	0.43	0.667
Sexo	-0.0307382	0.0032353	-9.5	0.000
Intercepto	0.8251825	0.0141953	58.13	0.000
Quinto decil			Pseudo R ² = 0.3820	
Esfuerzo	0.1061681	0.0007794	136.22	0.000
Escolaridad	0.1112785	0.0008796	126.51	0.000
Experiencia	0.0055451	0.0006249	8.87	0.000
Experiencia ²	4.98E-06	0.0000116	0.43	0.667
Sexo	-0.0307382	0.0032353	-9.5	0.000
Intercepto	0.8251825	0.0141953	58.13	0.000

Fuente: Elaboración propia con datos de ENIGH 2016.

Tabla 5. Resultados de estimación de la ecuación (2) para los deciles sexto al noveno

Regresión simultánea de cuantiles				
Variable dependiente: logaritmo de la tasa salarial en el empleo principal				
Regresor	Coeficiente	Error estándar	t	Pr(T > t)
Sexto decil			Pseudo R ² = 0.3851	
Esfuerzo	0.0939479	0.0007674	122.42	0.000
Escolaridad	0.1164873	0.0009122	127.69	0.000
Experiencia	0.0027481	0.0008303	3.31	0.001
Experiencia ²	0.0001477	0.0000193	7.65	0.000
Sexo	-0.0445505	0.0041982	-10.61	0.000
Intercepto	0.9955228	0.0139040	71.6	0.000
Séptimo decil			Pseudo R ² = 0.3907	
Esfuerzo	0.0870164	0.0008577	101.45	0.000
Escolaridad	0.1166514	0.0008524	136.84	0.000
Experiencia	0.0056481	0.0006236	9.06	0.000
Experiencia ²	0.0001538	0.0000145	10.59	0.000
Sexo	-0.0517550	0.0058258	-8.88	0.000
Intercepto	1.0931300	0.0146447	74.64	0.000
Octavo decil			Pseudo R ² = 0.4043	
Esfuerzo	0.0871057	0.0013985	62.28	0.000
Escolaridad	0.1123122	0.0007885	142.44	0.000
Experiencia	0.0061758	0.0009788	6.31	0.000
Experiencia ²	0.0001765	0.0000213	8.27	0.000
Sexo	-0.0537865	0.0084574	-6.36	0.000
Intercepto	1.2636910	0.0143257	88.21	0.000
Noveno decil			Pseudo R ² = 0.4565	
Esfuerzo	0.1223829	0.0019739	62	0.000
Escolaridad	0.0770231	0.0009238	83.38	0.000
Experiencia	0.0048263	0.000384	12.57	0.000
Experiencia ²	0.0000497	9.59E-06	5.19	0.000
Sexo	-0.0216435	0.0048332	-4.48	0.000
Intercepto	1.7572540	0.0100458	174.92	0.000

Fuente: Elaboración propia con datos de ENIGH 2016.

Tabla 6. Resultados de estimación de la ecuación (3) restringida a mujeres, deciles primero al quinto

Regresión simultánea de cuantiles				
Variable dependiente: logaritmo de la tasa salarial en el empleo principal				
Regresor	Coeficiente	Error estándar	t	Pr(T > t)
Primer decil			Pseudo R ² = 0.3593	
Esfuerzo	0.1454971	0.0033757	43.1	0.000
Escolaridad	0.1372309	0.0031034	44.22	0.000
Experiencia	0.056669	0.0043523	13.02	0.000
Experiencia ²	-0.000846	0.0000847	-9.99	0.000
Intercepto	-0.7974521	0.061195	-13.03	0.000
Segundo decil			Pseudo R ² = 0.3802	
Esfuerzo	0.1471627	0.0025384	57.97	0.000
Escolaridad	0.1284761	0.001712	75.05	0.000
Experiencia	0.0225433	0.0017487	12.89	0.000
Experiencia ²	-0.0002871	0.000031	-9.25	0.000
Intercepto	-0.0127766	0.0356764	-0.36	0.720
Tercer decil			Pseudo R ² = 0.3939	
Esfuerzo	0.1429148	0.001949	73.33	0.000
Escolaridad	0.1272448	0.0015682	81.14	0.000
Experiencia	0.0127489	0.001078	11.83	0.000
Experiencia ²	-0.0001579	0.0000189	-8.36	0.000
Intercepto	0.2742407	0.0289155	9.48	0.000
Cuarto decil			Pseudo R ² = 0.4018	
Esfuerzo	0.1385655	0.0018996	72.95	0.000
Escolaridad	0.1295974	0.001503	86.23	0.000
Experiencia	0.0035111	0.0010893	3.22	0.001
Experiencia ²	0.0000269	0.0000304	0.89	0.376
Intercepto	0.4332208	0.0247305	17.52	0.000
Quinto decil			Pseudo R ² = 0.4090	
Esfuerzo	0.1328104	0.0022238	59.72	0.000
Escolaridad	0.1352314	0.0023332	57.96	0.000
Experiencia	-0.0002211	0.0011294	-0.2	0.845
Experiencia ²	0.0001634	0.0000225	7.25	0.000
Intercepto	0.4862847	0.0371584	13.09	0.000

Fuente: Elaboración propia con datos de ENIGH 2016.

Tabla 7. Resultados de estimación de la ecuación (3) restringida a mujeres, deciles sexto al noveno

Regresión simultánea de cuantiles				
Variable dependiente: logaritmo de la tasa salarial en el empleo principal				
Regresor	Coefficiente	Error estándar	t	Pr(T > t)
Sexto decil			Pseudo R ² = 0.4173	
Esfuerzo	0.1266882	0.0020174	62.8	0.000
Escolaridad	0.137429	0.0017685	77.71	0.000
Experiencia	0.0034677	0.0018856	1.84	0.066
Experiencia ²	0.0001333	0.0000475	2.81	0.005
Intercepto	0.5279005	0.027814	18.98	0.000
Séptimo decil			Pseudo R ² = 0.4288	
Esfuerzo	0.1261632	0.0018745	67.31	0.000
Escolaridad	0.133127	0.0012959	102.73	0.000
Experiencia	0.0012494	0.0019075	0.65	0.512
Experiencia ²	0.0001888	0.0000571	3.31	0.001
Intercepto	0.7098205	0.0277214	25.61	0.000
Octavo decil			Pseudo R ² = 0.4480	
Esfuerzo	0.127249	0.0019659	64.73	0.000
Escolaridad	0.1264433	0.0011131	113.6	0.000
Experiencia	-0.003687	0.0011787	-3.13	0.002
Experiencia ²	0.000341	0.0000271	12.6	0.000
Intercepto	0.919857	0.0179644	51.2	0.000
Noveno decil			Pseudo R ² = 0.4970	
Esfuerzo	0.1643232	0.0021328	77.05	0.000
Escolaridad	0.0773755	0.0016498	46.9	0.000
Experiencia	-0.0006849	0.0008936	-0.77	0.443
Experiencia ²	0.0001191	0.0000256	4.66	0.000
Intercepto	1.57018	0.0190772	82.31	0.000

Fuente: Elaboración propia con datos de ENIGH 2016.

Tabla 8. Resultados de estimación de la ecuación (3) restringida a hombres, deciles primero al quinto

Regresión simultánea de cuantiles				
Variable dependiente: logaritmo de la tasa salarial en el empleo principal				
Regresor	Coefficiente	Error estándar	t	Pr(T > t)
Primer decil			Pseudo R ² = 0.3384	
Esfuerzo	0.1021804	0.0020678	49.41	0.000
Escolaridad	0.1162124	0.0032376	35.89	0.000
Experiencia	0.0572372	0.0025124	22.78	0.000
Experiencia ²	-0.0007944	0.000041	-19.39	0.000
Intercepto	-0.3181715	0.049067	-6.48	0.000
Segundo decil			Pseudo R ² = 0.3613	
Esfuerzo	0.1048466	0.0012926	81.11	0.000
Escolaridad	0.1040932	0.0022484	46.3	0.000
Experiencia	0.0259072	0.0012741	20.33	0.000
Experiencia ²	-0.0003344	0.0000242	-13.8	0.000
Intercepto	0.4787683	0.0353416	13.55	0.000
Tercer decil			Pseudo R ² = 0.3718	
Esfuerzo	0.1020251	0.0010791	94.55	0.000
Escolaridad	0.0990304	0.0018252	54.26	0.000
Experiencia	0.0134656	0.0007411	18.17	0.000
Experiencia ²	-0.000153	0.0000127	-12.01	0.000
Intercepto	0.8281242	0.0295938	27.98	0.000
Cuarto decil			Pseudo R ² = 0.3752	
Esfuerzo	0.0968473	0.0010498	92.25	0.000
Escolaridad	0.1010759	0.0018354	55.07	0.000
Experiencia	0.0064433	0.0005456	11.81	0.000
Experiencia ²	-0.0000148	0.0000104	-1.43	0.154
Intercepto	0.9902058	0.0244893	40.43	0.000
Quinto decil			Pseudo R ² = 0.3754	
Esfuerzo	0.0908069	0.0012057	75.32	0.000
Escolaridad	0.104642	0.0015278	68.49	0.000
Experiencia	0.0044505	0.0006607	6.74	0.000
Experiencia ²	0.0000562	0.0000118	4.76	0.000
Intercepto	1.071926	0.0230215	46.56	0.000

Fuente: Elaboración propia con datos de ENIGH 2016.

Tabla 9. Resultados de estimación de la ecuación (3) restringida a hombres, deciles sexto al noveno

Regresión simultánea de cuantiles				
Variable dependiente: logaritmo de la tasa salarial en el empleo principal				
Regresor	Coeficiente	Error estándar	t	Pr(T > t)
Sexto decil			Pseudo R ² = 0.3765	
Esfuerzo	0.0842477	0.0010962	76.86	0.000
Escolaridad	0.1067688	0.0015349	69.56	0.000
Experiencia	0.0040267	0.0006834	5.89	0.000
Experiencia ²	0.000118	0.0000171	6.9	0.000
Intercepto	1.159426	0.0212035	54.68	0.000
Séptimo decil			Pseudo R ² = 0.3819	
Esfuerzo	0.0776861	0.0009997	77.71	0.000
Escolaridad	0.1081289	0.0014385	75.17	0.000
Experiencia	0.0072292	0.0007428	9.73	0.000
Experiencia ²	0.0001208	0.0000165	7.33	0.000
Intercepto	1.238478	0.0219111	56.52	0.000
Octavo decil			Pseudo R ² = 0.3958	
Esfuerzo	0.0752287	0.0010045	74.89	0.000
Escolaridad	0.1057821	0.0010988	96.27	0.000
Experiencia	0.0110115	0.0008955	12.3	0.000
Experiencia ²	0.0000882	0.0000178	4.95	0.000
Intercepto	1.369151	0.0125794	108.84	0.000
Noveno decil			Pseudo R ² = 0.4480	
Esfuerzo	0.1054605	0.0021243	49.65	0.000
Escolaridad	0.0762925	0.0013425	56.83	0.000
Experiencia	0.0089073	0.0006877	12.95	0.000
Experiencia ²	-0.0000117	8.77E-06	-1.33	0.184
Intercepto	1.819797	0.0187917	96.84	0.000

Fuente: Elaboración propia con datos de ENIGH 2016.

Referencias

- Atkinson, Anthony B. (2016). *Desigualdad. ¿Qué podemos hacer?* Fondo de Cultura Económica, México.
- Becker, Gary S. (1957). *The Economics of Discrimination*. The University of Chicago Press, Chicago.
- Becker, Gary S. (1985). "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor". *Journal of Labor Economics*, 3(1), pp. S33-S58.

- Blinder, Alan S. (1973). "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". *The Journal of Human Resources*, 8(4), pp. 436-455.
- Clark, John B. (1899). *The Distribution of Wealth. A Theory of Wages, Interest and Profits*. The Macmillan Company, New York.
- Comisión Nacional de los Salarios Mínimos (CONASAMI) (2022). *Informe mensual del comportamiento de la economía. Abril 2022*.
https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/723868/Informe_Abril_2022.pdf
- Comisión Nacional para Prevenir y Erradicar la Violencia Contra las Mujeres (CONAVIM) (2018). *Brecha salarial, una de las grandes barreras para la igualdad de género*.
<https://www.gob.mx/conavim/es/articulos/brecha-salarial-una-de-las-grandes-barreras-para-la-igualdad-de-genero?idiom=es>
- Díaz Andrade, Estrella (2015). *La desigualdad salarial entre hombres y mujeres. Alcances y limitaciones de la Ley N° 20.348 para avanzar en justicia de género*. Cuaderno de Investigación 55. Departamento de Estudios de la Dirección del Trabajo, Santiago de Chile.
https://www.dt.gob.cl/portal/1629/articles-105461_recurso_1.pdf
- Eastin, Joshua & Prakash, Aseem (2013). "Economic Development and Gender Equality: Is There a Gender Kuznets Curve?" *World Politics*, 65(1), pp. 156-186.
- Federici, Silvia (2013). *Revolución en punto cero. Trabajo doméstico, reproducción y luchas feministas*. Traficantes de Sueños, Madrid.
<https://traficantes.net/sites/default/files/pdfs/Revolucion%20en%20punto%20cero-TdS.pdf>
- Floro, Maria S. (1995). "Economic restructuring, gender and the allocation of time". *World Development*, 23 (11), pp. 1913-1929.
- García, Fernanda (2021). *Los roles de género en la brecha salarial*. Instituto Mexicano para la Competitividad (IMCO), A. C.
<https://imco.org.mx/los-roles-de-genero-en-la-brecha-salarial/>
- García, Zoraida (2004). *Agricultura, expansión del comercio y equidad de género*. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), Roma.
<https://www.fao.org/3/a0493s/a0493s00.htm>
- IMCO (2022). *Faltan condiciones para incrementar la participación femenina en el mercado laboral*.
<https://imco.org.mx/faltan-condiciones-para-incrementar-la-participacion-femenina-en-el-mercado-laboral/>

- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2010). *Principales resultados del Censo de Población y Vivienda 2010*.
<https://www.inegi.org.mx/app/biblioteca/ficha.html?upc=702825002093>
- INEGI (2016). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH)*. 2016 Nueva serie.
<https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2016/>
- INEGI (2020). *Censo de Población y Vivienda 2020*. <https://censo2020.mx/>
- Instituto Nacional de las Mujeres (INMUJERES) (2007). *El impacto de los estereotipos y los roles de género en México*. http://cedoc.inmujeres.gob.mx/documentos_download/100893.pdf
- Koenker, Roger y Bassett Jr., Gilbert (1978). "Regression Quantiles". *Econometrica*, 46(1), pp. 33-50.
- Lechuga Montenegro, Jesús; Ramírez Argumosa, Giovanna y Guerrero Tostado, Maricruz (2018). "Educación y género. El largo trayecto de la mujer hacia la modernidad en México". *Economía UNAM*, 15(43), pp. 110-139.
<http://revistaeconomia.unam.mx/index.php/ecu/article/view/387/441>
- Mincer, Jacob y Polachek, Solomon (1974). "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women". *Journal of Political Economy*, 82(2), pp. S76-S108.
- Moreno, Carmen y Anderson, Hilary (2014). "Género e inclusión social". En: *Desigualdad e inclusión social en las Américas. 14 ensayos*. Segunda edición. Organización de Estados Americanos.
<https://www.oas.org/docs/desigualdad/libro-desigualdad.pdf>
- Oaxaca, Ronald (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market". *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
- Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2016). *Las mujeres en el trabajo. Tendencias 2016*.
https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/---publ/documents/publication/wcms_483214.pdf
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (2022). *LMF1.5 Gender pay gaps for full-time workers and earnings by educational attainment*.
https://www.oecd.org/els/LMF_1_5_Gender_pay_gaps_for_full_time_workers.pdf
- Pigou, Arthur C. (1933). *The Theory of Unemployment*. Macmillan Publishers, London.
- Vicéns Otero, José (2012). *Descomposición de Oaxaca-Blinder en Modelos Lineales y No Lineales*. Instituto L.R. Klein – Centro Gauss. U.A.M. D.T. nº 20.
<https://www.uam.es/uam/media/doc/1606862171313/blinder-oaxaca.pdf>

Vicéns Otero, José y Sánchez Reyes, Beatriz (2012). *Regresión Cuantílica: Estimación y Contrastes*. Instituto L.R. Klein – Centro Gauss. U.A.M. D.T. nº 21.

<https://www.uam.es/uam/media/doc/1606862082401/regresion-cuantilica-estimacion-y-contrastes.pdf>

Wuestenenk, Nick & Begall, Katia (2022). “The motherhood wage gap and trade-offs between family and work: A test of compensating wage differentials”. *Social Science Research*, 106, pp. 1-15.

<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0049089X22000321>

Gender wage gap in Mexico: evidence from ENIGH 2016

Karla Simoni González Hernández¹, Marco Antonio Méndez Salazar²

Reception: 14/10/2022

Acceptance: 05/12/2022

Abstract

The National Household Income and Expenditure Survey (ENIGH) 2016 is used to analyze the conditional distribution of wages, particularly by gender, grouped by labor income deciles. Statistical evidence is found that wage rates for men are higher than for women, considering full-time workers. It is also shown that the estimated gender pay gap changes for different wage rate deciles, a change that is associated with differences in the marginal effects of work experience on the wage rate. Additionally, the inequity of opportunities suffered by women to access better working conditions is analyzed. Finally, returns to schooling are studied, which turn out to be higher for the female gender.

Key Words

Wage differentials (J31), economics of gender (J16), returns to education (I24), education and inequality (I26)

Introduction

In our country (Mexico) the disadvantage conditions that women face because of their gender are evident in different ambits of life, from the ominous affronts to their personal security, till the obstacles of their personal and professional growth, passing by the difficulties on the access of decent health services, inequitable access to an educational system that by itself its inefficient, political underrepresentation, among many others. Starting from de neoclassical analysis of the working market, in this investigation it's documented that women and men receive remunerations distinct for the realization of similar jobs. This phenomenon is known as wage gap of gender. Despite of some advances, the women keep facing with some important obstacles for participating and developing their profession

¹ Bachelor of Economics from the Universidad Veracruzana. Master's student in Corporate Finance at the Universidad Nacional Autónoma de México. Enlace Administrativo de Programas Interinstitucionales, Administración General de Servicios al Contribuyente, Sistema de Administración Tributaria, Ciudad de México.

² Full-time professor at the Faculty of Economics of the Universidad Veracruzana: Avenida Xalapa s/n, casi esquina Av. Manuel Ávila Camacho, Col. Obrero Campesina, 91020, Xalapa, Veracruz, México. Teléfono: 2288421700, extensión 14278. Correo electrónico: marcomendez@uv.mx

in the working market. The segregation sectoral and occupational, as well as the disproportionate weight of housework and care of vulnerable people (that are constituted as activities that are made by woman without receiving any remuneration) are some of the factors that prevent them of the equality of access of opportunities, even after the educational achievements of the last decades. This obstacles cause to limit their economical options, influence negatively in their social situation and, in las instance, stop their social growth and development.

The persistence of the wage gap of gender in Mexico isn't coherent with other achievements reached by the women, who in last decades have increased their levels of education and participation in the working market. In fact, the feminine participation in the working market in Mexico has increase since levels of 17.6% of the total of women in age to work in 1970 (INEGI, 2010) until stabilized, oscillating in a tight range of values between 40.9 and 44 and 44.8% since the year 2005, and a level of 44.4% on the first semester of 2022 (IMCO, 2022). In the educational aspect, according with Lechuga Montenegro, Ramírez Argumosa and Guerrero Tostado (2018), the education enrolment in middle school has been increasing form 44% of the total of students in 1950 to the 50% in 2014, from 42 to 50% for high school, and for university from 40 to 48% by the same period. Thus, the enrolment in different educational levels has been distributing in the desirable levels, approaching more and more to the proportion between men and women in the correspondent groups of age. In contrast, the problem with the salary differences between this genders is a problematic that keeps prolonging over the time, maybe because to the lack of an effective public politic who can manage it. On the theoretical framework neither the gender, color of skin, religious condition or birthplace are considered as factors that affect the productivity and, thus, those characteristics shouldn't cause differences in the remunerations of the workers; if they do, it's presented as a phenomenon of discrimination.

