

El efecto de duplicar el salario mínimo
en la brecha de género
en empleo y salarios
en México*

The effect of doubling the minimum wage
on the gender gap in employment
and wages in Mexico

*René Alvarado Pérez,
Pedro Paulo Orraca Romano
y Francisco Cabrera-Hernández***

ABSTRACT

This study analyzes the 100% increase in the minimum wage in the northern border area of Mexico in 2019 and its total, gender, and sector effects on employment and wages. Based on data from the National Occupation and Employment Survey, differences-in-differences and event study design models are estimated to calculate the average and dynamic effects of the policy. The results show that the increase in the minimum wage did not statistically affect the probability of participating in the labor market or of being employed; however, among salaried workers, it did increase the probability of working in the formal sector by 1.38 percentage points, where this effect rises to 2.34 percentage points among women and was non-sig-

* Artículo recibido el 2 de noviembre de 2022 y aceptado el 29 de junio de 2023. Los autores agradecen a la persona dictaminadora anónima y al Consejo Directivo de *El Trimestre Económico* por sus valiosas sugerencias y comentarios, que ayudaron a fortalecer el texto de manera sustancial. Cualquier error en el texto es responsabilidad exclusiva de los autores.

** René Alvarado Pérez, El Colegio de la Frontera Norte, Tijuana (correo electrónico: ralvarado.mea2020@colef.mx). Pedro Paulo Orraca Romano, Departamento de Estudios Económicos, El Colegio de la Frontera Norte, Tijuana (correo electrónico: porraca@colef.mx). Francisco Cabrera-Hernández, División de Economía, Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE), Ciudad de México (correo electrónico: francisco.cabrera@cide.edu).

nificant among men. Concerning the mean hourly wage, an increase of 3.27% was observed in formal salaried workers and of 3.56% among women, while no significant effects were found within informal salaried workers and men. Along the wage distribution, positive average effects were observed for formal wage earners up to the 50th quantile and among informal wage earners up to the 25th quantile. The increase in the minimum wage affected positively and to a greater extent women and low-wage workers. Moreover, since the wage increase was accompanied by other economic policies that appear to have reduced inflation, the results can be interpreted as an upper bound of the positive effects of the minimum wage increase and in the absence of the other policies, or contexts where only the wage increase occurred, its effects on wages could have been smaller.

Keywords: Minimum wage; employment; wage distribution; difference-in-difference models; event study design models. *JEL codes:* J08, J30, J40, J46, J83.

RESUMEN

Este estudio analiza el incremento de 100% en el salario mínimo en la zona fronteriza norte de México en 2019 y sus efectos totales, por género y por sector sobre el empleo y los salarios. Con base en datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, se estiman modelos de diferencias en diferencias y de diseño de estudio de eventos para calcular los efectos promedio y dinámicos de dicha política. Los resultados muestran que el incremento del salario mínimo no afectó de manera estadísticamente significativa la probabilidad de pertenecer a la fuerza de trabajo o de estar ocupado; sin embargo, entre los asalariados incrementó en 1.38 puntos porcentuales la probabilidad de laborar en el sector formal, cuyo efecto asciende a 2.34 puntos porcentuales en las mujeres y no es significativo entre los hombres. También se observa un aumento de 3.27% en el salario por hora medio de los asalariados formales y de 3.56% entre las mujeres, mientras que en los asalariados informales y los hombres no se encuentran efectos significativos. A lo largo de la distribución salarial se observan efectos promedio positivos para los formales hasta el cuantil 50 y entre los informales hasta el cuantil 25. El incremento del salario mínimo afectó en mayor medida y de manera positiva a las mujeres y a los trabajadores de bajos ingresos. Asimismo, puesto que el aumento salarial estuvo acompañado por otras políticas económicas que parecen haber reducido la inflación, los resultados pueden ser interpretados como un límite superior de los efectos positivos del incremento del salario

mínimo, y en ausencia de las otras políticas o contextos donde sólo se hubiera presentado el aumento salarial, sus efectos sobre el salario podrían haber sido menores.