The objective of this document is precisely for analyzing the conditional distribution between men and women in the year 2016, that is, determining the wage gap of gender in Mexico using the *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares* (ENIGH). At the same time, get to know the performances of scholarship, effort and the experience of working for every level of salary. In the first section is made and overhaul of the existent literature, without limitation of them neoclassical framework. On the second its exposed the methodological aspects of the investigation made, the third section presents the obtained results, to finally abound in the conclusions and establish some lines that—in the judgment of the authors— should be considered for the design of the public politics. For a plus comfortable lecture, it's included a statistical annexin which is reported the detailed results of the realized regressions.

1.- Review of literature

The Organization for Economic Cooperation and Development, within its household database indicators, expresses the gender pay gap through two measures (OECD, 2022):

1. The difference between the median income of men and women, employed full-time, expressed

as a proportion of the median income of men, and

2. the difference between the average annual income of men and women, expressed as a percentage of the average annual income of men, for men and women with a given level of education.

Both measures address the fact that women tend to earn less than men, even though they are equally capable of doing the same work, regardless of the sector in which they perform, the professional category they occupy, the type of contract they have, the length of the working day, and the geographical location of the source of employment.

According to Moreno and Anderson (2014, p. 170), “gender inequalities, together with economic, social and political inequalities are the result of the historical persistence of structural systems and factors of discrimination and exclusion of the majority of the population from the opportunities and benefits of development”. Throughout history, and even today, women experience more difficulty than men in gaining access to decent, well-paid jobs, with the certainty of long-term recruitment, social security, and fair benefits. Indeed, the International Labour Organization notes that: “Only minimal improvements have been achieved since the Fourth World Conference on Women, held in Beijing in 1995, so there are large gaps that need to be filled in the implementation of the 2030 Agenda for Sustainable Development, adopted by the United Nations in 2015. Inequality between women and men persists in global labor markets in terms of opportunity, treatment and outcomes” (ILO, 2016, p. XIII). According to estimates by the National Commission of Minimum Wages (CONASAMI) (2022), the gender wage gap in Mexico currently fluctuates slightly, with 13.1 per cent in 2018, 13.6 per cent in 2019, 14.4 per cent in 2020 and 12.2 per cent in 2021. This means that, if this trend continues, a woman will receive an average salary 13.3% lower throughout her entire working life than that of a man with a similar job, becoming more unprotected in the face of inflationary escalations, making her consumption more precarious. achieving lower retirement savings and a lower pension, increasing the risk of poverty in the elderly.

The causes that provoke this situation of injustice towards the female gender, in addition to being old and persistent, are multidimensional, and are not presented in isolation. These include:

- Direct discrimination in the workplace.
- Sectoral and job differentiation.
- Gender traditions and roles.
- Difficulties in reconciling family life and working life.

Direct discrimination, despite being prohibited by a multiplicity of national and international laws, including the Political Constitution of the United Mexican States, is a phenomenon that continues

to occur in the form of unfair and exclusive treatment not attributable to objective differences in performance or capacity. Following Diaz Andrade (2015, p. 22), it can be defined that there is “wage discrimination when women receive a different pay than men for the performance of identical or equivalent work, which requires a similar set of skills or competencies (knowledge, skills, initiative); effort (physical, mental and emotional); responsibilities (of command or supervision of persons, relevant to the security of material resources and information, and with respect to the safety and welfare of persons) and exercised under similar working conditions in the same enterprise”. Discrimination being a difficult fact to prove, it can be perpetuated in the time concealed among the consequences of the forces operating in the labor market.

On the other hand, men and women are traditionally employed in jobs of different quality and in different labor sectors, with women normally accessing those who offer the lowest wages. First, female and male labor force participation rates are different: In Mexico “45 in 100 women aged 15 and over are economically active, while 78 in 100 men are economically active. This means that in 2019 the labor participation rate of men was 1.7 times higher than that of women” (Garcia, 2021). In addition, women tend to be located in the least productive economic sectors. “FAO estimates show that women account for a substantial proportion of the agricultural labor force, as food producers or agricultural workers, and that about two thirds of the female labor force in developing countries participates in agricultural work” (Garcia, 2004). In these circumstances, women's work compensates for employers' lost earnings, while generating a downward bid in wage rates. On the other hand, women's work is historically often located in spaces that represent an extension of the family division of labor, as food sales, domestic work and care work, “it can be observed that women make up the majority of the informal economy, 55% of them are employed in informality compared to 50% of men. This, in addition to damaging their income, implies that they do not have access to social protection or health services” (Garcia, 2021). In fact, occupational and sectoral differentiation is a vicious cycle that feeds back and self-replicates, as “as women and men become progressively confined to certain occupations, stereotypes that typify aspirations are consolidated. the preferences and abilities of each other. This, in turn, influences both the perception that employers are formed of the labor competencies and attitudes of men and women and the individual aspirations of each worker. Thus, women and men are more likely to be on a differentiated career path, integrating themselves into sectors and occupations that are regarded respectively as “female” or “male”, and also that they encounter difficulties if they try to avoid these stereotypes” (ILO, 2006, p. 41).

From an early age, gender roles are a factor that strongly influences the decisions of men and women, contributing to shaping the role they will play in society. Indeed, “Gender roles are stereotyped behaviors by culture, so they can be modified since they are tasks or activities that a person is expected to perform because of the sex to which he or she belongs. For example, men have traditionally been assigned roles of politicians, mechanics, bosses, etc., i.e., The productive role; and women, the role of housewives, teachers, nurses, etc. (reproductive role)” (INMUJERES, 2007). According to authors such

as Federici (2013), female work “has been transformed into a natural attribute of our psyche and female personality, an internal necessity, an aspiration, supposedly from the depths of our female character. Domestic work was transformed into a natural attribute rather than being recognized as work because it was destined to be unpaid”. Hard data show that this is a reality prevalent in our country today. According to CONASAMI (2022) estimates, keeping everything else constant, being married or living in free union reduces the likelihood of a woman participating in the labor force by 15.24%. the presence of persons under 5 years of age in the household reduces the probability of female participation by 9.1%, and the presence in the home of persons between the ages of 6 and 12 causes a decrease of 4.9%; this shows that, even today, a broad sector of mexican society continues to associate women with the role of housewife and mother, rather than with productive roles as a worker, entrepreneur, or professional.

In association with gender roles, for women there are complications when trying to reconcile family life with work activity. According to Garcia (2021), “Women spend 2.6 times more time than men on unpaid care. In the absence of time and flexible formal employment options, most women seek to work under part-time contracts, for fees, or seek self-employment or entrepreneurship, which punishes their incomes significantly.” In concordance, Federici (2013) states that three main factors “have led to the lengthening of women’s working hours and the increase in household work. First, that women have acted as a buffer for economic globalization, compensating with their work for the deterioration in economic conditions brought about by the liberalization of the world economy and the increase in social disinvestment by states.” In the face of budget cuts in government programs, many tasks are transferred to households, and performed by women without receiving compensation in return. Secondly, the increase in work from home, already visible before and exacerbated by the covid-19 pandemic. “Many women choose this type of work in an attempt to reconcile wage earning with care for their families; but the result is the enslavement of a job that provides a wage “far from the average wage that would be paid for the same task in its place of usual production, And it reproduces the sexual division of labor by anchoring women even more deeply into domestic work” (Federici, 2013, p. 177). Third, “The increase in female employment outside the home and the restructuring of reproduction have not eliminated the labor hierarchies of gender. Despite rising male unemployment, women still earn only a fraction of what men earn” (Federici, 2013, p. 177).

The precarious situation of women in the labor market is most worrisome when considering the social benefits of women's work. According to Atkinson (2016), employment can be a route for individuals and families to escape poverty and return societies to lower levels of inequality. Accordingly, an ILO report (2016, p. 5) notes that “an increase in female employment would give a strong boost to growth and per capita income [...] if women were to participate in the economy to the same degree as

men, by 2025, under normal circumstances, Annual global gross domestic product (GDP) would be 28 trillion higher (equivalent to 26% of annual world GDP).”

Gary Becker's work (1957) inaugurates the economic analysis of discrimination from a neoclassical perspective. In addition to establishing a definition of discrimination in purely economic terms, it initiates an analysis of the incentives that lead one person to discriminate against another. At the same time, it estimates the first empirical models to quantify the problem of discrimination against African American individuals in the United. Becker lays the groundwork for further studies, which gradually specialized in different modes of discrimination. Gender pay gap studies increased and became sophisticated and more detailed throughout the 1960 and 1970. One particularly influential for its methodological clarity, and for the use of microdata for empirical analysis of gender pay differences, is that of Oaxaca (1973). One particularly influential for its methodological clarity, and for the use of microdata for empirical analysis of gender pay differences, is that of Oaxaca (1973). For this author, discrimination exists against women when “the relative salary of men exceeds the relative salary that would have prevailed if men and women were paid according to the same criteria” (Oaxaca, 1973, p. 694). In agreement with this formulation, the author is able to estimate wage rates for men and women, controlling both characteristics of the individual and his environment, concluding that there are wide wage differentials for both sexes; however, it does not attribute such a disparity to the fact that there are different wages for the same work when it is performed by women and men, but rather to the fact that female employment is concentrated in activities that by their very nature offer lower wages (Oaxaca, 1973, p. 708). Blinder (1973) analyzes wage gaps between black and white individuals, as well as between men and women. This author concludes that 70 per cent of the wage differential between races and 100 per cent of the differential between sexes can be attributed to some form of discrimination.

A remarkable methodological consequence of the investigations mentioned in the previous paragraph is the decomposition of Oaxaca-Blinder. As Vicens Otero (2012) states, “Blinder-Oaxaca decomposition determines that the difference in wages between two groups is due to two components. The first of these shows the difference between the observable explanatory variables of the two groups and the second component shows the difference between the non-observable characteristics, measured by the discrepancies between the parameters of the two groups”. It is clear, then, that not every wage differential can be classified as discrimination, but only that which cannot be explained by observable objective differences in the quality and qualifications of workers.

From a neoclassical perspective (Clark, 1899; Pigou, 1933), real wages are equal to marginal labor productivity. Wage differences are explained by productivity differences, and productivity differences are explained by those in the human capital stock. Human capital is innate or acquired. It is on this level that human capital theorists emphasize explaining the relative low level of women's wages. Mincer and Polacheck (1974) assume that women plan to discontinue their participation in the labor force because of maternity and subsequent demands. Because job training is costly in terms of the

income they lose during the training period, women who hope to enter the labor market maximize their income throughout their life cycle, avoiding jobs that require too much training. Similarly, they prefer jobs where the depreciation of their own human capital, resulting from their temporary alienation from the labor force due to maternity, is comparatively low. This theory simultaneously explains occupational segregation (women choose certain occupations) and low incomes (women's productivity is lower). Becker (1985) asserts that the rising returns of specialized human capital are a powerful force that induces a division of labor within families, determining the distribution of time and investments in human capital among married men and women. Moreover, "Because childcare and domestic chores require more effort than leisure and other activities, married women devote less effort to every hour of work in the labor market than married men who work the same number of hours" (Becker, 1985). In this order of thinking, given that a woman spends more energy than a man because she has to engage in unpaid work within the home, the energy she can devote to paid work is comparatively lower than that of men, resulting in lower productivity and lower wages.

Authors such as Floro (1995) have recognized the dynamic interaction between the production of goods and services in the household and the activity of its members, - especially women in the labor market -, noting methodological issues relating to the measurement of the production of non-traded goods and services and the patterns of time use between two sets of economic activities. Eastin and Prakash (2013) examine the relationship between economic development and gender equity. Based on the Kuznets curve concept, the authors hypothesize that the relationship between economic development and gender inequality is an S-curve, with three distinct stages. In the first stage, economic development improves gender equity because it allows for greater participation of women in the labor force. By obtaining an independent income stream, working women gain greater bargaining power within the household, while the opportunity to develop human capital gives them greater political and social recognition. In the second stage, labor-force stratification and gender discrimination foster divergent income trajectories between men and women, reducing the opportunity costs of female labor-force withdrawal and motivating social resistance to emerging gender norms. Consequently, there is a setback in the initial closing of gaps. In the final stage, gender equity is improving again, as greater educational participation and technological advancement provide new employment opportunities for women. they increase the opportunity costs of staying home and encourage the evolution of new institutions and social norms that overcome previous discriminatory practices. These authors find support for their argument by analyzing the empirical relationship between economic development and gender equity from a panel of 146 developing countries for the period 1980-2005. Using four indicators that reflect different dimensions of women's political, social, and economic status, they find that economic development positively influences gender equity when per capita incomes are in the range of

US\$8.000 to US\$10.000 at year 2000 prices. These equity gains stabilize or decrease slightly in the second stage, from 10.000 per capita to about \$25.000. Beyond this level, economic development is again associated with improvements in gender equity.

The theory of compensatory wage differentials may explain part of the maternity wage gap if mothers are more likely than childless women and men to make an exchange between monetary and non-monetary rewards when seeking work. Wuestenenk and Begall (2022) find evidence against this theory by conducting an experiment in four European countries with 7.040 participants. When they are presented with fictitious jobs that vary randomly in working conditions and wages, mothers are no more likely than childless women and men to choose jobs with more family-friendly working conditions and lower wages. However, mothers are more likely to apply for jobs with lower wages, regardless of other job characteristics. Such results suggest that the maternity pay gap may not be explained by compensating for wage differences, but simply by the increased likelihood that mothers will apply for lower-wage jobs. At the same time, they seem to indicate that the wage differences suffered by mothers are more associated with characteristics that the woman acquired before opting for maternity than with difficulties in reconciling family and working life.

Women in Mexico have experienced substantial changes in recent decades, including greater incorporation into work activity, and greater participation in enrollment at the secondary, high school and bachelor levels. facts that have already been documented in the introduction to this work. Due to the processes of change in the structure of society, women's work has increasingly become a necessity of the first order, specifically for those who must safeguard the livelihood of their children. Despite the increased incorporation of women into the labor market, women continue to suffer from high inequality. According to a press release from the National Commission to Prevent and Eradicate Violence against Women, in 2017 "Men receive an average working income per hour worked 34.2% higher than that of women. Although this wage gap varies by type of work and even by state, it is clear that gender discrimination in the labor sphere is still a reality in our country" (CONAVIM, 2018). On the other hand, using data from the fourth quarter of each year between 2018 and 2021 of the National Survey of Occupation and Employment (ENOE), The National Commission of Minimum Wages reports that "the gap in hourly and gender wages in formal employment has decreased from 2018 to 2021; going from 13.1% in 2018 to 12.2% in 2021" (CONASAMI, 2022).

As can be seen, the problem of employment discrimination against women, in particular the gender pay gap, is complex and multidimensional. Already from the very fact that there is great variability in the wage gap estimates made for the same country in comparable time periods, serious methodological problems are visualized. For these reasons, the abundance of research on the subject, with a broad theoretical vision and from diverse methodological perspectives, not only seems pertinent but necessary.

2.- Methodological aspects

The objective of this investigation is analyzing the conditional distribution of salary, as well as the estimation of the wage gap for Mexico during the year 2016. The temporal selection is justified because the ENIGH 2016 featured with the biggest sample in the history of the country (INEGI, 2016), giving with it better elements for obtaining a wider vision of the purchasing power of the families, as well as a bigger coverage of the economically active population and the salaries that they perceive. In addition, it's the first poll of the new series, throwing comparable results with the ENIGHs of next years. The model that was used for analyzing the conditional distribution of salary and wage gap of gender was a simultaneous quantile regression with the goal to analyze the effect of being woman over the salaries, as well as the performances of the efforts, scholarship, and the working experience for distinct levels of salary.

The regression models of quantiles were established by Koenker and Basset (1978), and has been widely used in the working economy for the analysis of the salary in different points of distribution. As was affirmed by Vicéns Otero and Sánchez Reyes (2012, p. 7), this methodology offers the possibility of creating distinct lines of regression for distinct quantiles of the endogenous variable, through a method of estimation that seems less disadvantaged by the absence of the presence of heteroscedasticity, atypical values, and structural change. For analyzing the conditional distribution of salary, the formal econometrical expression is given by

$$\log W_i^\theta = X_i^\theta \beta_\theta + u_i^\theta, \quad (1)$$

in which i represents the i -th individual of the sample, θ is the conditional quantile of the logarithm of the salary rate W_i^θ , X_i^θ is a vector of explicatable variables, and β_θ is the vector of the parameters to estimate. It's expected that the term error u_i^θ has a zero average with a constant variance per every quantile θ . The model is estimate altogether between men and women in each of every nine deciles of the conditional distribution of salary: $\theta = 10$ (lower salaries) to 90 (highest salaries). The dependant variable is the logarithm of salary per hour, in which is defined as the weekly salary perceived by the principal job divided between the number of hours worked during the week of that job.

As it has been mentioned before, the data base used was the ENIGH 2016, which objectives (INEGI, 2016) are:

1. Offer an statistic vision of the behavior of the incomes and expenses of the homes, taking the factors as amount, precedence and distribution.
2. Offer information over the occupational and sociodemographic characteristics of the home participants.

3. Present data about the characteristics of the infrastructure of the dwelling and the equipment of the home.

According with the INEGI (2016), this poll has a national geographical coerture, by federative entity, including both rural and urban zones. Takes the economical characteristics and sociodemographic of each home, considering individuals of 12 or more years. In 2016 was reached the biggest size of the sample in the history of the country, with a coerture of 81,515 dwellings. The data base of the construction of the variables of the ENIGH it's conformed by 11 tables of normalized data, in addition of a resume table with information at a home level.

Treating of an investigation about differentials of salaries, is indispensable understanding the structure of the incomes of the homes consigned by the ENIGH 2016. This includes not only the salaries and incomes received by the employees, but the incomes of the people self employed too, adding the income derived from savings (interests of banking accounts or bonds, stock dividends or rent properties), and transferences received of government or private entities. The sum of all of this concepts results in the gross income. At the moment of subtracting the tax from the income, in addition with other direct taxes, it's obtained the disposable income of the home. According with the INEGI (2016), the ENIGH presents the current income of the homes divided in five categories: (1) work incomes, (2) rents of properties, (3) transferences, (4) estimation of the rental of the dwelling, (5) other current incomes. For the purposes of this investigation , its considered just the incomes derived from work, selecting in each home the members who work at complete time (between 40 and 56 hours per week) for which the income in the principal job corresponds to the entry of pays and salaries. This individuals, but not their correspondent homes, constitute the sample units of our study. According to the international norms and statistical practices, the incomes of work are all of those entries received by the participants of the home as a result of their actual participation or previous in any activity realized in an institutional economical unit which purpose be producing or providing goods and services for the market, the self-consume, or the generation of goods or public services. In this context, its considered that an integrant of the home perceives income form work only if has o had direct participation in economic activities, such as is established in the national accountability. The incomes of work can be from de remunerations per subordinated work, independent work or incomes form other jobs. It's said that an integrant form the home makes a subordinated job when she/he maintains a relation or agreement, formal or informal, with and employer for doing some economic activity in exchange of a remuneration. The participants of the home in order of subordinated work are considered all the entries in cash received regularly by the participants of the home in relation with the subordinated workers in their principal hob and it's the case, in a secondary job. The modalities that this remunerations can have and are selected by the ENIGH 2016 are: (a) pay, salary, wage and piecework, (b) extra hours, (c) commissions and tips, (d) bonus and profit sharing, (e) indemnities by accidents, (f) indemnities by layoffs, (g) other monetary remunerations, and (h) payments in kind.

For the present study it's used the microdata convenient from the tables of: population, work, income, and concentrated home. The table of population it's from the table of homes, identifying the sociodemographic and occupational characteristics from home, contained in a total of 178 variables. The table of works shows the condition of activity of the participants of the home of 12 or plus years, with some occupational characteristics during the period of reference. It's integrated by a total of 55 variables. The table of incomes contains a total of 17 variables; it's the table that allow us to identify the incomes from the work, pays and salaries of the individuals relevance for the analysis. By last, the table concentrated in home, that is constituted by constructed variables from other tables, contains a total of 127 variables. It's exploited the characteristics of the INEGH 2016 as a relative base of data, using the keys dwellings folio, home folio and line number, for integrating all the tables described in one alone, in the unit of analysis is the person: it's considered by any integrant of home, man or woman, in working age that counts with a full time job (contracts from 40 to 56 hours per week).

Next, it's described the variables extracted from the ENIGH 2016, or constructed from the information contained in it, for its use in the present investigation:

- Identification of the person. Variable constructed by the concatenation of 3 chains of characters: the dwellings and home folios, and the line number (which is the only one per each participant of home). In this way, it's possible to identify each and every one of the individuals relevant for the analysis, without losing information about the home and the dwelling which they belong. Take into account that a dwelling can be shared by more of just one home.
- Sex. Binary variable included in the table of population. It's defined as the biological distinction that classifies the people in men or women. The codification of this variable was modified: initially the capture codes was 1 for man and 2 for woman; however, for representing it as a quality, it was opted for codifying 0 for man and 1 for woman.
- Wage rate in the principal job. Constructed variable from the variable of pays and salaries from the principal job and the hours worked during one week. The variable of pays and salaries belongs to the table of incomes, which was selected after analysing the meaning of the 81 distinct keys of incomes contained in that table. It's defined as the remuneration that a professional or worker receives from an employer in exchange for their work or services, this remuneration it's represented in the ENIGH in trimestral form. Before defining the variable it's separated the pays and salaries of the principal job and the secondary one. Once selected the pays and the salaries of the principal job, they were divided between the weekly hours dedicated to the principal job. In this way, the wage rate expresses the remuneration obtained per an hour of work in the principal job.
- Scholarship. Measured in concluded years. It's generated from the information of the last scholar level taken, from the number of years concluded in each level, and the requirement

demanded for the inscription to that level. It was taken in account the information included in the table of population, specifically the maximum level of instruction and approved grade, as well as the scholar antecedent (academical requirement required for the entry to the maximum level of instruction).

- Work experience. Measured in years. Due to the ENIGH 2016, doesn't gives information about de working experience of the individuals, it was necessary to build it indirectly form the age variable (exposed ad taken in the data base) and the scholarship variable previously constructed. It's considered the next assumptions: (a) the formal education considers by the scholarship variable starts at the age of 6 years, (b) the working experience starts to accumulate when the individual takes for granted their school trajectory. Although the generality of this assumptions is questionable, the data base available doesn't show information that allow to conduct a construction that takes in account more characteristics of the individuals. Thus, the variable of working experience it's build by the next formula:

$$\text{working experience} = \text{age} - 6 - \text{years of scholarship}.$$

- Effort. This variable pretends to reflect the fact that, in addition of the gender, the scholarship and the working experience, exists other systematic factors that can influence over the wage rate. Examples of this are the economic activity sector which is fond the person, geographical location of the employer or the size of the enterprise. Due to what the individual has as a capacity or the liberty for deciding over this factors which affect their incomes, most assume the cost of the opportunity that means to keep with the job that they currently have, or change to other one with a bigger remuneration. For the construction of this variable, each of the genres are divided in 5 groups, attending to the level of instruction approved: without instruction, elementary school finished, middle school finished, high school finished, or university finished. For each group determined by gender and level of instruction, its ordered the individuals accordind with their wage rate, form lower to higher, and it's assigned a number of ordering i , with $i_{\min}$ representing the individual of less income, and $i_{\max}$ with the higher income. Then, he variable effort it's define as:

$$e = \frac{i - i_{\min}}{i_{\max} - i_{\min}},$$

guaranteeing that $0 \leq e \leq 1$ for all of the individuals in the sample.

Once described the variables considered for the investigation, it's possible specifying the vector of the regressors X_i^θ in the equation (1). In this way, the equation of distribution of the wage salary that was estimated was:

$$\log W_i^\theta = \beta_0^\theta + \beta_1^\theta e_i^\theta + \beta_2^\theta ed_i^\theta + \beta_3^\theta ex_i^\theta + \beta_4^\theta (ex_i^\theta)^2 + \beta_5^\theta s_i^\theta + u_i^\theta, \quad (2)$$

where i represents the i -th individual of the sample, θ is the conditional quantile of the logarithm of the wage rate W_i^θ , e_i^θ is the effort variable, ed_i^θ represent scholarship, ex_i^θ is the working experience, and

s_i^θ is the variable of sex (1 for women, 0 for men). The presence of a quadratic term over the variable ex_i^θ reflects the fact that the marginal returns of working experience can change sign. It's expected that accumulating working experience be reflected in a mayor salary, obtaining positive marginal returns. However, this is only true until certain threshold value, from which the worker with a mayor working experience has accumulated a mayor age, reducing the perspective of useful live in which will keep providing services to the employer, possibly generating a minor wage compensation. In this moment, the negative marginal returns of working experience, appears. On this way, it's expected that the coefficient of the variable ex_i^θ has a positive sign, while the coefficient of the variable effort e_i^θ and of the scholarship ed_i^θ are positives. It's expected a negative sign for the variable s_i^θ , which would demonstrate the existence of the wage gap of gender. The method of estimation selected was simultaneous regression of quantiles, and it was executed with the software Stata 13.1. Subsequently, and with the goal of comprehending better the marginal returns of the scholarship by gender, it was estimated too, the model reduced

$$\log W_i^\theta = \beta_0^\theta + \beta_1^\theta e_i^\theta + \beta_2^\theta ed_i^\theta + \beta_3^\theta ex_i^\theta + \beta_4^\theta (ex_i^\theta)^2 + u_i^\theta, \quad (3)$$

Separately for men and for woman. The results of both models are presented in the next section.

3.- Results and discussion

As an initial exploratory analysis, the table 1 presents the basic descriptive statistics for the wage gap (per hour worked) grouped by gender. The total of observations it's calculated using the expansion factor consigned in the ENIGH 2016, so that can be considered estimations of the total of people in the country that they were employed in full time during the period of lifting the poll.

Table 1. Descriptive statistics for the wage rates

	Men	Women
Observations*	14,089,542	8,148,545
Average	33.74	30.77
Standard deviation	37.5773	32.8796
Minimum	0.05	0.07
Maximum	1090.94	636.05

Source: Own elaboration with data from the ENIGH 2016.

* It's considered the expansion factor reported in the ENIGH 2016.

The difference between averages of the wage gap per men and women it's equivalent to the 8.8% of the masculine average, providing an initial estimation for the wage gap, which is similar to the reported by CONSAMI (2022, p. 16) before applying the correction of Heckman for eliminating the bias by sample selection. At the moment of weighting an average of 48 hours worked at the weekend and 4.33 weeks per month, this numbers are equivalent to a difference of \$617.28 in favor of the males in the average monthly salary. Results interesting observing that the difference between the maximum wage salaries obtained by men and women are equivalent to 41.7% of the maximum obtained per men, which record the enormous discrepancy between feminine and masculine salaries. This offers a justification of the use of the regression interquartile for estimating salaries gaps. By limiting the variability of the salary rates, confining them by the use of the quantiles, it's expected to be implicitly controlling other systemic differences that can elevate the discrepancies observed between salaries in men and women.

In a second stage of the analysis it's verified that exists statistical evidence that the average salary rates are effectively distinct for women and men. The standard deviations reported on Table 1 show that it's not viable to suppose that the variances of both groups are the same. The t-test for equality of averages in two samples with different variances (see Table 2) shows statistic evidence that the average of the wage rate for the masculine population it's mayor (alternative hypothesis of a tail) despite the wage rate of the feminine population, even a level of significance of 0.1%. The test was applicated to the logarithms of the wage rates with the goal of strengthen the normality supposition.

Table 2. t-test for two simples with different variances applicated to the logarithm of the wage rate

Group	Observations	Average	Standard error	Standard Deviation	Confidence Interval Lwr. Lim.	95% Upr. Lim.
Men	30,464	3.072482	0.005	0.8727054	3.062682	3.082282
women	16,206	2.95969	0.007005	0.8917139	2.94596	2.97342
combined	46,670	3.033316	0.004078	0.8809812	3.025323	3.041308
difference		0.1127917	0.008606		0.095923	0.12966
difference = average men – average women					t =	13.1059
H ₀ : difference = 0			Degrees of freedom of Satterthwaite =			32445.2
H _A : difference ≠ 0			H _A : difference > 0			
Pr(T > t) = 0.0000			Pr(T > t) = 0.0000			

Source: Own elaboration with data from the ENIGH 2016.

For the next stage of the analysis, the equation (2) it's expected for women and men. The tables 4 and 5 (in the statistic Annex) presents the results of the estimations for every one of the nine deciles.

The dependent variable is the logarithm of salary per hour, including one of the explicative variables as the indicator of the fact of being woman (sex variable = 1 for women, = 0 for men). It can be observed that, for all the deciles of wage rate, the coefficient of the indicator variable of sex results negative and statistically significative (even at levels of significance lowers that the 0.1%). So, for all the deciles, the model shows statistic evidence that women perceive lower salaries than men. In the Table 2, it is presented the estimations of the wage gap of gender derived of this coefficients for every one of the deciles on income used in the estimation. In line with the current use (OCDE, 2022, p. 1), the wage gap of gender is calculated as the difference between the masculine salaries and feminine expressed as percentage of the masculine salary. By this reason, considering that the dependent variable in this model is the logarithm of the wage rate, the formula utilized for generating the estimations is

$$\text{brecha}^{\theta} = 1 - e^{\beta_5^{\theta}},$$

where gap^{θ} is the wage gap of gender estimated for the quantile θ , and β_5^{θ} is the coefficient for the sex variable reported don tables 4 and 5.

Table 3. Estimations of the wage gap derived from the equation (2)

Decil of wage rate	β_5^{θ}	Wage gap estimated
1	-0.0536296	5.22%
2	-0.0315251	3.10%
3	-0.0212051	2.10%
4	-0.0307382	3.03%
5	-0.0307382	3.03%
6	-0.0445505	4.36%
7	-0.051755	5.04%
8	-0.0537865	5.24%
9	-0.0216435	2.14%

Source: Own elaboration with data form the ENIGH 2016

As expected, considering the variability of the salaries rates are reduced by delimiting them decile per decile, the estimations of the wage gap derived from the model (2) decrease respect to the estimation derivate form the initial exploratory analysis. Also results interesting to observe how the salary gaps estimated var depending of the decile considered. In fact, the estimations present a decreasing tendency through the three first deciles, for later increase gradually till reach un maximum

in the eighth decile, and finally decrease drastically in the ninth decile till a value comparable to the third decile.

The analysis of the other regressors in the equation (2) also results interesting. The coefficients of the variable effort has also the positive sign and are statistical significant (also at a level of significance of 0.1%) for all of the deciles of the wage rate. This is evidence that those workers who had inverted more in human capital —expressed here in terms of a mayor formal scholarship— receive a bigger reward in the wage rate. It's remarkable the fact that, if the variable of effort was constructed on base in the variable of scholarship, doesn't exist problems of multicollinearity between both variables.

In line with the result mentioned in the preceding paragraph, the coefficients of the variable of scholarship also are positives and statistically significant (using levels of significance from up to 0.1%) for all the deciles. Given the dependent variable is the logarithm of the wage rate, the coefficient of the variable of scholarship can be directly interpreted as the percentual change in the wage rate induced for an additional year of scholarship while everything stays constant. So that, the first decile workers, every additional year of scholarship implicates and increase average of 12.22% in their wage rate. The marginal return in one year additional of scholarship it's reduce to 10.98% for the third decile, increases slightly to 11.67% for the seventh decile, and decrease form the eighth decile for reaching a minimum of 7.70% in the ninth decile. In summary, the general tendency is that the marginal returns of scholarship decrease according the increase of the decile of the wage rate. (see Figure 1).

En línea con el resultado mencionado en el párrafo precedente, los coeficientes de la variable de escolaridad también son positivos y estadísticamente significativos (usando niveles de significancia de hasta 0.1%) para todos los deciles. Dado que la variable dependiente es el logaritmo de la tasa salarial, el coeficiente de la variable de escolaridad puede ser directamente interpretado como el cambio porcentual en la tasa salarial inducido por un año adicional de escolaridad mientras todo lo demás se mantiene constante. Así, para los trabajadores ubicados en el primer decil, cada año adicional de escolaridad implicaría un incremento promedio de 12.22% en su tasa salarial. El rendimiento marginal de 1 año adicional de escolaridad se reduce a 10.98% para el tercer decil, aumenta ligeramente hasta 11.67% para el séptimo decil, y decrece a partir del octavo decil para alcanzar un mínimo de 7.70% en el noveno decil. En resumen, la tendencia general es a que los rendimientos marginales de la escolaridad disminuyan conforme se incrementa el decil de tasa salarial (ver Figura 1).

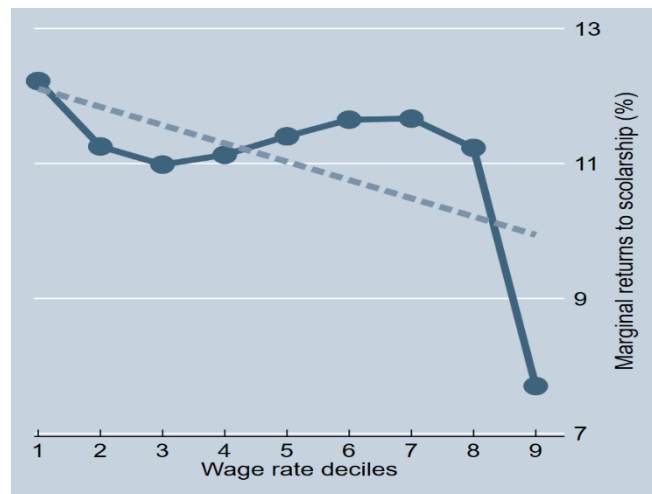


Figure 1. Marginal returns to the scholarship per decile from the wage rate, estimations from the equation (2)

For the first and third deciles, the coefficients of the linear terms and quadratic dependents from the working experience variable has the expected signs (positive and negative, respectively) and are statistically significant to levels from up to 0.1%. In this three first deciles of wage rate, it's observed the expected threshold effect. When the working experience is low, their impact over the wage rate is positive; however, while the worker it's accumulating a mayor working experience, inevitably accumulates a mayor age. So, from certain critic value, the working experience it's transformed in a characteristic undesirable that has a negative effect over the wage gap. From the fourth decile, the performance of the variable of working experience changes. In first place, the coefficient of linear term has a positive sign and is statistically significant even with levels of significance not to lowers as 0.2%. For the deciles fourth and fifth, the coefficient of the quadratic term it's not statistically significant; so, for this deciles isn't statistic evidence of that coefficient being distinct to zero. For the deciles since the sixth, the coefficient of the quadratic term is again significant (including to the 0.1% of significance), but has positive sign. In resume, from the fourth decile, the marginal effect of the wage experience seems to indicate that the correspondent jobs to the three first deciles are more intense in those aptitudes that diminish with the age, as force and the physical activities for the workers. For the deciles from the fourth, the Jobs seems to be more intensives in aptitudes that more like improve a mayor working experience, regardless of the age of the worker.

Result so interesting observing that the change of behavior respect the working the experience described in the previous paragraph coincides almost fully with the changes of working experience observed in the estimations of wage gap on the Table 3. For the deciles associates with employees plus intensives in physical aptitudes, the wage gap of gender tends to decrease in base of the increasing level of general level of salaries. For the deciles fourth to eighth, with Jobs more intensives in aptitudes que diminish with the age, the wage gap of gender tends to increase according it increases the general level of salaries. Only for the decile higher of the wage rates it's observed to have a dramatic decrease in the wage gap of gender.

As last stage of the analysis, the reduced model (3) it was estimated through the simultaneous regression de quantiles separately for women and men. The results with similar in magnitude and significance to the model (2), and it's presented in tables 6 to 9 form the statistical annex. The features of behaviour described up for the explicable variables of effort, scholarship and working experience keep being valid for the model that considers only women like for the other one that consider men. In particularly, the coefficient of the scholarship valuable are positives and statistically significant even at the level of significance of 0.1%. Moreover, the coefficients can be interpreted as marginal returns of scholarship. The Figure 2 shows the returns to the scholarship per decile of salary and gender. For each gender, it's denote as a decreasing tendency similar to the Figure 1, but result important to remark that the returns to the scholarship are higher for the gender feminine in all the deciles in the wage rate, although the difference its so small for the higher decile.

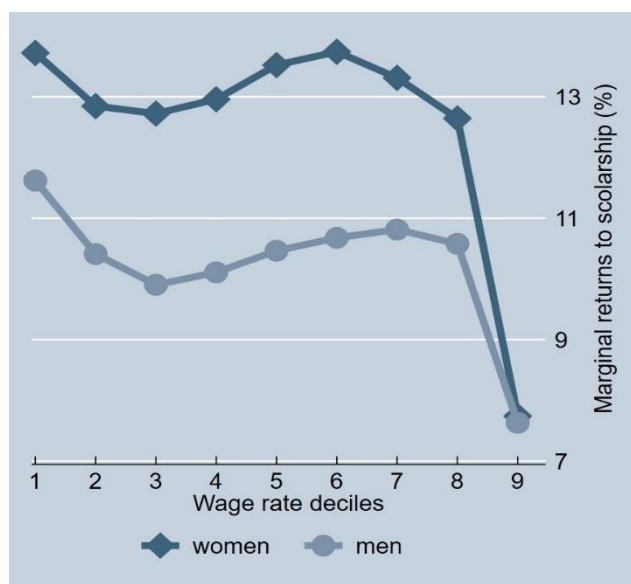


Figure 2: Returns in the scholarship per gender and decile of the wage rate, estimations form de equation (3)

4.- Conclusions

In the present investigation has generated statistical evidence of some features of the distribution of the wage rates per gender that are congruent with the findings of the empirical literature. In the first place, it's documented that the wage rate average its higher for the men occupied on full time than the women in the same working condition. One initial estimation on the wage gap of gender, based only in the analysis described in the ENIGH 2016, throwing a value of 8.8% que es in result of the results (before correcting sample selection) from other an analysis realized with the methodology form Oaxaca-Blinder for closer years (CONSASAMI, 2022). The first aspect really novel of this investigation is the estimation of the gender salary gaps fort the distinct deciles to the distribution of wage rates.

In fact, the first model of simultaneous regression of quantiles shows statistic evidence of wage gap of gender in all of deciles of the wage rate. The estimations derivates for the wage gap of gender aren't easily comparable with the existents in empiric literature for our country because, precisely, to the methodology applicated and to the characteristics of the sample shows that consists in full time workers. It's precisely to recognize that our estimations possibly present bias by the sample selection, but also the correction of each problem in the context of the regression simultaneous of quantiles represents a methodological challenge that isn't' minor.

Considering the differences between the wage gaps of gender estimated for the distinct deciles was discovered a patron in which is well measured by the differences in the marginal returns to the working experience. For the deciles first to third it's observed that the marginal returns to the working experience are initially positives, but they turn negatives since each critical value. This phenom can be explained in terms of the characteristics in the jobs that are ubicated in this decile and that are more intensives in physical aptitudes that dwindle over the age increases. It's discovered evidence, for these initial deciles, that the salary differences are more drastic in more precarious es the condition on employment. However, for the deciles fourth to the eighth it's observed that the marginal returns to the working experience are always positives. This indicates jobs with other characteristics, more intense in aptitudes that don't diminish with the age, and it's document that the wage gap of gender increases in relation of the increasing general level of salaries. In other words, according men and women can access to higher salary rates it's observed that the differences between masculine or feminine are more pronounced. The implications for the design of a public politics of gender are ambivalent. In the first place, it's evident the necessity of helps and incentives that allow the women abandon their less

productive jobs associated traditionally with a feminine role, as the elaboration of aliments, housework or personal care, which border in the lower deciles of the salary distributions. But that isn't enough, is also necessary to create incentives for the women that have accessed to the higher salary levels must receive an equality treat that reflect in comparable salaries respect to the men.

A mention apart deserve the ninth decile, in which the wage gap of gender presents a drastic diminution, keeping positive marginal returns to the working experience, but also the lowest marginal returns to the education of all the distribution. Although this evidence isn't enough for questioning the existence of a crystal rooftop, it does highlight that the few women who manage to access the higher salary levels of the distribution and also, they receive a more equitable treatment in respect to the men at least in respect of the remuneration. Possibly this is due to the fact that these women are the ones who have the most resources to escape the complications of reconciling work with family life.

Evidence was also found that a greater effort in the formation of human capital through a higher scholarship reward in a positive way the salary rate. As a result of this the hypothesis can be confirmed that the women who manage to escape traditional roles and gender prejudices have the opportunity to expand significantly their employment income. In this way, a priority in public politics should include all types of orientated supports to lower the amount of feminine work in home.

The returns to the education in all the estimated models are positives, but with a decreasing general tendency according to the decile of wage rate. When the distribution of wage rates is estimated separately for each gender, it's found evidence that the returns to scholarship are higher for women in each wage decile. Which results evident that a priority in the public politics should be the promotion to the access for women to higher levels of education.