Palabras clave: salario mínimo; empleo; distribución salarial; modelos de diferencias en diferencias; modelos de diseño de estudio de eventos. *Clasificación JEL:* J08, J30, J40, J46, J83.

INTRODUCCIÓN

El salario mínimo (SM) es un tópico controversial, porque ni en la teoría ni en la evidencia empírica existe un consenso de los efectos de su implementación o sus incrementos sobre distintas variables laborales, como el empleo o los salarios. Por ejemplo, el modelo clásico de SM propuesto por Stigler (1946) predice que éste disminuye el nivel de empleo, producto de una contracción de la demanda de trabajo y un aumento de la oferta laboral. Sin embargo, si se trata de un monopsonio, Brown, Gilroy y Kohen (1982) argumentan que el SM puede incrementar los niveles de empleo, porque, en esta estructura, el empleador contratará hasta que el costo marginal sea igual a la demanda y, como un SM lo vuelve tomador de precios, el nuevo SM elevará el empleo respecto al salario monopsónico. Por otra parte, Welch (1974) y Mincer (1976) plantean una economía de dos sectores, uno cubierto donde la legislación laboral se cumple y cuya introducción o incremento del SM afecta directamente a los trabajadores, y otro donde no y en el cual los salarios se fijan en virtud del mercado. En este escenario, en el sector donde la legislación laboral no se cumple puede ocurrir que, por un lado, el exceso de oferta de trabajo del sector cubierto migre al sector descubierto, y disminuya los salarios e incremente el número de empleos o, por otro lado, que los trabajadores del sector descubierto, motivados por el nuevo SM, decidan emigrar al sector cubierto, lo que llevaría a una caída en el número de trabajadores y a un incremento en los salarios del sector descubierto.

La existencia de un amplio sector informal en México, el cual emplea a un segmento importante de la población y se asemeja al sector descubierto propuesto por Welch (1974) y Mincer (1976), y el hecho de que la industria maquiladora en la región fronteriza norte tenga un carácter oligopsónico (Herrera Ledesma, Sánchez Limón, Escobar Angulo y Esparza del Villar, 2019), con similitudes a lo planteado por Brown et al. (1982), implican que el análisis de los efectos del incremento del SM sobre el empleo y los salarios

en el país sea una cuestión empírica. Igualmente, es claro que los costos de oportunidad, la formalidad laboral y los salarios de reserva de mujeres y hombres, así como los niveles previos de cobertura de SM pueden diferir debido a patrones culturales de especialización en el trabajo. Por tal motivo, las variaciones en el SM pueden tener efectos heterogéneos visibles de acuerdo con el sexo de las personas (Robinson, 2002).

Esta investigación tiene como objetivo aportar a la literatura que analiza los impactos del SM en México, donde se presta particular atención a los efectos diferenciados de esta política según el género y el sector de empleo. Para ello se utiliza como experimento natural la estructura de salarios mínimos que se implementó a partir del 1° de enero 2019, donde en 43 municipios de la región fronteriza norte, denominada Zona Libre de la Frontera Norte (ZLFN), se duplicó el SM, al pasar de 88.36 a 176.72 pesos diarios, mientras que, en el resto del país, el cual se denominó Área de Salarios Mínimos Generales (ASMG), el incremento del SM fue de 16.4%, al pasar de 88.36 a 102.86 pesos diarios. A la par, en los municipios de la ZLFN se disminuyó el impuesto al valor agregado (IVA) de 16 a 8%, y para ciertos grupos de trabajadores se estableció un impuesto sobre la renta (ISR) de 20%. En el análisis empírico se utilizan los municipios pertenecientes a la ZLFN como grupo de tratamiento, y el resto de los municipios de las entidades de la frontera norte pertenecientes al ASMG como grupo de control. Además, con base en datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), se estima una serie de modelos de diferencias en diferencias (DID, por sus siglas en inglés) para identificar los efectos promedio del incremento del SM, y mediante modelos de diseño de estudio de eventos (ESD, por sus siglas en inglés) se estiman los efectos dinámicos de esta política y se contrasta la existencia de tendencias paralelas en los grupos de tratamiento y control.