Statistical annex

Results of the different simultaneous regressions of quantiles carried out with the purpose of estimating the parameters of equations (2) and (3) are reported.

Table 4. Estimation results for the first through fifth deciles

Simultaneous quantile regression				
Dependent variable: logarithm of the wage rate in the main job				
Regressor	Coefficient	Standard error	t	Pr(T > t)
1st decile			Pseudo R ² = 0.3382	
Effort	0.1107647	0.0014099	78.56	0.000
Scholarship	0.1222113	0.0022278	54.86	0.000
Experience	0.0578554	0.0021487	26.93	0.000
experience ²	-0.0008104	0.0000374	-21.68	0.000
Sex	-0.0536296	0.0106436	-5.04	0.000
Intercept	-0.4434518	0.0445040	-9.96	0.000
2nd decile			Pseudo R ² = 0.3604	
Effort	0.1135476	0.0010712	106	0.000
Scholarship	0.1125185	0.0013529	83.17	0.000
Experience	0.0253718	0.0012195	20.81	0.000
Experience ²	-0.0003269	0.0000184	-17.76	0.000
Sex	-0.0315251	0.0053764	-5.86	0.000
Intercept	0.3367096	0.0249810	13.48	0.000
3rd decile			Pseudo R ² = 0.3730	
Effort	0.1108166	0.0008325	133.11	0.000
Scholarship	0.1098317	0.0010942	100.38	0.000
Experience	0.013814	0.0006027	22.92	0.000
Experience ²	-0.0001582	9.64E-06	-16.41	0.000
Sex	-0.212051	0.0029979	-7.07	0.000
Intercept	0.647327	0.0173606	37.29	0.000
4th decile			Pseudo R ² = 0.3786	
Effort	0.1061681	0.0007794	136.22	0.000
Scholarship	0.1112785	0.0008796	126.51	0.000
Experience	0.0055451	0.0006249	8.87	0.000
Experience ²	4.98E-06	0.0000116	0.43	0.667
Sex	-0.0307382	0.0032353	-9.5	0.000
Intercept	0.8251825	0.0141953	58.13	0.000
5th decile			Pseudo R ² = 0.3820	
Effort	0.1061681	0.0007794	136.22	0.000
Scholarship	0.1112785	0.0008796	126.51	0.000
Experience	0.0055451	0.0006249	8.87	0.000
Experience ²	4.98E-06	0.0000116	0.43	0.667
Sex	-0.0307382	0.0032353	-9.5	0.000
Intercept	0.8251825	0.0141953	58.13	0.000

Source: Own elaboration with data from ENIGH 2016.

Table 5. Estimation results of equation (2) for the sixth to ninth deciles

Simultaneous quantile regression				
Dependent variable: logarithm of the wage rate in the main job				
Regressor	Coefficient	Standard error	t	Pr(T > t)
6th decile			Pseudo R ² = 0.3851	
Effort	0.0939479	0.0007674	122.42	0.000
Scholarship	0.1164873	0.0009122	127.69	0.000
Experience	0.0027481	0.0008303	3.31	0.001
Experience ²	0.0001477	0.0000193	7.65	0.000
Sex	-0.0445505	0.0041982	-10.61	0.000
Intercept	0.9955228	0.0139040	71.6	0.000
7th decile			Pseudo R ² = 0.3907	
Effort	0.0870164	0.0008577	101.45	0.000
Scholarship	0.1166514	0.0008524	136.84	0.000
Experience	0.0056481	0.0006236	9.06	0.000
Experience ²	0.0001538	0.0000145	10.59	0.000
Sex	-0.0517550	0.0058258	-8.88	0.000
Intercept	1.0931300	0.0146447	74.64	0.000
8th decile			Pseudo R ² = 0.4043	
Effort	0.0871057	0.0013985	62.28	0.000
Scholarship	0.1123122	0.0007885	142.44	0.000
Experience	0.0061758	0.0009788	6.31	0.000
Experience ²	0.0001765	0.0000213	8.27	0.000
Sex	-0.0537865	0.0084574	-6.36	0.000
Intercept	1.2636910	0.0143257	88.21	0.000
9th decile			Pseudo R ² = 0.4565	
Effort	0.1223829	0.0019739	62	0.000
Scholarship	0.0770231	0.0009238	83.38	0.000
Experience	0.0048263	0.000384	12.57	0.000
Experience ²	0.0000497	9.59E-06	5.19	0.000
Sex	-0.0216435	0.0048332	-4.48	0.000
Intercept	1.7572540	0.0100458	174.92	0.000

Source: Own elaboration with data from: ENIGH 2016.

Tabla 6. Estimation results of equation (3) restricted to women, first to fifth deciles

Simultaneous quantile regression				
Dependent variable: logarithm of the wage rate in the main job				
Regressor	Coefficient	Standard error	t	Pr(T > t)
1st decile			Pseudo R ² = 0.3593	
Effort	0.1454971	0.0033757	43.1	0.000
Scholarship	0.1372309	0.0031034	44.22	0.000
Experience	0.056669	0.0043523	13.02	0.000
Experience ²	-0.000846	0.0000847	-9.99	0.000
Intercept	-0.7974521	0.061195	-13.03	0.000
2nd decile			Pseudo R ² = 0.3802	
Effort	0.1471627	0.0025384	57.97	0.000
Scholarship	0.1284761	0.001712	75.05	0.000
Experience	0.0225433	0.0017487	12.89	0.000
Experience ²	-0.0002871	0.000031	-9.25	0.000
Intercept	-0.0127766	0.0356764	-0.36	0.720
3rd decile			Pseudo R ² = 0.3939	
Effort	0.1429148	0.001949	73.33	0.000
Scholarship	0.1272448	0.0015682	81.14	0.000
Experience	0.0127489	0.001078	11.83	0.000
Experience ²	-0.0001579	0.0000189	-8.36	0.000
Intercept	0.2742407	0.0289155	9.48	0.000
4th decile			Pseudo R ² = 0.4018	
Effort	0.1385655	0.0018996	72.95	0.000
Scholarship	0.1295974	0.001503	86.23	0.000
Experience	0.0035111	0.0010893	3.22	0.001
Experience ²	0.0000269	0.0000304	0.89	0.376
Intercept	0.4332208	0.0247305	17.52	0.000
5th decile			Pseudo R ² = 0.4090	
Effort	0.1328104	0.0022238	59.72	0.000
Scholarship	0.1352314	0.0023332	57.96	0.000
Experience	-0.0002211	0.0011294	-0.2	0.845
Experience ²	0.0001634	0.0000225	7.25	0.000
Intercept	0.4862847	0.0371584	13.09	0.000

Source: Own elaboration with data from ENIGH 2016.

Table 7. Estimation results of equation (3) restricted to women, sixth to ninth deciles

Simultaneous quantile regression				
Dependent variable: logarithm of the wage rate in the main job				
Regressor	Coefficient	Standard error	<i>t</i>	Pr(T > t)
6th decile			Pseudo R ² = 0.4173	
Effort	0.1266882	0.0020174	62.8	0.000
Scholarship	0.137429	0.0017685	77.71	0.000
Experience	0.0034677	0.0018856	1.84	0.066
Experience ²	0.0001333	0.0000475	2.81	0.005
Intercept	0.5279005	0.027814	18.98	0.000
7th decile			Pseudo R ² = 0.4288	
Effort	0.1261632	0.0018745	67.31	0.000
Scholarship	0.133127	0.0012959	102.73	0.000
Experience	0.0012494	0.0019075	0.65	0.512
Experience ²	0.0001888	0.0000571	3.31	0.001
Intercept	0.7098205	0.0277214	25.61	0.000
8th decile			Pseudo R ² = 0.4480	
Effort	0.127249	0.0019659	64.73	0.000
Scholarship	0.1264433	0.0011131	113.6	0.000
Experience	-0.003687	0.0011787	-3.13	0.002
Experience ²	0.000341	0.0000271	12.6	0.000
Intercept	0.919857	0.0179644	51.2	0.000
9th decile			Pseudo R ² = 0.4970	
Effort	0.1643232	0.0021328	77.05	0.000
Scholarship	0.0773755	0.0016498	46.9	0.000
Experience	-0.0006849	0.0008936	-0.77	0.443
Experience ²	0.0001191	0.0000256	4.66	0.000
Intercept	1.57018	0.0190772	82.31	0.000

Source: Own elaboration with data from ENIGH 2016.

Table 8. Estimation results of equation (3) restricted to men, first to fifth deciles

Simultaneous quantile regression				
Dependent variable: logarithm of the wage rate in the main job				
Regressor	Coefficient	Standard error	t	Pr(T > t)
1st decile			Pseudo R ² = 0.3384	
Effort	0.1021804	0.0020678	49.41	0.000
Scholarship	0.1162124	0.0032376	35.89	0.000
Experience	0.0572372	0.0025124	22.78	0.000
Experience ²	-0.0007944	0.000041	-19.39	0.000
Intercept	-0.3181715	0.049067	-6.48	0.000
2nd decile			Pseudo R ² = 0.3613	
Effort	0.1048466	0.0012926	81.11	0.000
Scholarship	0.1040932	0.0022484	46.3	0.000
Experience	0.0259072	0.0012741	20.33	0.000
Experience ²	-0.0003344	0.0000242	-13.8	0.000
Intercept	0.4787683	0.0353416	13.55	0.000
3rd decile			Pseudo R ² = 0.3718	
Effort	0.1020251	0.0010791	94.55	0.000
Scholarship	0.0990304	0.0018252	54.26	0.000
Experience	0.0134656	0.0007411	18.17	0.000
Experience ²	-0.000153	0.0000127	-12.01	0.000
Intercept	0.8281242	0.0295938	27.98	0.000
4th decile			Pseudo R ² = 0.3752	
Effort	0.0968473	0.0010498	92.25	0.000
Scholarship	0.1010759	0.0018354	55.07	0.000
Experience	0.0064433	0.0005456	11.81	0.000
Experience ²	-0.0000148	0.0000104	-1.43	0.154
Intercept	0.9902058	0.0244893	40.43	0.000
5th decile			Pseudo R ² = 0.3754	
Effort	0.0908069	0.0012057	75.32	0.000
Scholarship	0.104642	0.0015278	68.49	0.000
Experience	0.0044505	0.0006607	6.74	0.000
Experience ²	0.0000562	0.0000118	4.76	0.000
Intercept	1.071926	0.0230215	46.56	0.000

Source: Own elaboration with data from ENIGH 2016.

Table 9. Estimation results of equation (3) restricted to men, sixth to ninth deciles

Simultaneous quantile regression				
Dependent variable: logarithm of the wage rate in the main job				
Regressor	Coefficient	Standard error	<i>t</i>	Pr(<i>T</i> > <i>t</i>)
6th decile			Pseudo R ² = 0.3765	
Effort	0.0842477	0.0010962	76.86	0.000
Scholarship	0.1067688	0.0015349	69.56	0.000
Experience	0.0040267	0.0006834	5.89	0.000
Experience ²	0.000118	0.0000171	6.9	0.000
Intercept	1.159426	0.0212035	54.68	0.000
7th decile			Pseudo R ² = 0.3819	
Effort	0.0776861	0.0009997	77.71	0.000
Scholarship	0.1081289	0.0014385	75.17	0.000
Experience	0.0072292	0.0007428	9.73	0.000
Experience ²	0.0001208	0.0000165	7.33	0.000
Intercept	1.238478	0.0219111	56.52	0.000
8th decile			Pseudo R ² = 0.3958	
Effort	0.0752287	0.0010045	74.89	0.000
Scholarship	0.1057821	0.0010988	96.27	0.000
Experiencia	0.0110115	0.0008955	12.3	0.000
Experiencia ²	0.0000882	0.0000178	4.95	0.000
Intercept	1.369151	0.0125794	108.84	0.000
9th decile			Pseudo R ² = 0.4480	
Effort	0.1054605	0.0021243	49.65	0.000
Scholarship	0.0762925	0.0013425	56.83	0.000
Experience	0.0089073	0.0006877	12.95	0.000
Experience ²	-0.0000117	8.77E-06	-1.33	0.184
Intercept	1.819797	0.0187917	96.84	0.000

Source: Own elaboration with data from ENIGH 2016.

References

Atkinson, Anthony B. (2016). *Desigualdad. ¿Qué podemos hacer?* Fondo de Cultura Económica, México.

- Becker, Gary S. (1957). *The Economics of Discrimination*. The University of Chicago Press, Chicago.
- Becker, Gary S. (1985). "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor". *Journal of Labor Economics*, 3(1), pp. S33-S58.
- Blinder, Alan S. (1973). "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". *The Journal of Human Resources*, 8(4), pp. 436-455.
- Clark, John B. (1899). *The Distribution of Wealth. A Theory of Wages, Interest and Profits*. The Macmillan Company, New York.
- Comisión Nacional de los Salarios Mínimos (CONASAMI) (2022). *Informe mensual del comportamiento de la economía. Abril 2022*.
https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/723868/Informe_Abril_2022.pdf
- Comisión Nacional para Prevenir y Erradicar la Violencia Contra las Mujeres (CONAVIM) (2018). *Brecha salarial, una de las grandes barreras para la igualdad de género*.
<https://www.gob.mx/conavim/es/articulos/brecha-salarial-una-de-las-grandes-barreras-para-la-igualdad-de-genero?idiom=es>
- Díaz Andrade, Estrella (2015). *La desigualdad salarial entre hombres y mujeres. Alcances y limitaciones de la Ley N° 20.348 para avanzar en justicia de género*. Cuaderno de Investigación 55. Departamento de Estudios de la Dirección del Trabajo, Santiago de Chile.
https://www.dt.gob.cl/portal/1629/articles-105461_recurso_1.pdf
- Eastin, Joshua & Prakash, Aseem (2013). "Economic Development and Gender Equality: Is There a Gender Kuznets Curve?" *World Politics*, 65(1), pp. 156-186.
- Federici, Silvia (2013). *Revolución en punto cero. Trabajo doméstico, reproducción y luchas feministas*. Traficantes de Sueños, Madrid.
<https://traficantes.net/sites/default/files/pdfs/Revolucion%20en%20punto%20cero-TdS.pdf>
- Floro, Maria S. (1995). "Economic restructuring, gender and the allocation of time". *World Development*, 23 (11), pp. 1913-1929.
- García, Fernanda (2021). *Los roles de género en la brecha salarial*. Instituto Mexicano para la Competitividad (IMCO), A. C.
<https://imco.org.mx/los-roles-de-genero-en-la-brecha-salarial/>
- García, Zoraida (2004). *Agricultura, expansión del comercio y equidad de género*. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación (FAO), Roma.
<https://www.fao.org/3/a0493s/a0493s00.htm>
- IMCO (2022). *Faltan condiciones para incrementar la participación femenina en el mercado laboral*.

<https://imco.org.mx/faltan-condiciones-para-incrementar-la-participacion-femenina-en-el-mercado-laboral/>

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2010). *Principales resultados del Censo de Población y Vivienda 2010*.

<https://www.inegi.org.mx/app/biblioteca/ficha.html?upc=702825002093>

INEGI (2016). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). 2016 Nueva serie*.

<https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2016/>

INEGI (2020). *Censo de Población y Vivienda 2020*. <https://censo2020.mx/>

Instituto Nacional de las Mujeres (INMUJERES) (2007). *El impacto de los estereotipos y los roles de género en México*. http://cedoc.inmujeres.gob.mx/documentos_download/100893.pdf

Koenker, Roger y Bassett Jr., Gilbert (1978). "Regression Quantiles". *Econometrica*, 46(1), pp. 33-50.

Lechuga Montenegro, Jesús; Ramírez Argumosa, Giovanna y Guerrero Tostado, Maricruz (2018). "Educación y género. El largo trayecto de la mujer hacia la modernidad en México". *Economía UNAM*, 15(43), pp. 110-139.

<http://revistaeconomia.unam.mx/index.php/ecu/article/view/387/441>

Mincer, Jacob y Polachek, Solomon (1974). "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women". *Journal of Political Economy*, 82(2), pp. S76-S108.

Moreno, Carmen y Anderson, Hilary (2014). "Género e inclusión social". En: *Desigualdad e inclusión social en las Américas. 14 ensayos*. Segunda edición. Organización de Estados Americanos.

<https://www.oas.org/docs/desigualdad/libro-desigualdad.pdf>

Oaxaca, Ronald (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market". *International Economic Review*, 14(3), 693-709.

Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2016). *Las mujeres en el trabajo. Tendencias 2016*.

https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/---publ/documents/publication/wcms_483214.pdf

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (2022). *LMF1.5 Gender pay gaps for full-time workers and earnings by educational attainment*.

https://www.oecd.org/els/LMF_1_5_Gender_pay_gaps_for_full_time_workers.pdf

Pigou, Arthur C. (1933). *The Theory of Unemployment*. Macmillan Publishers, London.

Vicéns Otero, José (2012). *Descomposición de Oaxaca-Blinder en Modelos Lineales y No Lineales*.

Instituto L.R. Klein – Centro Gauss. U.A.M. D.T. nº 20.

<https://www.uam.es/uam/media/doc/1606862171313/blinder-oaxaca.pdf>

Vicéns Otero, José y Sánchez Reyes, Beatriz (2012). *Regresión Cuantílica: Estimación y Contrastes*.

Instituto L.R. Klein – Centro Gauss. U.A.M. D.T. nº 21.

<https://www.uam.es/uam/media/doc/1606862082401/regresion-cuantilica-estimacion-y-contrastes.pdf>

Wuestenenk, Nick & Begall, Katia (2022). “The motherhood wage gap and trade-offs between family and work: A test of compensating wage differentials”. *Social Science Research*, 106, pp. 1-15.

<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0049089X22000321>

Efectos del aumento salarial inflacionario sobre los puestos de trabajo en el mercado laboral mexicano

Recepción: 15/10/2022

Aceptación: 03/12/2022

Carlos Alberto Jiménez-Bandala¹, Luis Antonio Andrade Rosas², Nayeli Pérez Juárez³

Resumen

En el marco de la espiral inflacionaria mundial más grande en los últimos 40 años, las recomendaciones de la economía neoclásica siguen orientadas a reducir la demanda a través de políticas monetarias restrictivas y por tanto se oponen a los aumentos salariales mayores a la inflación. No obstante, esta media provoca graves pérdidas al poder adquisitivo de las familias y por tanto un aumento sustancial de la pobreza laboral. En este artículo demostramos, mediante un modelo tipo panel, que los incrementos en el nivel salarial no afectaron de forma negativa los puestos de trabajo formal en México de 1997 a 2022, todo lo contrario, hay un efecto positivo y estadísticamente significativo. Por tanto, se concluye que es recomendable llevar a cabo políticas que fomenten un aumento salarial inflacionario que evite la degradación de las condiciones de vida de la clase trabajadora.

Palabras Clave: Mercado de Trabajo; Salario Digno; Inflación; Políticas laborales

Abstract

In the international context of the largest increase in inflation in the last 40 years, the recommendations of neoclassical economics continue to be aimed at reducing demand through restrictive monetary policies and therefore oppose higher-inflation wage increases. However, this average causes serious losses in the purchasing power of families and therefore a substantial increase in working poverty. In this article we demonstrate, through a panel model, that increases in the salary level did not negatively affect formal jobs in Mexico from 1997 to 2022, quite the contrary, there is a positive and statistically significant effect. Therefore, it is concluded that it is advisable to carry out policies that promote an inflationary salary increase that avoids the degradation of the living conditions of the working class.

Key Words: Labor Market; Living Wage; Inflation; Labor Policies

¹ Profesor-Investigador del Departamento de Mercadotecnia y Negocios de la Universidad Autónoma del Estado de Quintana Roo, Campus Cancún. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores Nivel I. C. E. carlos.jimenez@uqroo.edu.mx.

² Profesor-Investigador de la Facultad de Negocios de la Universidad La Salle México, Miembro del Sistema Nacional de Investigadores Nivel I.

³ Investigadora del Instituto de Investigaciones Económicas de la Universidad Nacional Autónoma de México Miembro del Sistema Nacional de Investigadores Nivel C.