En años recientes diversos estudios han examinado los impactos generados por el incremento del SM en el mercado laboral mexicano. Por lo general, se ha observado que los aumentos del SM afectaron de manera positiva los salarios (Bouchot Viveros, 2018; Campos-Vazquez, Delgado y Rodas, 2020; Comisión Nacional de los Salarios Mínimos [Conasami], 2019; Secretaría del Trabajo y Previsión Social [STPS], 2019); sin embargo, no existe un consenso de su impacto sobre el empleo, donde algunos estudios reportan efectos negativos (Banco de México, 2019; Fernández Bujanda, 2020), mientras que otros encuentran impactos no significativos (Conasami, 2019; STPS, 2019; Campos-Vazquez et al., 2020; Campos-Vazquez y Esquivel, 2021).

Cabe mencionar que en su mayor parte estos trabajos utilizan datos administrativos del Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), por lo que los resultados se limitan al sector formal de la economía. Aquellos que utilizan datos de la ENOE suelen considerar pocos trimestres de tratamiento, únicamente emplean un limitado número de ciudades como control y tratamiento, y no profundizan en los efectos diferenciados del incremento salarial por sexo y sector.

Este artículo contribuye a la literatura empírica que analiza los impactos del SM en México de distintas maneras. Primero, con base en la ENOE, se examinan de manera general y diferenciada por sexo los efectos directos del incremento del SM en el sector formal y los indirectos en el sector informal. Segundo, mediante la estructura panel de la encuesta, se controla por heterogeneidad no observada a nivel individual mediante la inclusión de efectos fijos. Tercero, se amplían el periodo y la región de análisis y se estiman los efectos promedio y dinámicos de la política.

Los resultados muestran que el incremento de 100% del SM en la ZLFN no afectó de manera estadísticamente significativa la probabilidad de pertenecer a la población económicamente activa (PEA) o la de estar ocupado; sin embargo, entre los trabajadores asalariados aumentó en 1.38 puntos porcentuales la probabilidad de laborar en el sector formal, cifra que asciende a 3.27 puntos porcentuales entre las mujeres. Respecto al salario por hora medio, se observa un aumento promedio de 2.34% para el total de asalariados; no obstante, al separar a los trabajadores por sector, el efecto se concentra en los trabajadores formales y asciende a 3.27%. Más aún, al dividir la muestra por sexo, se encuentra que el incremento sólo es significativo para las mujeres, situándose en 3.56%. A lo largo de la distribución salarial se observan efectos promedio positivos y significativos hasta el cuantil 50 en el total de asalariados y los formales, y hasta el cuantil 25 entre los asalariados informales. En resumen, el aumento del SM tuvo efectos positivos sobre los trabajadores de la ZLFN y benefició en mayor parte a las mujeres y a las personas que perciben salarios bajos. No obstante, el que el incremento del SM y la disminución del IVA y el ISR hayan entrado en vigor al mismo tiempo dificulta la identificación del impacto individual de cada una de estas políticas. Por consiguiente, puesto que la disminución del IVA parece haber reducido los niveles de inflación en la ZLFN (Calderón, Cortés, Pérez y Salcedo, 2023; Campos-Vazquez y Esquivel, 2020), es probable que estos efectos no sólo sean producto del incremento de 100% del SM, sino también de la menor inflación que se presentó en la región.

El artículo se estructura como sigue: la sección I hace una revisión de la literatura empírica; la sección II presenta antecedentes sobre la evolución reciente del SM en México; la sección III describe los datos; la sección IV presenta la estrategia metodológica; la sección V reporta los resultados, y la sección VI concluye.

I. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura empírica que examina los efectos del SM sobre el empleo y los salarios en ocasiones arroja resultados contrastantes a los planteados por la teoría. Dentro de la literatura internacional estos estudios se popularizaron a partir de la década de los noventa; se enfocaban en mayor parte en la economía de los Estados Unidos, y encontraban por lo general que incrementos del SM suelen aumentar el salario medio, mientras que su efecto sobre el empleo y los precios es ambiguo (Card, 1992; Katz y Krueger, 1992; Card y Krueger, 1994). Otra serie de estudios ha analizado los efectos de la entrada en vigor del SM nacional en el Reino Unido en 1999, donde encuentran impactos tanto no significativos (Stewart, 2004) como positivos (Dolton, Bondibene y Wadsworth, 2012) sobre el empleo.

Para Latinoamérica tampoco existe un consenso sobre los efectos generados por los incrementos del SM. Lemos (2009), quien se centra en Brasil, muestra que aumentos del SM llevaron a una contracción de la distribución salarial en los sectores formal e informal de la economía, y simultáneamente no afectó los niveles de empleo. Grau, Miranda y Puentes (2018), quienes examinan el mercado laboral formal chileno, encuentran que los aumentos del SM incrementaron los salarios, mas no el empleo. Para Ecuador, Wong (2019) observa que el aumento del SM llevó a un efecto análogo en los salarios de los trabajadores de bajos ingresos y a una caída de los salarios de los trabajadores de altos ingresos. Pérez Pérez (2020) observa que el incremento del SM en Colombia no afectó de manera significativa los niveles de empleo en el sector formal, pero sí de manera positiva los salarios en dicho sector hasta el percentil 25. Respecto del sector informal, se encontraron efectos negativos pequeños sobre el empleo, lo cual se relaciona con que en el sector informal hay una mayor flexibilidad para el despido de trabajadores, y efectos positivos en los salarios hasta el percentil 70.

Entre las investigaciones que se enfocan en México, Bell (1997) observa que durante la década de los ochenta el SM no tuvo efectos sobre los niveles

de empleo y los salarios de quienes se ocupaban en el sector formal, mientras que en el sector informal sí hubo efectos negativos significativos. Estas diferencias sectoriales se explican porque en el sector informal había una mayor cantidad de personas con ingresos por debajo del SM. Kaplan y Pérez Arce (2006) examinan el impacto de los incrementos del SM en la distribución salarial y encuentran cambios positivos en todos los niveles; no obstante, el efecto disminuye gradualmente a medida que se asciende en la distribución. Asimismo, se observa que este efecto fue mayor durante 1985-1993 que en 1994-2001, por lo que consideran que durante las últimas décadas del siglo xx los incrementos del SM fueron perdiendo fuerza. Bosch y Manacorda (2010), quienes se centran en el periodo de 1989 a 2001, encuentran que el incremento en la desigualdad salarial durante estos años fue en parte producto de la disminución del SM real, lo cual afectó adversamente a los trabajadores de bajos ingresos.

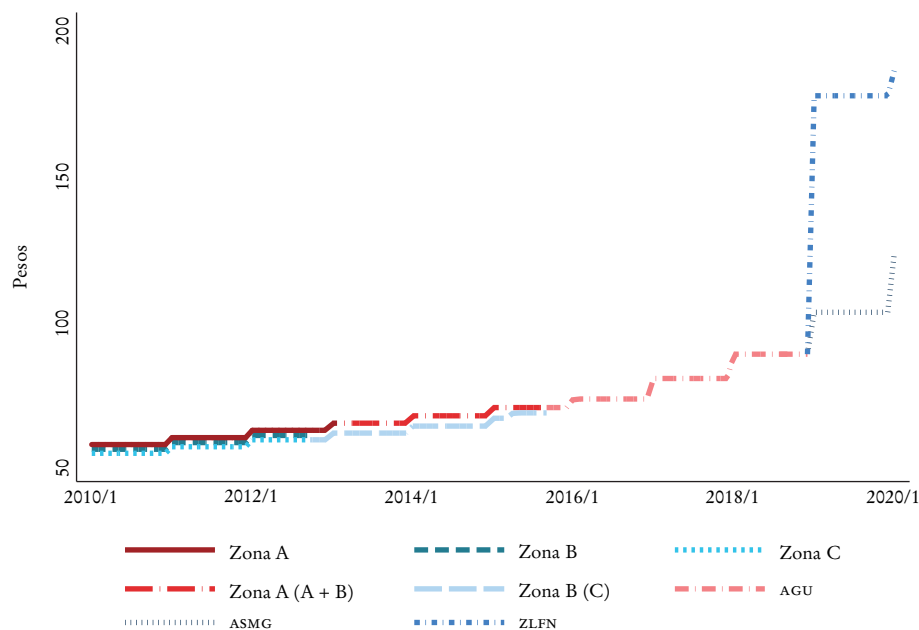
Estudios más recientes para México incluyen a Bouchot Viveros (2018), quien analiza el impacto de la homologación del SM de 2012 sobre el empleo formal e informal y los ingresos laborales. Entre los hallazgos destaca que los aumentos del SM afectaron de manera positiva la ocupación en el sector formal y los salarios de los trabajadores de bajos y altos ingresos. Resultados similares para este incremento del SM se observan en Campos Vázquez, Esquivel y Santillán Hernández (2017) y Campos Vázquez y Rodas Milián (2020); además, los primeros, al analizar las horas laboradas, encuentran que los trabajadores de bajos ingresos presentaron un aumento en sus salarios totales, lo cual puede explicarse por el aumento en el número de horas laboradas.