Introducción

Un tema recurrente en el debate macroeconómico es el efecto de los salarios sobre el empleo y la inflación. La escuela neoclásica señala, bajo una perspectiva intuitiva, que el mercado de trabajo se comporta como cualquier otro mercado y por tanto un aumento en el precio (salario) disminuirá la demanda (número de puestos de trabajo), sin embargo, la evidencia empírica parece demostrar lo contrario (Campos, 2015). El salario tiene repercusiones apenas perceptibles, nulas o incluso positivas sobre la demanda de acuerdo con diferentes análisis científicos realizados tanto en Estados Unidos como en Europa (Card y Krueger, 1994; Stewart, 2003; Lemos, 2009; Dube et. al., 2010; Manning, 2012).

Las causas de la nulidad de los efectos del salario pueden encontrarse en la inelasticidad del trabajo como un bien, al igual que muchos insumos, a un nivel de crecimiento económico, las empresas no renunciarían a la producción de un bien o servicio por el incremento de precio de sus materiales. De acuerdo con la estructura de costos de cada industria los salarios podrían representar entre el 10 y 30% del precio de un bien (Basker y Khan, 2013), incluso, estar por debajo de este rango, por lo que, las empresas tendrían un margen relativamente amplio para no renunciar a la producción y trasladar sus costos a los consumidores o reducir costos en otros ámbitos, aumentar la productividad o aplicar estrategias de diferenciación de producto (Campos, 2015).

En México, el debate por el salario se mantuvo prácticamente ahogado durante el periodo neoliberal (1988-2018) a partir de una política que prácticamente congeló los aumentos al salario mínimo y tuvo como consecuencia la pérdida de tres cuartas partes del poder adquisitivo de los salarios. Bajo el mito de contener la inflación y mantener las fuentes de empleo por medio de la contención salarial la pobreza laboral aumentó de forma alarmante y precarizó el empleo a nivel nacional.

A partir del cambio de políticas económicas con el sexenio de Andrés Manuel López Obrador (2018-2024) se inició un proceso de recuperación salarial. En 2018 el salario mínimo representaba 88.36 peso diarios, mientras que para 2022 ese monto se había incrementado en 172.87 pesos que representaba el 95%. Se agregó una zona salarial con los municipios de la frontera norte del país con un salario mínimo diario de 260.34 pesos que equivalió a un aumento del 260%.

Vistos como experimentos naturales, en palabras de Campos (2015), los aumentos salariales extraordinarios de los últimos años demostraron que no tuvieron afectación ni sobre el nivel de empleo

(que en el año 2021 aumentó 5.4% los puestos registrados ante el Instituto Mexicano del Seguro Social), ni sobre la inflación (que se ha visto afectada por factores externos a la economía doméstica).

En ese sentido, este trabajo tiene como finalidad analizar los efectos del incremento salarial sobre los puestos de trabajo registrados ante el IMSS, por lo que se delimita al empleo formal. Se realiza a partir de un modelo de panel de datos en donde los Órganos de Operación Administrativa Desconcentrada, anteriormente llamadas Delegaciones del IMSS son las entidades de observación durante el periodo continuo de 1997 a 2021. En la siguiente sección se exponen algunas bases teóricas de donde se apoya el argumento de la nulidad de los efectos negativos del salario sobre el empleo; de forma posterior se explica el método de obtención y procesamiento de datos, para después exponer los resultados de investigación y las recomendaciones respectivas en las conclusiones.

Revisión de Literatura

Aunque no hay un acuerdo generalizado de los efectos del salario sobre los puestos de trabajo, la evidencia empírica apunta a que se trata de un impacto menor o nulo, incluso positivo para la generación de mayores empleos. Uno de los trabajos más amplios al respecto es el de Schmitt (2013) al justificar la nulidad de los efectos a través del concepto de “canales de ajuste” a través de identificar tres tipos de modelos de mercado:

- a) Modelo competitivo, en el que los ajustes se basan en trasladar los aumentos al precio final, reducción de beneficios no salariales como seguro de gastos médicos mayores, planes de retiro o gratificaciones especiales, así como cambios en la composición del empleo.
- b) Modelo institucional, supone que los ajustes están basados en un aumento en la productividad, principalmente como resultado de la reorganización del trabajo o un aumento en la intensidad de la jornada.
- c) Modelo de monopsonio, el ajuste principal se basa en que los aumentos salariales reducen los costos de rotación a la empresa porque ante un aumento salarial, los trabajadores encuentran menos estímulo para cambiar de empleo.

Para el caso de México, la nulidad de los efectos salario-puestos de empleo ha sido explicada a partir de una curva de demanda de trabajo plana ocasionada por la intervención tramposa del gobierno en el mercado laboral durante el periodo neoliberal (Jiménez-Bandala et. al., 2019), lo que significa que la

pendiente muestra insensibilidad al salario. Esta insensibilidad se refleja en la caída de la participación de los salarios en el Producto Interno Bruto que pasó de una media de 28% en 1990 a 17% en 2018.

Desde la perspectiva del modelo institucional también se encuentran perspectivas como las de Hall y Cooper (2012) que indican que un aumento en los salarios aumenta el poder de compra, lo que estimula la economía y por tanto aumenta la demanda. Los aumentos en la demanda provocan que los empleadores mantengan los puestos de trabajo o incluso los aumenten generando un efecto positivo a la economía en su conjunto. Esto es aplicable para nuestro país siguiendo la curva del mercado laboral plana del modelo de Jiménez-Bandala (2019). Incluso la evidencia empírica estaría confirmando esta hipótesis, al tercer trimestre de 2022, México fue el país con mayor crecimiento de los países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE).

Entonces, aunque los efectos en el mercado dependen de muchas otras condiciones, un aumento en el nivel salarial estimula la economía y representa una política contracíclica en un escenario de bajo crecimiento, por tanto, de probarse la correlación positiva de los salarios con los puestos de trabajo es recomendable para una economía, como la mexicana, que ha perdido sustancialmente el poder adquisitivo de los salarios, seguir una política de recuperación salarial sin temor a la inflación, todo lo contrario, el incremento salarial deberá considerar el aumento en el nivel de precios y las cuotas de recuperación, es decir un aumento salarial inflacionario.

Materiales y métodos

Para medir la incidencia de los aumentos salariales sobre el nivel de empleo se propuso un modelo de datos panel que considera el seguimiento de una misma unidad muestral a lo largo de un periodo determinado, por lo que los resultados ofrecen información en dos dimensiones: la unidad de sección transversal y el tiempo (Balragi y Wu, 1999). De forma general un modelo se expresa como en (1):

$$Y_{it} = \beta'_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad k = 1, \dots, K$$

Donde:

Y_{it} - representa la variable dependiente del individuo i y en el tiempo t .

β'_k - representa el vector de $k + 1$ coeficientes de las variables explicativas.

X_{kit} - representa la i -ésima observación en tiempo t para la variable explicativa k .

ε_{it} - representa el error aleatorio del individuo i y en el tiempo t .

Para este trabajo el modelo panel propuesto se muestra en (2):

$$Y_{it} = \beta'_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, 35; \quad t = 1997 - 2021; \quad k = 1$$

Donde i representa los 35 Órganos de Operación Administrativa Desconcentrada (OOAD), que antes se llamaban delegaciones del Instituto Mexicano del Seguro Social, representadas uno por cada entidad federativa, excepto Ciudad de México que tiene dos (Norte y Sur), Estado de México con dos (Oriente y Poniente) y Veracruz también con dos (Norte y Sur).

La t son los años que se toman para el análisis, en este caso se trata de un panel fuertemente balanceado y sin huecos de 1997 a 2021 y k son el número de variables explicativas del modelo. De tal modo que cada OOAD actúa como una observación afectada por la variable nivel salarial (X_{kit}) para generar una respuesta en el nivel de empleo (Y_{it}).

Un modelo panel tiene ventaja sobre un modelo lineal en la eficiencia de sus estimaciones y en presentar menores problemas de multicolinealidad (Pérez et.al., 2018).

La variable independiente nivel salarial se construyó a partir de (3):

$$X_{kit} = \Delta SBC = \frac{SBC_t - SBC_{t-1}}{SBC_{t-1}} \quad (3)$$

Donde ΔSBC representa la tasa de cambio del Salario Base de Cotización anual por entidad federativa. El SBC representa la media que los empleos por OOAD reportaron al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) y se consideraron para este trabajo como una variable proxy del aumento salarial por dos motivos principalmente: a) representan el salario de un trabajador formal, b) representan los ajustes medios en los incrementos salariales y no solo por efectos del aumento al salario mínimo o por contrato colectivos. Se tomo en cuenta el cambio en las cantidades nominales y no reales, porque desde la perspectiva keynesiana los agentes económicos no consideran el salario real en la toma de decisiones porque están bajo el efecto de una ilusión monetaria (Mankiw, 2019).

La variable dependiente nivel de empleo se construyó a partir de (4):

$$Y_{it} = \Delta TA = \frac{TA_t - TA_{t-1}}{TA_{t-1}} \quad (3)$$

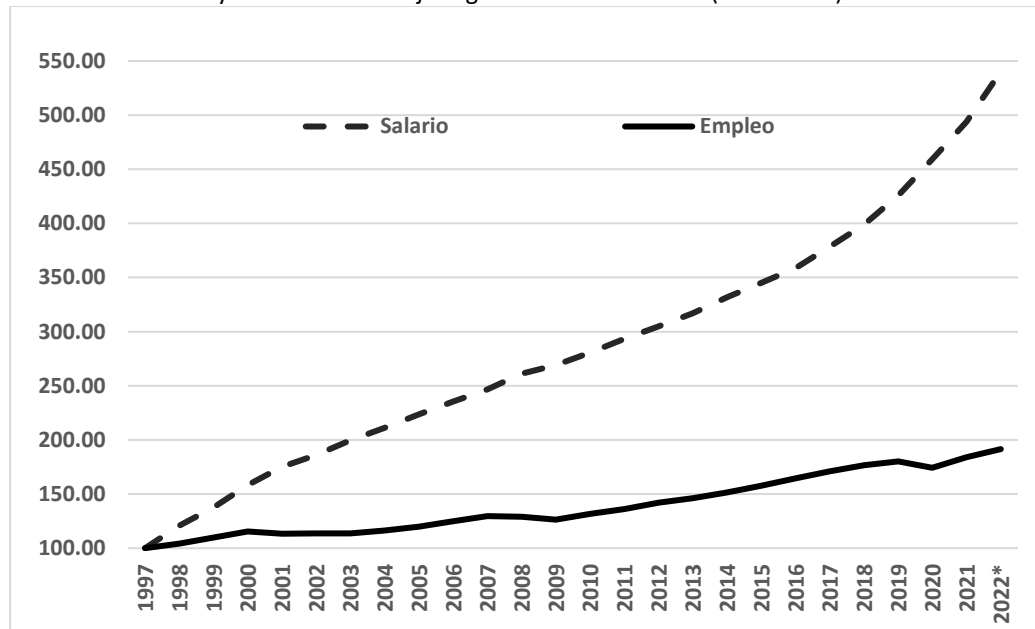
Donde ΔTA representa la tasa de cambio del número de Trabajadores Asegurados Permanentes que los patrones reportaron ante el IMSS al 31 de diciembre de cada año y que en su conjunto sus percepciones corresponden a la media del SBC que se utilizó en la variable independiente. Se excluyen a trabajadores eventuales.

Resultados

El comportamiento del Salario y del nivel de puestos de trabajo a nivel nacional se comparó a través de la construcción de números índice donde 1997=100. Los resultados se muestran en la gráfica 1, se observa que para el caso del salario hay un cambio considerable en la pendiente después de 2018 que se explica por el cambio en la política salarial neoclásica del periodo previo. Se observan también los efectos de la crisis de 2009 con una ralentización del crecimiento salarial, cabe señalar que esto no ocurrió durante la crisis de la pandemia de Covid-19, en parte también por el aliento de las políticas salariales post-neoliberales.

En el caso de los puestos de trabajo el crecimiento ha sido más lento por lo que la pendiente es casi plana durante los periodos previos al 2009, año que se registra una caída explicada por la crisis y posteriormente una recuperación. En 2020, debido a la pandemia hay una pronunciada caída, pero es clara una recuperación en V con lo que se cumplen los pronósticos esperados (Jiménez-Bandala et. al., 2020).

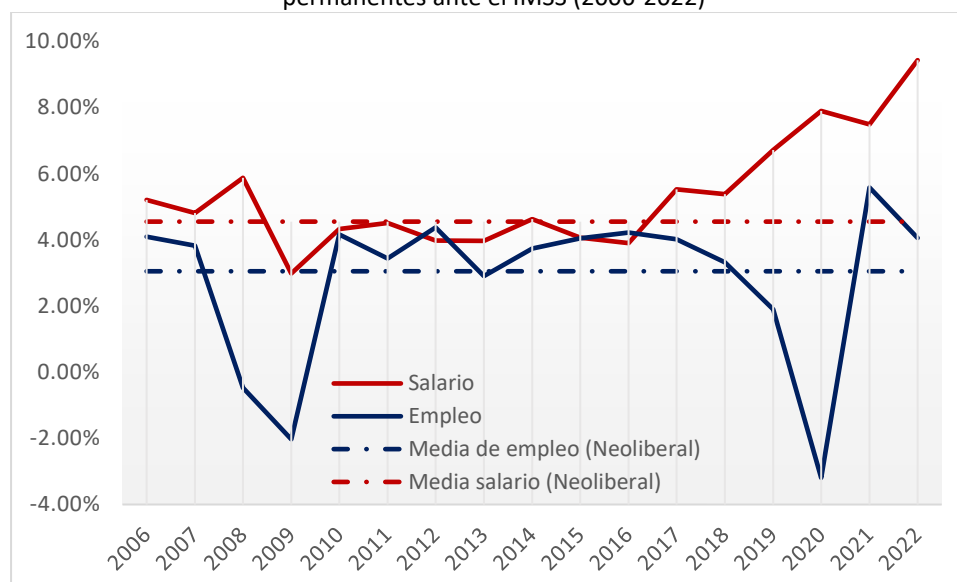
Gráfica 1. Índices del Salario Diario de Cotización Nacional y Puestos de trabajo registrados ante el IMSS (1997-2022)



Elaboración propia con datos de IMSS (2022)

Lo anterior refleja dos resultados diferentes en la aplicación de políticas laborales, de 2007 a 2008 los salarios crecieron 5.88% en términos nominales, en 2009 el crecimiento se redujo a la mitad en 2.98%; mientras que el empleo cayó 2.5%. En la crisis de Covid-19 los salarios crecieron a un ritmo de 7.9% que representa casi el doble de lo que crecieron en promedio en el sexenio anterior (2012-2018) que fue de 3.9%; mientras el empleo disminuyó 3.19%. No obstante, cabe señalar que en 2021 el empleo creció 5.18% que es la mayor tasa registrada en el periodo de estudio (Gráfica 2). Al mes de octubre de 2022 la tasa de crecimiento en trabajadores permanentes es del 8.3% y aunque estacionalmente se presenta una reducción de puestos de trabajo en el mes de diciembre, la tendencia indica que esta sería la tasa más alta en más de 30 años. Este aumento estaría explicado por la recuperación post-pandemia, la incorporación de empleo no registrado ante el IMSS, pero también por las políticas anticíclicas implementadas por el gobierno de Andres Manuel López Obrador.

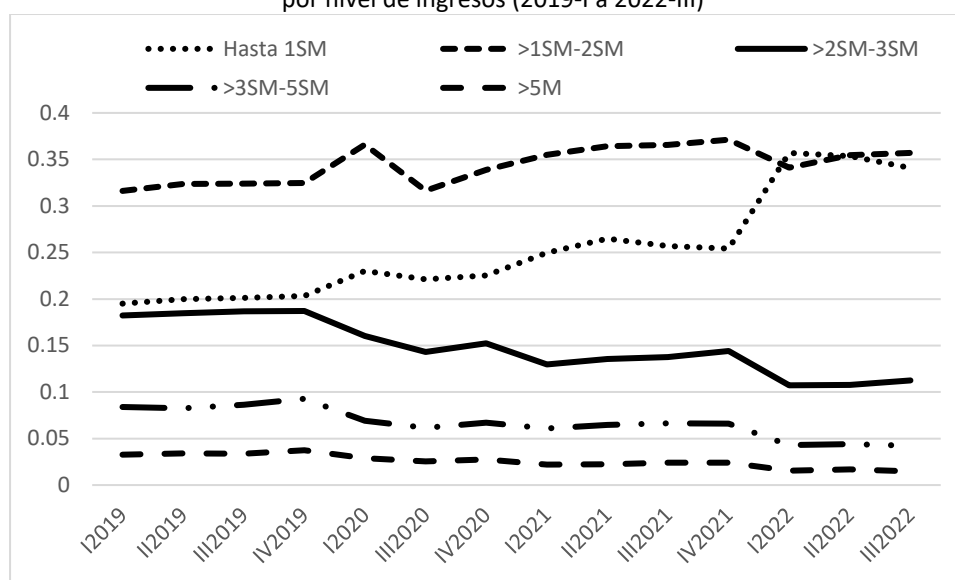
Gráfica 2. Tasas de crecimiento del Salario Base de Cotización y de los Puestos de trabajo permanentes ante el IMSS (2006-2022)



Elaboración propia con datos del IMSS (2022)

Lo anterior demuestra que el aumento de los salarios en el mercado formal no ha impactado de forma negativa la creación de empleo. No obstante, lo que se ha observado es una modificación de la estructura del empleo. En la gráfica 3 se observan los cambios en el mercado laboral medido por la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), por lo que se incluye mercado formal e informal. Los trabajadores que ganaban menos de un salario mínimo pasaron de ser un 20 a un 34% de la Población ocupada; mientras que el resto de los segmentos que ganaban mayores salarios disminuyeron. Esto significa que el mercado laboral aplica mecanismos de ajuste de tipo competitivo para absorber los aumentos salariales (Hirsch et al., 2011). No obstante, la correlación de las variables podría darnos una mejor comprensión sobre los efectos que tienen los salarios en el empleo.

Gráfica 3. Composición del mercado laboral en México por nivel de ingresos (2019-I a 2022-III)



Elaboración propia con datos del ENOE (INEGI, 2022)

El modelo econométrico de datos panel permitió comprobar los efectos del cambio en el nivel salarial sobre el cambio en el nivel de empleo y los resultados se muestran en la Tabla 1 como agrupado, efectos fijos y aleatorios:

Tabla 1. Resultados de las Regresiones Panel

Variable	Pooled (MCO)	Efectos aleatorios	Efectos fijos
Salario	0.1917**	0.1833***	0.1243
Constante	0.0981**	0.2552**	0.4230
$Pr > F$	0.041		0.267
$Pr > Chi2$		0.001	
N	840	840	840

***Significativa al 1%; **Significativa al 5%; *Significativa al 10%

Elaboración propia

El primer modelo señalado en la segunda columna (Pooled) muestra los resultados de los datos panel tratados de forma lineal a partir de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). El modelo es significativo al 5%, lo mismo que la variable independiente. El incremento al salario tendría un efecto positivo del 19% sobre el incremento del número de plazas de trabajo.

La tercera columna muestra un modelo panel de efectos aleatorios, este tipo supone que el intercepto (β_0) es diferente para cada unidad transversal, esto es, en lugar de suponerla como constante, se considera una variable aleatoria que sigue una distribución de probabilidad chi-cuadrada con valor medio de (β) y desviación aleatoria (u_i), es decir, la varianza de los errores es afectada por los regresores (ε_{it}). Por lo que, considerando la ecuación (2), tenemos (4):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

El modelo resultante se expresa en (5)

$$Y_{it} = 0.2552 + 0.1833 X_{1it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Observamos que la variable independiente muestra el signo esperado y es significativa al 1%. Por lo que podemos señalar que por cada punto porcentual de aumento al salario hay un efecto del 18% en el incremento del empleo.

La última columna muestra un modelo de efectos fijos, como en (6). Se utiliza este modelo cuando se supone que la heterogeneidad individual y temporal se ajusta por interceptos individuales (ε_{it}); supone que las diferencias entre entidades son constantes, pero cuyos efectos individuales guardan cierta correlación con el regresor, por lo que los términos (u_i) no se consideran parte del término de error.

$$Y_{it} = \nu_i + \beta_1 X_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Los resultados se muestran en (7)

$$Y_{it} = 0.124 + 0.4230 X_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Observamos que el efecto salarial disminuye y aumenta el intercepto, sin embargo, no es significativo de forma estadística.