El incremento del SM de enero de 2019 ha sido estudiado desde distintos enfoques y mediante datos tanto del IMSS como de la ENOE. Por un lado, dentro de la literatura que utiliza información del IMSS se encuentra Banco de México (2019), donde, mediante un panel a nivel municipio-sector de actividad, se estima que durante los primeros cuatro meses de 2019 el aumento en el número de trabajadores afiliados al IMSS fue 29% menor al que se hubiera observado si el incremento del SM hubiera sido igual al del año previo. Por su parte, Fernández Bujanda (2020) reporta una disminución de 0.6% en los niveles de empleo formal asociado a ingresos por debajo de tres veces el nuevo SM. En Conasami (2019) se analizan los efectos del incremento del SM sobre el empleo y los salarios. Para ello se estiman modelos de DID y se emplea el método de control sintético (MCS); encuentran en ambas especificaciones efectos no significativos sobre el empleo y efectos positivos de 6.7%

sobre los salarios del total de trabajadores. Campos-Vazquez y Esquivel (2021), a partir del MCS, reportan efectos no significativos sobre el empleo e incrementos en los salarios del total de trabajadores entre 5.7 y 7% durante 2019-2021. Asimismo, observan que los efectos son mayores entre los trabajadores de bajos ingresos. Por otro lado, estudios que estiman los efectos de esta política salarial mediante la ENOE incluyen STPS (2019), que utiliza como grupo de tratamiento a Tijuana, la única ciudad autorrepresentada en la ENOE en ese periodo, mientras que como grupo de control utilizan a La Paz. El estudio encuentra que el incremento del SM tuvo efectos negativos mas no significativos sobre el empleo y efectos positivos sobre los salarios. De manera específica, se observa un incremento de 9.3% en el salario promedio de los trabajadores de la ZLFN, lo cual implica que es el mayor efecto entre las personas poco cualificadas, los trabajadores que ganan hasta tres SM y los jóvenes; no obstante, una limitante del documento es que los resultados no son extrapolables al total de la ZLFN. Finalmente, Campos-Vazquez et al. (2020) emplean información tanto del IMSS como de la ENOE. Con base en datos administrativos del empleo formal y mediante el MCS, observan que el incremento del SM no afectó de manera significativa los niveles de empleo, pero sí incrementó los salarios en 9%. Asimismo, mediante la ENOE como sección cruzada repetida y una serie de modelos estimados por el método de mínimos cuadrados ordinarios, encuentran efectos no significativos sobre el empleo total, el femenino y la formalidad, y un incremento positivo en los salarios entre 3 y 5 por ciento.

II. ANTECEDENTES: EVOLUCIÓN DEL SALARIO MÍNIMO EN MÉXICO

La Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos regula el trabajo en su artículo 123. Dentro de éste se aborda el salario, que es la cantidad monetaria recibida por el trabajador por parte de su empleador a cambio de su labor. En cuanto a los salarios mínimos, el salario mínimo general se aplica para todos los trabajadores de un área geográfica sin distinción de la actividad económica, la profesión, el oficio o el trabajo especial. Además, sobre los salarios mínimos generales se decreta que deberán ser suficientes para cubrir las necesidades de las personas jefas de hogar y sus familias en el orden material, social, cultural y educativo (Cámara de Diputados, 2012).

GRÁFICA 1. *Salario mínimo nominal en México, 2010-2020*

FUENTE: elaboración propia con base en información de la Conasami.

La gráfica 1 muestra la evolución del SM nominal durante 2010-2020 a través de sus distintas denominaciones.¹ Hasta noviembre de 2012 había tres zonas salariales: A, B y C. La zona A comprendía 66 municipios y contaba con el SM más alto (62.33 pesos), mientras que la zona B estaba formada por otros 56 municipios y tenía un SM más bajo que el de la zona A (60.57 pesos). La zona C comprendía al resto de los 2346 municipios del país, con un SM más bajo que el de las otras dos zonas (59.08 pesos). El 27 de noviembre de 2012 entró en vigor una nueva normativa de salarios mínimos, donde la zona B se fusionó con la A, y la C se renombró como zona B. Lo anterior llevó a

¹ Además de los salarios mínimos generales, existen también los salarios mínimos profesionales, los cuales aplican para trabajadores que realizan ciertas actividades, profesiones u oficios en actividades económicas en un área geográfica determinada. Una zona salarial cuenta, entonces, con su salario mínimo general y sus distintos salarios profesionales. En el presente artículo, cuando se habla de SM, se está refiriendo al salario mínimo general.

MAPA 1. Zonas salariales en México
a partir del 1° de enero de 2019



FUENTE: elaboración propia con base en información de la Conasami.

que el SM de la zona B se homologara con el de la A, al incrementarse en 1.76 pesos, mientras que el de la C quedó igual, sólo cambió de nombre. Dicha distribución quedó así por los siguientes 35 meses, hasta que en octubre de 2015 desaparecieron las figuras de zonas salariales, lo que implicó que el SM fuese el mismo en todo México. Lo anterior trajo consigo un incremento de 9.82 pesos en el SM en los municipios de la entonces zona B. Esta nueva delimitación salarial se denominó Área Geográfica Única (AGU) y estuvo vigente hasta diciembre de 2018.

El 31 de diciembre de 2018 se publicó en el *Diario Oficial de la Federación* el Decreto de Estímulos Fiscales Región Fronteriza Norte, que creaba la ZLFN sujeta a una serie de medidas para impulsar el desarrollo económico de la región. Dichas medidas eran principalmente de tipo fiscal e incluían la disminución del IVA e ISR. Adicionalmente, el decreto traía un enfoque salarial en el cual se establecía una actualización de los salarios mínimos acorde con la realidad económica del mercado fronterizo y transfronterizo (Secretaría de Gobernación [Segob], 2018). El programa de la ZLFN entró en vigor el 1° de enero de 2019 en 43 municipios de Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas (Segob, 2018).

La nueva estructura salarial dividió a México en dos: la ZLFN y el resto del país, denominado ASMG. El mapa 1 muestra la distribución geográfica de ambas zonas salariales. En 2018 el SM en todo el país era de 88.36 pesos por día. Para 2019, mientras que para la ZLFN implicó un incremento de 100%, que lo situaba en 176.72 pesos, para el ASMG el salario pasó a 102.68 pesos, siendo el mayor incremento nominal de 14.32 pesos. Considerando la última división salarial que existió (entre noviembre de 2012 y septiembre de 2015), 30 municipios fronterizos estuvieron en su momento comprendidos dentro de la zona salarial con el salario más alto (zona A), mientras que los comprendidos en la otra zona correspondían a los municipios en los estados de Coahuila, Nuevo León y Chihuahua (a excepción de Guadalupe, Juárez y Práxedes G. Guerrero).