Para determinar el tipo de modelo panel más apropiado se sigue una serie de pruebas sucesivas. Los resultados de estas pruebas mostraron para ambos modelos que es conveniente usar método de efectos aleatorios por sobre efectos fijos porque las diferencia entre coeficientes no es sistemática. Lo anterior implica para nuestro análisis económico que los componentes de error individual (u_i) no se correlacionan con las variables independientes y que las diferencias entre estados son aleatorias. Esto es congruente si suponemos que hay un cambio en la política laboral en el sexenio que inició en 2018, es coherente además que el modelo de efectos fijos haya perdido significancia.

En primer lugar, se determina la conveniencia de usar un modelo Pooled de uno de efectos aleatorios se realiza la prueba del multiplicador de Lagrange para efectos aleatorios de Breusch y Pagan (Greene, 2000) que consiste en definir si la varianza de (u_i) es cero, en tal caso, la ecuación (4) carece de sentido con respecto a la ecuación (1) porque no habría ninguna diferencia relevante. Los resultados de la prueba para ambos modelos se muestran en la Tabla 2.

Tabla 2. Pruebas de Breusch y Pagan (Multiplicador de Lagrange)

Puestos de trabajo formal (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.0046$
Elaboración propia	

Para el modelo propuesto la prueba nos indica que no podemos rechazar la hipótesis nula (H_0) y que los efectos aleatorios son relevantes, por lo que, se prefieren por sobre una estimación Pooled.

Para determinar la conveniencia entre un modelo Pooled y uno de efectos fijos, mediante una prueba F restrictiva que supone que todas las variables de los interceptos son iguales a cero, si la prueba se rechaza significa que al menos una variable sí es del modelo y debe usarse efectos fijos. Los resultados se muestran en la Tabla 3.

Tabla 3. Prueba F de significancia de los efectos fijos

Puestos de trabajo formal (Y_{it})	$Pr > F = 0.430$
Elaboración propia	

En este caso se indica que la H_0 no se puede rechazar y por tanto se prefiere Pooled sobre efectos fijos. Hasta aquí las pruebas de las Tablas 2 y 3 han desestimado el modelo de efectos fijos; por redundancia, para definir entre el modelo de efectos fijos y el aleatorio se considera la prueba de Hausman que verifica que los estimadores de uno y otro modelo no difieren de forma sustancial. En este caso, no rechazar H_0 indica que los estimadores no difieren y por tanto es más conveniente usar efectos aleatorios tal y como lo muestran los resultados de la Tabla 4.

Tabla 4. Prueba de Hausman

Puestos de trabajo formal (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.540$
Elaboración propia	

Pruebas de validación de los modelos

Un modelo de datos panel requiere demostrar que no se violan los supuestos de Gauss-Markov para definir los Mejores Estimadores Lineales Insesgados (MELI). Para ello, al igual que en cualquier modelo lineal, se debe comprobar la no existencia de autocorrelación y heterocedasticidad. En los modelos panel además es necesario verificar problemas de correlación contemporánea.

La correlación serial o autocorrelación implica que los errores (ε_{it}) no sean independientes con respecto al tiempo. Para comprobarlo se aplica la prueba de Wooldridge (2002) que considera en su hipótesis nula que no existe autocorrelación. Los resultados de ambos modelos se muestran en la Tabla 5.

Tabla 5. Prueba de Wooldridge de autocorrelación

Puestos de trabajo formal (Y_{it})	$Pr > F = 0.673$
Elaboración propia	

De lo anterior se desprende que no se tienen problemas de autocorrelación en el modelo propuesto.

Para verificar problemas de heterocedasticidad se realiza la prueba del Multiplicador de Lagrange de Breusch y Pagan, sin embargo, algunos autores cuestionan la prueba por ser sensible al supuesto de normalidad de los errores y proponen la prueba Modificada de Wald (Greene, 2000; Aparicio y Márquez, 2005). La H_0 es que no existe heterocedasticidad y por tanto la varianza de los errores de cada unidad transversal son constantes. Los resultados se muestran en la Tabla 6 e indican que no se rechaza H_0 de homocedasticidad.

Tabla 6. Prueba Modificada de Wald

Puestos de trabajo formal (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.760$
Elaboración propia	

Por último, la correlación contemporánea suele ser un problema común de datos panel e implica que las observaciones de algunas entidades tengan correlación con las observaciones de otras entidades en el mismo periodo. Esto es la presencia de características que son inobservables correlacionadas entre

entidades o unidades. La verificación de este problema se realiza mediante la prueba de Breusch y Pagan de los residuales de un modelo de efectos fijos. La H_0 supone que no hay correlación contemporánea. Los resultados se muestran en la Tabla 7 y destacan que no hay problemas de correlación contemporánea.

Tabla 7. Prueba de Independencia de Breusch y Pagan

Puestos de trabajo formal (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.634$
Elaboración propia	

Conclusión

A partir de los resultados anteriores no se rechaza la hipótesis de que los aumentos salariales tienen efectos positivos sobre el nivel de empleo formal en el mercado laboral mexicano. El modelo panel más adecuado para el tratamiento de los datos fue un tipo efectos aleatorios que tiene sentido si consideramos que el periodo de estudio (1997-2022) implica al menos dos políticas laborales claramente diferenciadas, una de contención salarial durante el neoliberalismo y otra de recuperación del poder adquisitivo, durante la 4T.

Por lo tanto, podemos señalar que antes los aumentos salariales el mercado laboral mexicano asume mecanismos de ajuste de tipo competitivo, al menos en la composición general del trabajo, los puestos laborales con menor salario han aumentado por sobre los de mayores ingresos. De forma específica en el mercado formal se asume un mecanismo de estímulo al mercado interno y por ende al crecimiento económico lo que nulifica la posibilidad de pérdidas de puestos de trabajo.

Es recomendable que el gobierno federal continúe con una política de recuperación del poder adquisitivo, aun en un periodo de alta inflación, los salarios deberán recuperar el alza inflacionaria para que tengan incidencia positiva en la dinámica económica.

Referencias

Aparicio, J. y Márquez, J. (2005) Diagnóstico y Especificación de Modelos Panel en Stata 8.0. Mimeo. México: CIDE.

- Balragi, B. y Wu P. (1999) Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances, *Econometric Theory*, 15: 814-823.
- Basker, E. y Khan, M. (2013) Does the Minimum Wage Bite into Fast-Food Prices?" *Social Science Research Network Working Paper*, disponible en <http://ssrn.com/abstract=2326659>.
- Campos, R. (2015) El salario mínimo y el empleo: evidencia internacional y posibles impactos en el caso mexicano, *EconomíaUnam*, 12(36): 90-106.
- Card, D. y Krueger, A. (1994) Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review* 84(4): 772-793.
- Dube, A., Lester, W. y Reich, M. (2010) "Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties", *The Review of Economics and Statistics* 92(4): 945-964.
- Greene, W. (2000) *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall
- Hall, D. y Cooper, D. (2012) How raising the federal minimum wage would help working families and give the economy a boost." Issue Brief No. 341. Washington, DC: Economic Policy Institute. <http://www.epi.org/files/2012/ib341-raising-federal-minimum-wage.pdf>
- Hirsch, B., Kaufman, B. y Zelenska, T. (2011) Minimum Wage Channels of Adjustment. IZA Discussion Paper No. 6132. Germany: Institute for the Study of Labor. http://www2.gsu.edu/~ecobth/IZA_HKZ_MinWageCoA_dp6132.pdf
- IMSS (2022) Consulta Dinámica CUBOS, México: Instituto Mexicano del Seguro Social.
- Jiménez-Bandala, C. A., Andrade, L. A., & Flegl, M. (2019). Why Does Not Education Have A Positive Impact On Labor Markets In Developing Countries. In Conference: 16th International conference on Efficiency and Responsibility in Education.
- Jiménez-Bandala, C., Peralta, J., Sánchez, E., Márquez Olvera, I., & Arellano Aceves, D. (2020). La situación del mercado laboral en México antes y durante la COVID-19. *Revista Internacional De Salarios Dignos*, 2(2), 1-14.
- Lemos, S. (2009) A Survey of the Effects of the Minimum Wage on Prices." *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 187-212.

- Manning, A. (2012) Minimum Wage: Maximum Impact. Resolution Foundation
<http://www.resolutionfoundation.org/media/media/downloads/MinimumWageMaximumImpact.pdf>
- Mankiw, G. (2019) Macroeconomía, México: McGraw Hill.
- Stewart, M. (2003) "The Employment Effects of the National Minimum Wage". University of Warwick.
<http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/academic/stewart/wp/mwsum.pdf>
- Schmitt, J. (2013) "Why Does the Minimum Wage have No Discernible Effect on Employment?" Center for Economic and Policy Research <http://www.cepr.net/documents/publications/min-wage-2013-02.pdf>.
- Pérez, C., Gómez, D. y Lara, G. (2018). Determinantes de la capacidad tecnológica en América Latina: una aplicación empírica con datos de panel, Economía, teoría y práctica, 48: 75-124.
- Wooldridge, J. (2002) Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Cambridge, MA: MIT Press.

Effects of inflationary wage increases on jobs in the Mexican labor market

Reception: 10/15/2022

Acceptance: 03/12/2022

Carlos Alberto Jiménez-Bandala¹, Luis Antonio Andrade Rosas², Nayeli Pérez Juárez³

Abstract

In the international context of the largest increase in inflation in the last 40 years, the recommendations of neoclassical economics continue to be aimed at reducing demand through restrictive monetary policies and therefore oppose higher-inflation wage increases. However, this average causes serious losses in the purchasing power of families and therefore a substantial increase in working poverty. In this article we demonstrate, through a panel model, that increases in the salary level did not negatively affect formal jobs in Mexico from 1997 to 2022, quite the contrary, there is a positive and statistically significant effect. Therefore, it is concluded that it is advisable to carry out policies that promote an inflationary salary increase that avoids the degradation of the living conditions of the working class.

Key Words: Labor Market; Living Wage; Inflation; Labor Policies

Introduction

A recurring topic in the macroeconomic debate is the effect of wages on employment and inflation. The neoclassical school points out, from an intuitive perspective, that the labor market behaves like any other market and therefore an increase in price (salary) will decrease demand (number of jobs), however, empirical evidence seems to prove otherwise (Campos, 2015). Wages have barely perceptible, zero or even positive repercussions on demand according to different scientific analyzes in the United States and Europe (Card and Krueger, 1994; Stewart, 2003; Lemos, 2009; Dube et. Al., 2010; Manning, 2012).

¹ Professor-Researcher, Department of Marketing and Business, Autonomous University of Quintana Roo, Campus Cancun. Member of the National System of Researchers Level I. C. E. carlos.jimenez-uqroo.edu.mx.

² Professor-Researcher of the research vice-rectorate of the University La Salle Mexico, Member of the National System of Researchers Level I.

³ Researcher at the Institute of Economic Research of the National Autonomous University of Mexico Member of the National System of Researchers Level C.

The causes of invalidity of wage effects can be found in the inelasticity of work as a good, like many inputs, at a level of economic growth, the companies would not renounce the production of a good or service because of the increase in the price of their materials. According to the cost structure of each industry wages could represent between 10 and 30% of the price of a good (Basker and Khan, 2013), even be below this range, so, Companies would have a relatively wide margin for not giving up production and shifting costs to consumers or reducing costs elsewhere, increasing productivity, or implementing product differentiation strategies (Campos, 2015).

In Mexico, the wage debate remained virtually drowned during the neoliberal period (1988-2018), following a policy that virtually froze increases in the minimum wage and resulted in the loss of three-quarters of the purchasing power of wages. Under the myth of containing inflation and maintaining sources of employment through wage containment, working poverty increased alarmingly and precarious employment at the national level.

After the change in economic policies with the sexennium of Andrés Manuel Lopez Obrador (2018-2024), a process of wage recovery began. In 2018 the minimum wage represented 88.36 pesos a day, while in 2022 that amount had increased by 172.87 pesos, representing 95 per cent. A wage zone was added with the municipalities on the northern border of the country with a minimum daily wage of 260.34 pesos, equivalent to an increase of 260%.

Seen as natural experiments, in the words of Campos (2015), the extraordinary wage increases of the last few years showed that they had no effect either on the level of employment (that in 2021 the jobs registered with the Mexican Institute of Social Security increased 5.4%) or on inflation (which has been affected by factors external to the domestic economy).

In this sense, the purpose of this paper is to analyze the effects of the wage increase on the jobs registered with the IMSS, so it is limited to formal employment. It is based on a data panel model in which the bodies of decentralized administrative operation, formerly called the delegations of the IMSS, are the observation entities during the continuous period from 1997 to 2021. The following section outlines some theoretical bases on which the argument of nullity of the negative effects of wages on employment is based; the method of obtaining and processing data is explained later, and the results of the research and the respective recommendations are presented in the conclusions.

Effects of inflationary wage increases on jobs in the Mexican labor market

Reception: 10/15/2022

Acceptance: 03/12/2022

Carlos Alberto Jiménez-Bandala¹, Luis Antonio Andrade Rosas², Nayeli Pérez Juárez³

Abstract

In the international context of the largest increase in inflation in the last 40 years, the recommendations of neoclassical economics continue to be aimed at reducing demand through restrictive monetary policies and therefore oppose higher-inflation wage increases. However, this average causes serious losses in the purchasing power of families and therefore a substantial increase in working poverty. In this article we demonstrate, through a panel model, that increases in the salary level did not negatively affect formal jobs in Mexico from 1997 to 2022, quite the contrary, there is a positive and statistically significant effect. Therefore, it is concluded that it is advisable to carry out policies that promote an inflationary salary increase that avoids the degradation of the living conditions of the working class.

Key Words: Labor Market; Living Wage; Inflation; Labor Policies

Introduction

A recurring topic in the macroeconomic debate is the effect of wages on employment and inflation. The neoclassical school points out, from an intuitive perspective, that the labor market behaves like any other market and therefore an increase in price (salary) will decrease demand (number of jobs), however, empirical evidence seems to prove otherwise (Campos, 2015). Wages have barely perceptible, zero or even positive repercussions on demand according to different scientific analyzes in the United States and Europe (Card and Krueger, 1994; Stewart, 2003; Lemos, 2009; Dube et. Al., 2010; Manning, 2012).

¹ Professor-Researcher, Department of Marketing and Business, Autonomous University of Quintana Roo, Campus Cancun. Member of the National System of Researchers Level I. C. E. carlos.jimenez-uqroo.edu.mx.

² Professor-Researcher of the research vice-rectorate of the University La Salle Mexico, Member of the National System of Researchers Level I.

³ Researcher at the Institute of Economic Research of the National Autonomous University of Mexico Member of the National System of Researchers Level C.

The causes of invalidity of wage effects can be found in the inelasticity of work as a good, like many inputs, at a level of economic growth, the companies would not renounce the production of a good or service because of the increase in the price of their materials. According to the cost structure of each industry wages could represent between 10 and 30% of the price of a good (Basker and Khan, 2013), even be below this range, so, Companies would have a relatively wide margin for not giving up production and shifting costs to consumers or reducing costs elsewhere, increasing productivity, or implementing product differentiation strategies (Campos, 2015).

In Mexico, the wage debate remained virtually drowned during the neoliberal period (1988-2018), following a policy that virtually froze increases in the minimum wage and resulted in the loss of three-quarters of the purchasing power of wages. Under the myth of containing inflation and maintaining sources of employment through wage containment, working poverty increased alarmingly and precarious employment at the national level.

After the change in economic policies with the sexennium of Andrés Manuel Lopez Obrador (2018-2024), a process of wage recovery began. In 2018 the minimum wage represented 88.36 pesos a day, while in 2022 that amount had increased by 172.87 pesos, representing 95 per cent. A wage zone was added with the municipalities on the northern border of the country with a minimum daily wage of 260.34 pesos, equivalent to an increase of 260%.

Seen as natural experiments, in the words of Campos (2015), the extraordinary wage increases of the last few years showed that they had no effect either on the level of employment (that in 2021 the jobs registered with the Mexican Institute of Social Security increased 5.4%) or on inflation (which has been affected by factors external to the domestic economy).

In this sense, the purpose of this paper is to analyze the effects of the wage increase on the jobs registered with the IMSS, so it is limited to formal employment. It is based on a data panel model in which the bodies of decentralized administrative operation, formerly called the delegations of the IMSS, are the observation entities during the continuous period from 1997 to 2021. The following section outlines some theoretical bases on which the argument of nullity of the negative effects of wages on employment is based; the method of obtaining and processing data is explained later, and the results of the research and the respective recommendations are presented in the conclusions.

Literature Review

Although there is no widespread agreement on the effects of wages on jobs, empirical evidence suggests that this is a minor or no impact, even positive for the generation of higher jobs. One of the most extensive works in this regard is that of Schmitt (2013) in justifying the nullity of the effects through the concept of “adjustment channels” by identifying three types of market models:

- a) Competitive model, in which adjustments are based on moving increases to the final price, reducing non-wage benefits such as insurance for major medical expenses, retirement plans or special bonuses, and changes in the composition of employment.
- b) Institutional model assumes that adjustments are based on an increase in productivity, mainly as a result of the reorganization of work or an increase in the intensity of the day.
- c) Monopsony model, the main adjustment is that wage increases reduce the costs of rotation to the company because in the face of a wage increase, workers find less incentive to change jobs.

In the case of Mexico, the nullity of wage-job effects has been explained from a flat labor demand curve caused by the government's trampose intervention in the labor market during the neoliberal period (Jiménez-Bandala et. al., 2019), which means that the slope shows insensitivity to salary. This insensitivity is reflected in the fall in the share of wages in the Gross Domestic Product from an average of 28% in 1990 to 17 in 2018.

From the perspective of the institutional model, there are also perspectives such as those of Hall and Cooper (2012) that indicate that an increase in wages increases purchasing power, which stimulates the economy and thus increases demand. Increases in demand cause employers to maintain or even increase jobs, with a positive effect on the economy as a whole. This is applicable for our country following the flat labor market curve of the Jiménez-Bandala model (2019). Even the empirical evidence would confirm this hypothesis, by the third quarter of 2022, Mexico was the country with the highest growth of the member countries of the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD).

So, although the effects on the market depend on many other conditions, an increase in the salary level stimulates the economy and represents a countercyclical policy in a scenario of low growth, therefore, if the positive correlation of salaries with jobs is proven, It is advisable for an economy, like Mexico, which has substantially lost the purchasing power of wages, to follow a wage recovery policy without fear of inflation, quite the contrary, the wage increase should consider the increase in the price level and recovery quotas, that is, an inflationary wage increase.

Materials and methods

To measure the incidence of salary increases on employment level, a data model was proposed that considers the tracking of the same sample unit over a given period, so the results provide information in two dimensions: The unit of cross-section and time (Balragi and Wu, 1999). In general a model is expressed as in (1):

$$Y_{it} = \beta'_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad k = 1, \dots, K$$

Where:

Y_{it} - represents the dependent variable of the individual i and the time t .

β'_k - represents the vector of $k + 1$ coefficients of explanatory variables.

X_{kit} - represents the i time observation t for the explanatory variable k .

ε_{it} - represents the random mistake of the individual i and the time t .

For this work the proposed panel model is shown in (2):

$$Y_{it} = \beta'_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, 35; \quad t = 1997 - 2021; \quad k = 1$$

Where i represents the 35 Organs of Decentralized Administrative Operation (ODAO), formerly called delegations of the Mexican Institute of Social Security, represented one by each federal entity, except Mexico City, which has two (North and South), Mexico State, two (East and West) and Veracruz, also, two (North and South).

The t are the years that are taken for the analysis, in this case it is a strongly balanced panel without gaps from 1997 to 2021 and k are the number of explanatory variables in the model. In such a way that each ODAO acts as an observation affected by the variable salary level (X_{kit}) to generate a response in the level of employment (Y_{it}).

A panel model has an advantage over a linear model in the efficiency of its estimates and in presenting fewer multicollinearity problems (Pérez et.al., 2018).

The independent variable salary level was constructed from (3):

$$X_{kit} = \Delta SBC = \frac{SBC_t - SBC_{t-1}}{SBC_{t-1}} \quad (3)$$

Where ΔSBC represents the exchange rate of the annual Base Contribution Salary by state. The SBC represents the average that jobs per ODAO reported to Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) for this work, they were considered to be a proxy variable of wage increase for two main reasons: (a) they represent the salary of a formal worker, (b) they represent the average adjustments in wage increases and not only for the effects of the increase to the minimum wage or by collective contract. The change in nominal and non-real amounts was taken into account, because from a Keynesian perspective economic agents do not consider real wages in decision-making because they are under the effect of monetary illusion (Mankiw, 2019).

The dependent variable employment level was constructed from (4):

$$Y_{it} = \Delta TA = \frac{TA_t - TA_{t-1}}{TA_{t-1}} \quad (3)$$

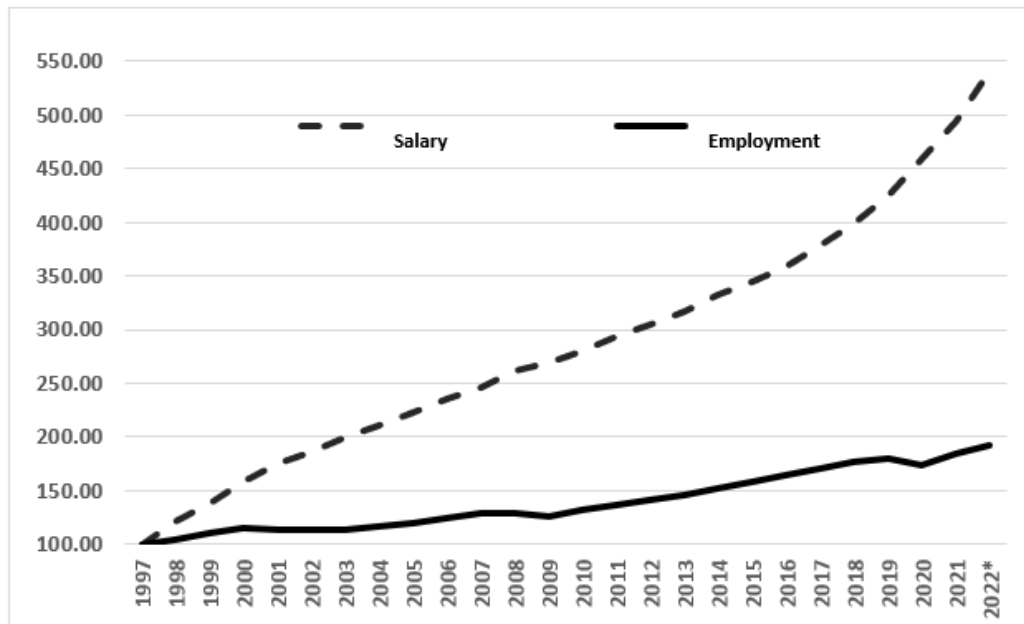
Where ΔTA It represents the rate of change in the number of Permanent Insured Workers that employers reported to IMSS on December 31 of each year and that together their perceptions correspond to the SBC mean that was used in the independent variable. Temporary workers are excluded.

Results

The behavior of the salary and the level of jobs at the national level was compared through the construction of index numbers where 1997=100. The results are shown in Figure 1, it is observed that in the case of salary there is a considerable change in the slope after 2018 which is explained by the change in the neoclassical wage policy of the previous period. The effects of the 2009 crisis are also observed with a slowdown in wage growth, it should be noted that this did not happen during the crisis of the Covid-19 pandemic, partly also because of the encouragement of post-neoliberal wage policies.

In the case of jobs, growth has been slower and the slope is almost flat in the run-up to 2009, when there is a crisis-explained decline and then a recovery. In 2020, due to the pandemic there was a sharp fall, but a recovery in V is clear, meeting the expected forecasts (Jimenez-Bandala et al. al., 2020).

Figure 1. Indices of the Daily Salary of National Contribution and Jobs registered with the IMSS (1997-2022)

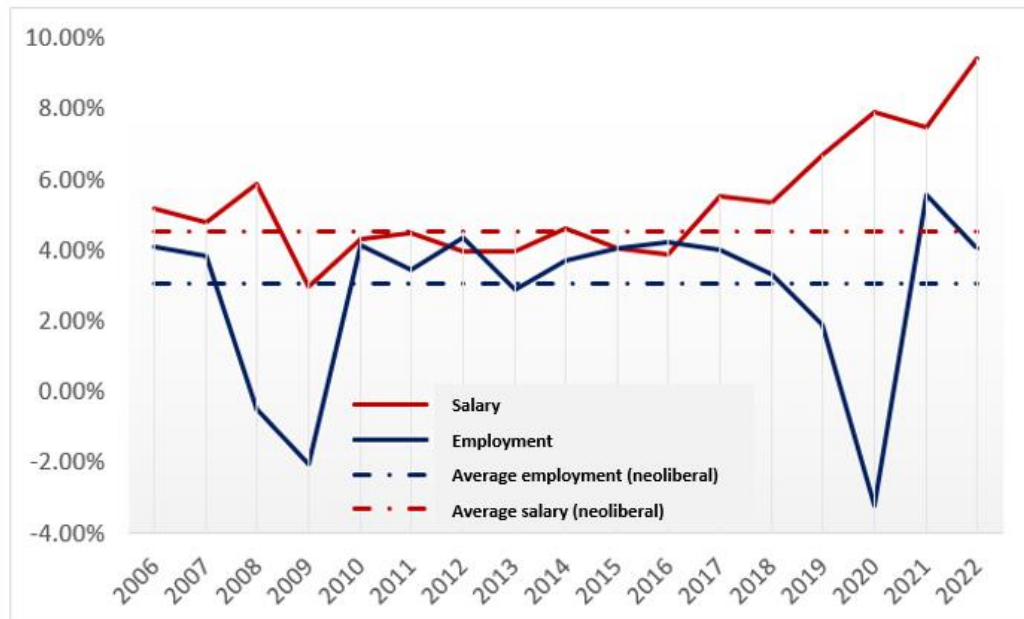


Own elaboration with data from IMSS (2022)

This reflects two different results in the application of labor policies, from 2007 to 2008 wages grew 5.88% in nominal terms, in 2009 growth halved by 2.98%, while employment fell 2.5%. In the Covid-19 crisis, wages grew at a rate of 7.9%, which is almost double what they grew on average in the previous six-year period (2012-2018), which was 3.9%, while employment declined by 3.19%. However, it should be noted that in 2021 employment grew by 5.18 per cent, which is the highest rate recorded in the period under study (Figure 2). As of October 2022, the growth rate in permanent workers was 8.3% and although there is a seasonal reduction in jobs in December, the trend indicates that this would be the highest rate in more than 30 years. This increase would be explained by the post-pandemic recovery, the incorporation of unregistered employment before the IMSS, but also by the countercyclical policies implemented by the government of Andrés Manuel Lopez Obrador.

Effects of inflationary wage increases on jobs in the Mexican labor market

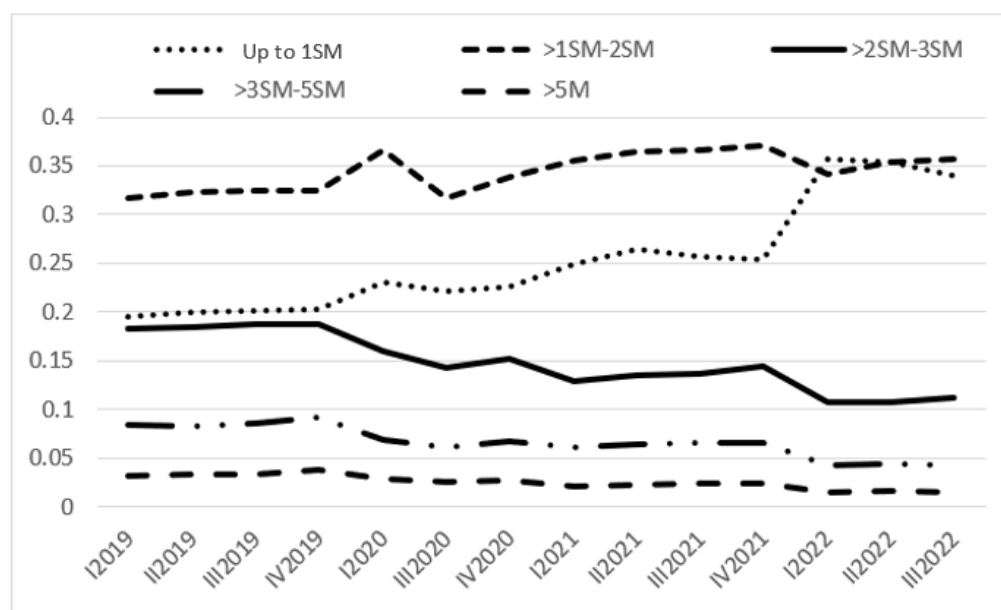
Figure 2. Growth rates of the Base Contribution Salary and Permanent Jobs before the IMSS (2006-2022)



Own elaboration with data from the IMSS (2022)

This shows that the increase in wages in the formal market has not negatively impacted job creation. However, what has been observed is a change in the structure of employment. Figure 3 shows the changes in the labor market as measured by the National Employment and Employment Survey (ENOE) of the National Institute of Statistics and Geography (INEGI), including formal and informal markets. Workers earning less than one minimum wage increased from 20 to 34 per cent of the employed population; while the rest of the higher wage earning segments declined. This means that the labor market applies competitive adjustment mechanisms to absorb wage increases (Hirsch et al., 2011). However, the correlation of variables could give us a better understanding of the effects of wages on employment.

Figure 3. Composition of the labor market in Mexico by income level (2019-I to 2022-III)



Own elaboration with data from the ENOE (INEGI, 2022)

The econometric model of panel data allowed to check the effects of the change in salary level on the change in employment level and the results are shown in Table 1 as a pooled, fixed and random effects:

Variable	Pooled (MCO)	Random effects	Fixed effects
Salary	0.1917**	0.1833***	0.1243
Constant	0.0981**	0.2552**	0.4230
<i>Pr > F</i>	0.041		0.267
<i>Pr > Chi2</i>		0.001	
N	840	840	840

*** Significant at 1%; **Significant at 5%; *Significant at 10%

Own elaboration

The first model indicated in the second column (Pooled) shows the results of panel data treated linearly from ordinary least squares (MCOs). The model is significant at 5%, as is the independent variable. The increase in wages would have a positive effect of 19 per cent on the increase in the number of places to work.

The third column shows a random effects panel model, this type assumes that the intercept (β_0) it is different for each transverse unit, that is, rather than assuming it as a constant, a random variable is considered that follows a chi-

square probability distribution with an average value of (β) and random deviation (u_i) , that is, the variance of errors is affected by regressors (ε_{it}) . So, considering equation (2), we have (4):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

The resulting model is expressed in (5)

$$Y_{it} = 0.2552 + 0.1833 X_{1it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

We observed that the independent variable shows the expected sign and is significant at 1%. So we can point out that for every percentage point of increase in wages there is a 18% effect on the increase in employment.

The last column shows a fixed-effect model, as in (6). This model is used when it is assumed that individual and temporal heterogeneity is adjusted for individual intercepts (ε_{it}) ; assumes that the differences between entities are constant, but whose individual effects have some correlation with the regressor, so the terms (u_i) they are not considered part of the mistake term.

$$Y_{it} = v_i + \beta_1 X_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Results are shown in (7)

$$Y_{it} = 0.124 + 0.4230 X_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

We observe that the wage effect decreases and increases the intercept, however, it is not statistically significant.

A series of successive tests are followed to determine the most appropriate panel model type. The results of these tests showed for both models that it is advisable to use random effects over fixed effects because the differences between coefficients is not systematic. The above implies for our economic analysis that the components fail individually (u_i) they don't correlate with independent variables and that the differences between states are random. This is congruent if we assume that there is a change in labor policy in the sexennium that began in 2018, it is also coherent that the fixed effects model has lost significance.

First, it is determined the convenience of using a Pooled model of a random-effects one. The Lagrange multiplier test for Breusch and Pagan random-effects (Greene, 2000) is performed which consists of defining if the variance of (u_i) is zero, in that case equation (4) is meaningless from equation (1) because there would be no relevant difference. The test results for both models are shown in Table 2.

Tabla 2. Breusch and Pagan proofs (Lagrange multiplier)

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.0046$
--------------------------	----------------------

Own elaboration

For the proposed model, the test indicates that we cannot reject the null hypothesis (H_0) and that random effects are relevant, so they are preferred over a Pooled estimate.

To determine the convenience between a Pooled model and a fixed effects model, using a restrictive F-test that assumes that all intercept variables are equal to zero. if the test is rejected, it means that at least one variable is from the model and fixed effects must be used. The results are shown in Table 3.

Tabla 3. F-test significance of fixed effects

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > F = 0.430$
Own elaboration	

In this case it is indicated that H_0 cannot be rejected and therefore Pooled is preferred over fixed effects. So far the tests in Tables 2 and 3 have ruled out the fixed effects model; For redundancy, to define between the fixed effects model and the random one, the Hausman test is considered, which verifies that the estimators of both models don't differ substantially. In this case, not rejecting H_0 indicates that the estimators do not differ and therefore it is more convenient to use random effects as shown by the results in Table 4.

Tabla 4. Hausman test

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.540$
Own elaboration	

Model validation tests

A panel data model requires demonstrating that Gauss-Markov assumptions are not violated to define the best unbiased linear estimators (MELI). For this, as with any linear model, the absence of autocorrelation and heterocedasticity must be checked. In the panel models it is also necessary to verify problems of contemporary correlation.

Serial correlation or autocorrelation implies that mistakes (ε_{it}) are not time-independent. To test this, the Wooldridge test (2002) is applied, which considers that there is no autocorrelation in its null hypothesis. The results of both models are shown in Table 5.

Effects of inflationary wage increases on jobs in the Mexican labor market

Tabla 5. Wooldridge autocorrelation test

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > F = 0.673$
Own elaboration	

From the above it follows that there are no autocorrelation problems in the proposed model. To verify heteroscedasticity problems, the Breusch and Pagan Lagrange Multiplier test is performed; however, some authors question the test for being sensitive to the assumption of normality of the errors and propose the Modified Wald test (Greene, 2000; Aparicio and Marquez, 2005). The H_0 is that there is no heteroscedasticity and therefore the variance of the errors of each transversal unit are constant. The results are shown in Table 6 and indicate that H_0 of homoscedasticity is not rejected.

Tabla 6. Modified Wald Test

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.760$
Own elaboration	

Finally, contemporaneous correlation is often a common panel data problem and implies that observations of some entities are correlated with observations of other entities in the same period. This is the presence of characteristics that are unobservable correlated between entities or units. The verification of this problem is carried out by means of the Breusch and Pagan test of the residuals of a fixed effects model. The H_0 assumes that there is no contemporaneous correlation. The results are shown in Table 7 and highlight that there are no contemporaneous correlation problems.

Tabla 7. Breusch and Pagan Independence Test

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.634$
Own elaboration	

Conclusion

Based on the above results, the hypothesis that wage increases have a positive effect on the level of formal employment in the Mexican labor market is not rejected. The panel model most suitable for data processing was a random effects type that makes sense if we consider that the study period (1997-2022) involves at least two clearly differentiated labor policies, one of wage restraint during neoliberalism and the other of recovery of the purchasing power, during 4T.

Therefore, we can point out that before wage increases the Mexican labor market assumes adjustment mechanisms of a competitive type, at least in the general composition of the job, the jobs with lower wages have increased above

those with higher incomes. Specifically in the formal market, a mechanism is assumed to stimulate the internal market and thus economic growth, which nullifies the possibility of job losses.

It is recommended that the federal government continue with a policy of recovering purchasing power, even in a period of high inflation, wages will have to recover the inflationary increase in order to have a positive impact on economic dynamics.

References

- Aparicio, J. y Márquez, J. (2005) Diagnóstico y Especificación de Modelos Panel en Stata 8.0. Mimeo. México: CIDE.
- Balragi, B. y Wu P. (1999) Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances, *Econometric Theory*, 15: 814-823.
- Basker, E. y Khan, M. (2013) Does the Minimum Wage Bite into Fast-Food Prices?" Social Science Research Network Working Paper, disponible en <http://ssrn.com/abstract=2326659>.
- Campos, R. (2015) El salario mínimo y el empleo: evidencia internacional y posibles impactos en el caso mexicano, *EconomíaUnam*, 12(36): 90-106.
- Card, D. y Krueger, A. (1994) Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review* 84(4): 772-793.
- Dube, A., Lester, W. y Reich, M. (2010) "Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties", *The Review of Economics and Statistics* 92(4): 945-964.
- Greene, W. (2000) *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall
- Hall, D. y Cooper, D. (2012) How raising the federal minimum wage would help working families and give the economy a boost." Issue Brief No. 341. Washington, DC: Economic Policy Institute. <http://www.epi.org/files/2012/ib341-raising-federal-minimum-wage.pdf>
- Hirsch, B., Kaufman, B. y Zelenska, T. (2011) Minimum Wage Channels of Adjustment. IZA Discussion Paper No. 6132. Germany: Institute for the Study of Labor. http://www2.gsu.edu/~ecobth/IZA_HKZ_MinWageCoA_dp6132.pdf
- IMSS (2022) Consulta Dinámica CUBOS, México: Instituto Mexicano del Seguro Social.

- Jiménez-Bandala, C. A., Andrade, L. A., & Flegl, M. (2019). Why Does Not Education Have A Positive Impact On Labor Markets In Developing Countries. In Conference: 16th International conference on Efficiency and Responsibility in Education.
- Jiménez-Bandala, C., Peralta, J., Sánchez, E., Márquez Olvera, I., & Arellano Aceves, D. (2020). La situación del mercado laboral en México antes y durante la COVID-19. *Revista Internacional De Salarios Dignos*, 2(2), 1-14.
- Lemos, S. (2009) A Survey of the Effects of the Minimum Wage on Prices." *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 187-212.
- Manning, A. (2012) Minimum Wage: Maximum Impact. Resolution Foundation
<http://www.resolutionfoundation.org/media/media/downloads/MinimumWageMaximumImpact.pdf>
- Mankiw, G. (2019) *Macroeconomía*, México: McGraw Hill.
- Stewart, M. (2003) "The Employment Effects of the National Minimum Wage". University of Warwick.
<http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/academic/stewart/wp/mwsum.pdf>
- Schmitt, J. (2013) "Why Does the Minimum Wage have No Discernible Effect on Employment?" Center for Economic and Policy Research <http://www.cepr.net/documents/publications/min-wage-2013-02.pdf>.
- Pérez, C., Gómez, D. y Lara, G. (2018). Determinantes de la capacidad tecnológica en América Latina: una aplicación empírica con datos de panel, *Economía, teoría y práctica*, 48: 75-124.
- Wooldridge, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

Literature Review

Although there is no widespread agreement on the effects of wages on jobs, empirical evidence suggests that this is a minor or no impact, even positive for the generation of higher jobs. One of the most extensive works in this regard is that of Schmitt (2013) in justifying the nullity of the effects through the concept of “adjustment channels” by identifying three types of market models:

- a) Competitive model, in which adjustments are based on moving increases to the final price, reducing non-wage benefits such as insurance for major medical expenses, retirement plans or special bonuses, and changes in the composition of employment.
- b) Institutional model assumes that adjustments are based on an increase in productivity, mainly as a result of the reorganization of work or an increase in the intensity of the day.
- c) Monopsony model, the main adjustment is that wage increases reduce the costs of rotation to the company because in the face of a wage increase, workers find less incentive to change jobs.

In the case of Mexico, the nullity of wage-job effects has been explained from a flat labor demand curve caused by the government's trampose intervention in the labor market during the neoliberal period (Jiménez-Bandala et. al., 2019), which means that the slope shows insensitivity to salary. This insensitivity is reflected in the fall in the share of wages in the Gross Domestic Product from an average of 28% in 1990 to 17 in 2018.

From the perspective of the institutional model, there are also perspectives such as those of Hall and Cooper (2012) that indicate that an increase in wages increases purchasing power, which stimulates the economy and thus increases demand. Increases in demand cause employers to maintain or even increase jobs, with a positive effect on the economy as a whole. This is applicable for our country following the flat labor market curve of the Jiménez-Bandala model (2019). Even the empirical evidence would confirm this hypothesis, by the third quarter of 2022, Mexico was the country with the highest growth of the member countries of the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD).

So, although the effects on the market depend on many other conditions, an increase in the salary level stimulates the economy and represents a countercyclical policy in a scenario of low growth, therefore, if the positive correlation of salaries with jobs is proven, It is advisable for an economy, like Mexico, which has substantially lost the purchasing power of wages, to follow a wage recovery policy without fear of inflation, quite the contrary, the wage increase should consider the increase in the price level and recovery quotas, that is, an inflationary wage increase.

Materials and methods

To measure the incidence of salary increases on employment level, a data model was proposed that considers the tracking of the same sample unit over a given period, so the results provide information in two dimensions: The unit of cross-section and time (Balragi and Wu, 1999). In general a model is expressed as in (1):

$$Y_{it} = \beta'_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad k = 1, \dots, K$$

Where:

Y_{it} - represents the dependent variable of the individual i and the time t .

β'_k - represents the vector of $k + 1$ coefficients of explanatory variables.

X_{kit} - represents the i time observation t for the explanatory variable k .

ε_{it} - represents the random mistake of the individual i and the time t .

For this work the proposed panel model is shown in (2):

$$Y_{it} = \beta'_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, 35; \quad t = 1997 - 2021; \quad k = 1$$

Where i represents the 35 Organs of Decentralized Administrative Operation (ODAO), formerly called delegations of the Mexican Institute of Social Security, represented one by each federal entity, except Mexico City, which has two (North and South), Mexico State, two (East and West) and Veracruz, also, two (North and South).

The t are the years that are taken for the analysis, in this case it is a strongly balanced panel without gaps from 1997 to 2021 and k are the number of explanatory variables in the model. In such a way that each ODAO acts as an observation affected by the variable salary level (X_{kit}) to generate a response in the level of employment (Y_{it}).

A panel model has an advantage over a linear model in the efficiency of its estimates and in presenting fewer multicollinearity problems (Pérez et.al., 2018).

The independent variable salary level was constructed from (3):

$$X_{kit} = \Delta SBC = \frac{SBC_t - SBC_{t-1}}{SBC_{t-1}} \quad (3)$$

Where ΔSBC represents the exchange rate of the annual Base Contribution Salary by state. The SBC represents the average that jobs per ODAO reported to Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) for this work, they were considered to be a proxy variable of wage increase for two main reasons: (a) they represent the salary of a formal worker, (b) they represent the average adjustments in wage increases and not only for the effects of the increase to the minimum wage or by collective contract. The change in nominal and non-real amounts was taken into account, because from a Keynesian perspective economic agents do not consider real wages in decision-making because they are under the effect of monetary illusion (Mankiw, 2019).

The dependent variable employment level was constructed from (4):

$$Y_{it} = \Delta TA = \frac{TA_t - TA_{t-1}}{TA_{t-1}} \quad (3)$$

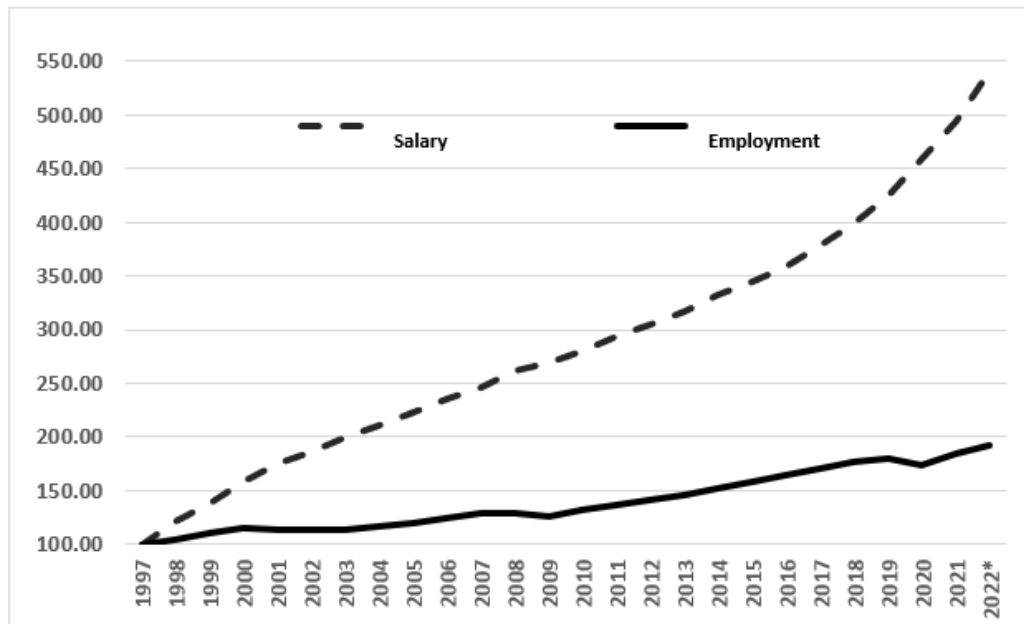
Where ΔTA It represents the rate of change in the number of Permanent Insured Workers that employers reported to IMSS on December 31 of each year and that together their perceptions correspond to the SBC mean that was used in the independent variable. Temporary workers are excluded.

Results

The behavior of the salary and the level of jobs at the national level was compared through the construction of index numbers where 1997=100. The results are shown in Figure 1, it is observed that in the case of salary there is a considerable change in the slope after 2018 which is explained by the change in the neoclassical wage policy of the previous period. The effects of the 2009 crisis are also observed with a slowdown in wage growth, it should be noted that this did not happen during the crisis of the Covid-19 pandemic, partly also because of the encouragement of post-neoliberal wage policies.

In the case of jobs, growth has been slower and the slope is almost flat in the run-up to 2009, when there is a crisis-explained decline and then a recovery. In 2020, due to the pandemic there was a sharp fall, but a recovery in V is clear, meeting the expected forecasts (Jimenez-Bandala et al. al., 2020).

Figure 1. Indices of the Daily Salary of National Contribution and Jobs registered with the IMSS (1997-2022)

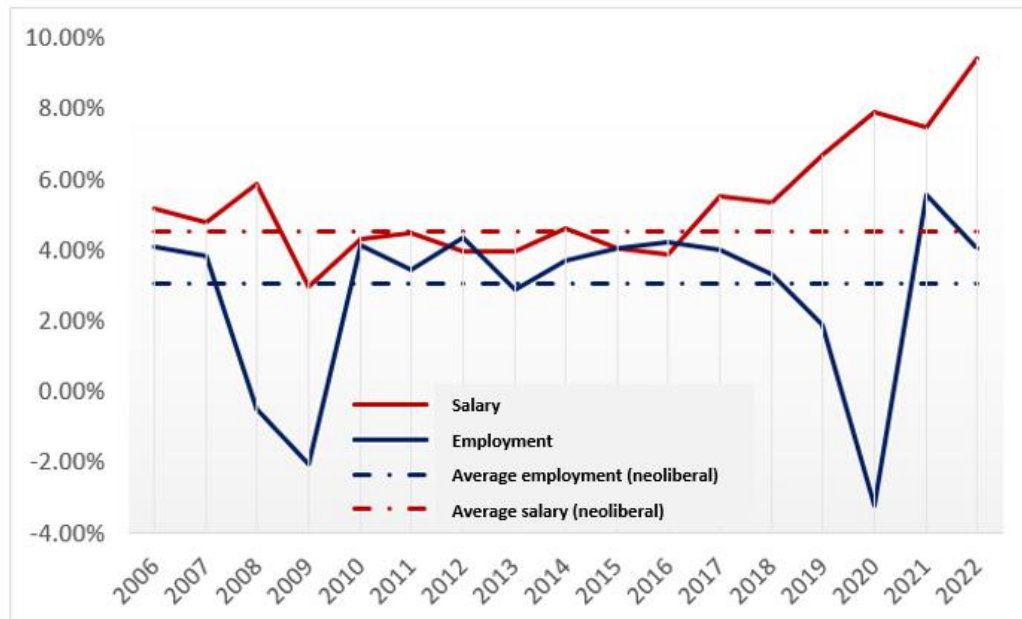


Own elaboration with data from IMSS (2022)

This reflects two different results in the application of labor policies, from 2007 to 2008 wages grew 5.88% in nominal terms, in 2009 growth halved by 2.98%, while employment fell 2.5%. In the Covid-19 crisis, wages grew at a rate of 7.9%, which is almost double what they grew on average in the previous six-year period (2012-2018), which was 3.9%, while employment declined by 3.19%. However, it should be noted that in 2021 employment grew by 5.18 per cent, which is the highest rate recorded in the period under study (Figure 2). As of October 2022, the growth rate in permanent workers was 8.3% and although there is a seasonal reduction in jobs in December, the trend indicates that this would be the highest rate in more than 30 years. This increase would be explained by the post-pandemic recovery, the incorporation of unregistered employment before the IMSS, but also by the countercyclical policies implemented by the government of Andrés Manuel Lopez Obrador.

Effects of inflationary wage increases on jobs in the Mexican labor market

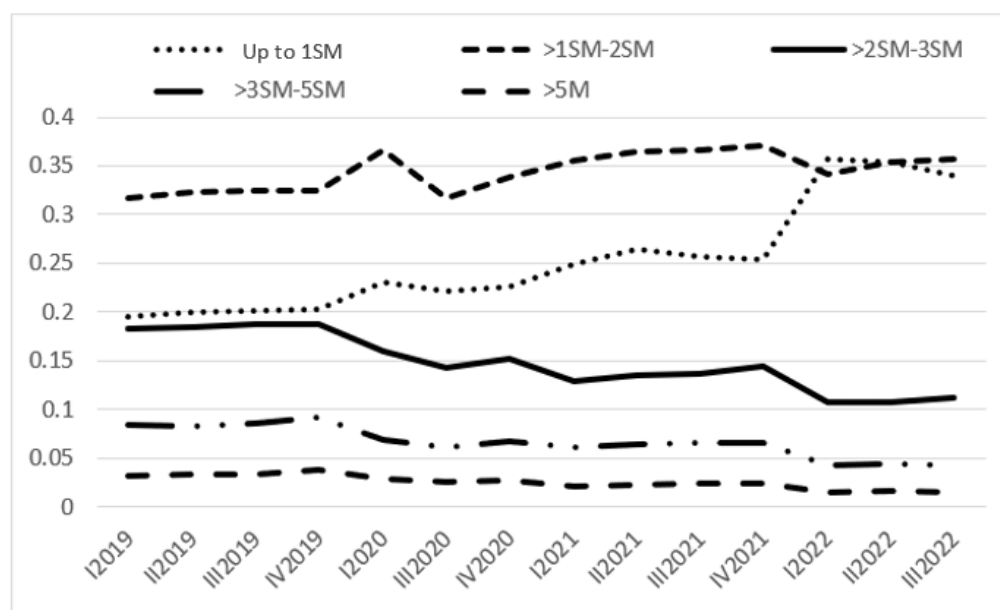
Figure 2. Growth rates of the Base Contribution Salary and Permanent Jobs before the IMSS (2006-2022)



Own elaboration with data from the IMSS (2022)

This shows that the increase in wages in the formal market has not negatively impacted job creation. However, what has been observed is a change in the structure of employment. Figure 3 shows the changes in the labor market as measured by the National Employment and Employment Survey (ENOE) of the National Institute of Statistics and Geography (INEGI), including formal and informal markets. Workers earning less than one minimum wage increased from 20 to 34 per cent of the employed population; while the rest of the higher wage earning segments declined. This means that the labor market applies competitive adjustment mechanisms to absorb wage increases (Hirsch et al., 2011). However, the correlation of variables could give us a better understanding of the effects of wages on employment.

Figure 3. Composition of the labor market in Mexico by income level (2019-I to 2022-III)



Own elaboration with data from the ENOE (INEGI, 2022)

The econometric model of panel data allowed to check the effects of the change in salary level on the change in employment level and the results are shown in Table 1 as a pooled, fixed and random effects:

Tabla 1. Panel Regression Results

Variable	Pooled (MCO)	Random effects	Fixed effects
Salary	0.1917**	0.1833***	0.1243
Constant	0.0981**	0.2552**	0.4230
<i>Pr > F</i>	0.041		0.267
<i>Pr > Chi2</i>		0.001	
N	840	840	840

*** Significant at 1%; **Significant at 5%; *Significant at 10%

Own elaboration

The first model indicated in the second column (Pooled) shows the results of panel data treated linearly from ordinary least squares (MCOs). The model is significant at 5%, as is the independent variable. The increase in wages would have a positive effect of 19 per cent on the increase in the number of places to work.

The third column shows a random effects panel model, this type assumes that the intercept (β_0) it is different for each transverse unit, that is, rather than assuming it as a constant, a random variable is considered that follows a chi-

square probability distribution with an average value of (β) and random deviation (u_i) , that is, the variance of errors is affected by regressors (ε_{it}) . So, considering equation (2), we have (4):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

The resulting model is expressed in (5)

$$Y_{it} = 0.2552 + 0.1833 X_{1it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

We observed that the independent variable shows the expected sign and is significant at 1%. So we can point out that for every percentage point of increase in wages there is a 18% effect on the increase in employment.

The last column shows a fixed-effect model, as in (6). This model is used when it is assumed that individual and temporal heterogeneity is adjusted for individual intercepts (ε_{it}) ; assumes that the differences between entities are constant, but whose individual effects have some correlation with the regressor, so the terms (u_i) they are not considered part of the mistake term.

$$Y_{it} = v_i + \beta_1 X_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Results are shown in (7)

$$Y_{it} = 0.124 + 0.4230 X_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

We observe that the wage effect decreases and increases the intercept, however, it is not statistically significant.

A series of successive tests are followed to determine the most appropriate panel model type. The results of these tests showed for both models that it is advisable to use random effects over fixed effects because the differences between coefficients is not systematic. The above implies for our economic analysis that the components fail individually (u_i) they don't correlate with independent variables and that the differences between states are random. This is congruent if we assume that there is a change in labor policy in the sexennium that began in 2018, it is also coherent that the fixed effects model has lost significance.

First, it is determined the convenience of using a Pooled model of a random-effects one. The Lagrange multiplier test for Breusch and Pagan random-effects (Greene, 2000) is performed which consists of defining if the variance of (u_i) is zero, in that case equation (4) is meaningless from equation (1) because there would be no relevant difference. The test results for both models are shown in Table 2.

Tabla 2. Breusch and Pagan proofs (Lagrange multiplier)

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.0046$
--------------------------	----------------------

Own elaboration

For the proposed model, the test indicates that we cannot reject the null hypothesis (H_0) and that random effects are relevant, so they are preferred over a Pooled estimate.

To determine the convenience between a Pooled model and a fixed effects model, using a restrictive F-test that assumes that all intercept variables are equal to zero. if the test is rejected, it means that at least one variable is from the model and fixed effects must be used. The results are shown in Table 3.

Tabla 3. F-test significance of fixed effects

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > F = 0.430$
Own elaboration	

In this case it is indicated that H_0 cannot be rejected and therefore Pooled is preferred over fixed effects. So far the tests in Tables 2 and 3 have ruled out the fixed effects model; For redundancy, to define between the fixed effects model and the random one, the Hausman test is considered, which verifies that the estimators of both models don't differ substantially. In this case, not rejecting H_0 indicates that the estimators do not differ and therefore it is more convenient to use random effects as shown by the results in Table 4.

Tabla 4. Hausman test

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.540$
Own elaboration	

Model validation tests

A panel data model requires demonstrating that Gauss-Markov assumptions are not violated to define the best unbiased linear estimators (MELI). For this, as with any linear model, the absence of autocorrelation and heterocedasticity must be checked. In the panel models it is also necessary to verify problems of contemporary correlation.

Serial correlation or autocorrelation implies that mistakes (ε_{it}) are not time-independent. To test this, the Wooldridge test (2002) is applied, which considers that there is no autocorrelation in its null hypothesis. The results of both models are shown in Table 5.

Effects of inflationary wage increases on jobs in the Mexican labor market

Tabla 5. Wooldridge autocorrelation test

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > F = 0.673$
Own elaboration	

From the above it follows that there are no autocorrelation problems in the proposed model. To verify heteroscedasticity problems, the Breusch and Pagan Lagrange Multiplier test is performed; however, some authors question the test for being sensitive to the assumption of normality of the errors and propose the Modified Wald test (Greene, 2000; Aparicio and Marquez, 2005). The H_0 is that there is no heteroscedasticity and therefore the variance of the errors of each transversal unit are constant. The results are shown in Table 6 and indicate that H_0 of homoscedasticity is not rejected.

Tabla 6. Modified Wald Test

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.760$
Own elaboration	

Finally, contemporaneous correlation is often a common panel data problem and implies that observations of some entities are correlated with observations of other entities in the same period. This is the presence of characteristics that are unobservable correlated between entities or units. The verification of this problem is carried out by means of the Breusch and Pagan test of the residuals of a fixed effects model. The H_0 assumes that there is no contemporaneous correlation. The results are shown in Table 7 and highlight that there are no contemporaneous correlation problems.

Tabla 7. Breusch and Pagan Independence Test

Formal jobs (Y_{it})	$Pr > Chi2 = 0.634$
Own elaboration	

Conclusion

Based on the above results, the hypothesis that wage increases have a positive effect on the level of formal employment in the Mexican labor market is not rejected. The panel model most suitable for data processing was a random effects type that makes sense if we consider that the study period (1997-2022) involves at least two clearly differentiated labor policies, one of wage restraint during neoliberalism and the other of recovery of the purchasing power, during 4T.

Therefore, we can point out that before wage increases the Mexican labor market assumes adjustment mechanisms of a competitive type, at least in the general composition of the job, the jobs with lower wages have increased above

those with higher incomes. Specifically in the formal market, a mechanism is assumed to stimulate the internal market and thus economic growth, which nullifies the possibility of job losses.

It is recommended that the federal government continue with a policy of recovering purchasing power, even in a period of high inflation, wages will have to recover the inflationary increase in order to have a positive impact on economic dynamics.

References

- Aparicio, J. y Márquez, J. (2005) Diagnóstico y Especificación de Modelos Panel en Stata 8.0. Mimeo. México: CIDE.
- Balragi, B. y Wu P. (1999) Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances, *Econometric Theory*, 15: 814-823.
- Basker, E. y Khan, M. (2013) Does the Minimum Wage Bite into Fast-Food Prices?" Social Science Research Network Working Paper, disponible en <http://ssrn.com/abstract=2326659>.
- Campos, R. (2015) El salario mínimo y el empleo: evidencia internacional y posibles impactos en el caso mexicano, *EconomíaUnam*, 12(36): 90-106.
- Card, D. y Krueger, A. (1994) Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review* 84(4): 772-793.
- Dube, A., Lester, W. y Reich, M. (2010) "Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties", *The Review of Economics and Statistics* 92(4): 945-964.
- Greene, W. (2000) *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall
- Hall, D. y Cooper, D. (2012) How raising the federal minimum wage would help working families and give the economy a boost." Issue Brief No. 341. Washington, DC: Economic Policy Institute. <http://www.epi.org/files/2012/ib341-raising-federal-minimum-wage.pdf>
- Hirsch, B., Kaufman, B. y Zelenska, T. (2011) Minimum Wage Channels of Adjustment. IZA Discussion Paper No. 6132. Germany: Institute for the Study of Labor. http://www2.gsu.edu/~ecobth/IZA_HKZ_MinWageCoA_dp6132.pdf
- IMSS (2022) Consulta Dinámica CUBOS, México: Instituto Mexicano del Seguro Social.

- Jiménez-Bandala, C. A., Andrade, L. A., & Flegl, M. (2019). Why Does Not Education Have A Positive Impact On Labor Markets In Developing Countries. In Conference: 16th International conference on Efficiency and Responsibility in Education.
- Jiménez-Bandala, C., Peralta, J., Sánchez, E., Márquez Olvera, I., & Arellano Aceves, D. (2020). La situación del mercado laboral en México antes y durante la COVID-19. *Revista Internacional De Salarios Dignos*, 2(2), 1-14.
- Lemos, S. (2009) A Survey of the Effects of the Minimum Wage on Prices." *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 187-212.
- Manning, A. (2012) Minimum Wage: Maximum Impact. Resolution Foundation
<http://www.resolutionfoundation.org/media/media/downloads/MinimumWageMaximumImpact.pdf>
- Mankiw, G. (2019) *Macroeconomía*, México: McGraw Hill.
- Stewart, M. (2003) "The Employment Effects of the National Minimum Wage". University of Warwick.
<http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/academic/stewart/wp/mwsum.pdf>
- Schmitt, J. (2013) "Why Does the Minimum Wage have No Discernible Effect on Employment?" Center for Economic and Policy Research <http://www.cepr.net/documents/publications/min-wage-2013-02.pdf>.
- Pérez, C., Gómez, D. y Lara, G. (2018). Determinantes de la capacidad tecnológica en América Latina: una aplicación empírica con datos de panel, *Economía, teoría y práctica*, 48: 75-124.
- Wooldridge, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.