III. DATOS

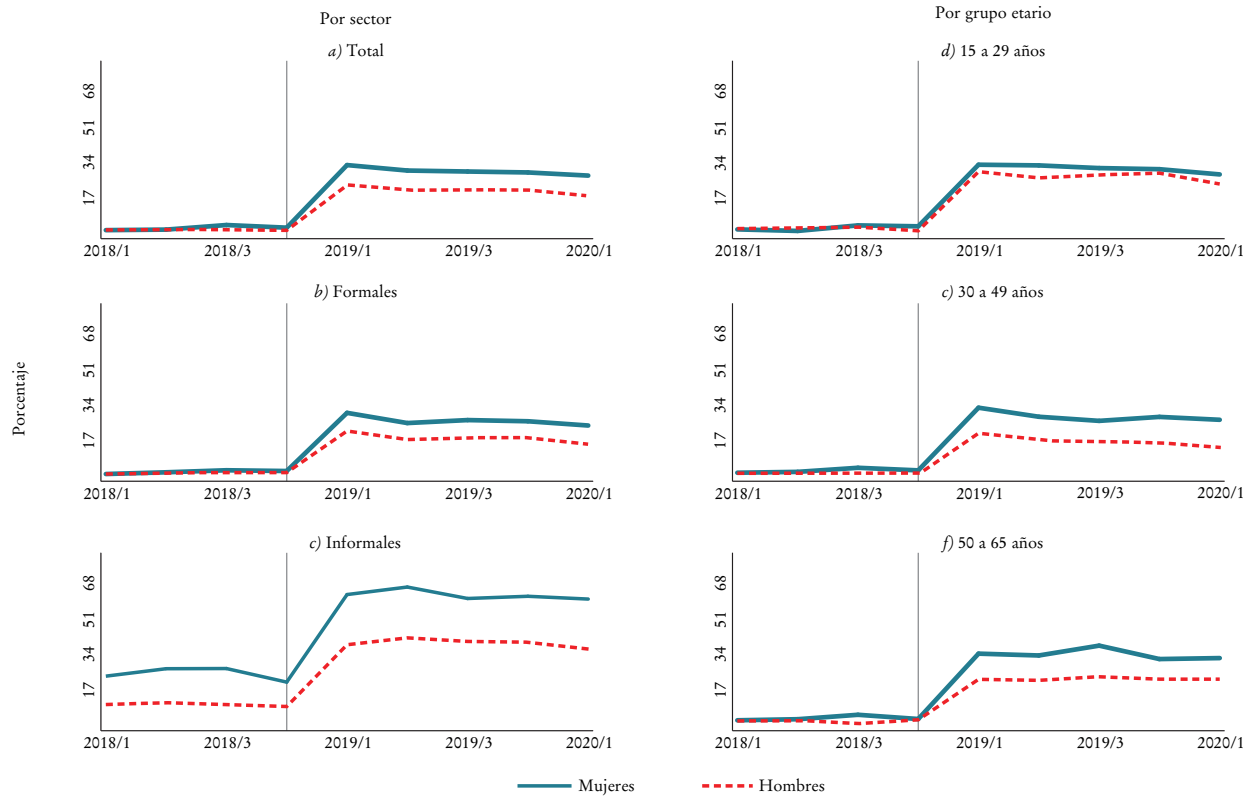
1. ENOE

A fin de examinar el impacto del incremento del SM, se utiliza información de la ENOE del primer trimestre de 2016 al primero de 2020. Por lo tanto, se analiza un periodo de 17 trimestres, donde 12 son de pretratamiento (o antes del establecimiento de la ZLFN y el incremento de 100% del SM) y cinco de postratamiento. La ENOE es una encuesta laboral trimestral realizada en los hogares mexicanos, recaba información de las características socioeconómicas y laborales de la población y es recolectada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). La encuesta es un panel rotativo, donde los hogares y sus residentes son entrevistados por cinco trimestres consecutivos. Asimismo, es representativa a nivel nacional, estatal y por ciudades autorrepresentadas. El análisis central se limita a mujeres y hombres en edad de trabajar (o de 15 a 65 años) que residen en las entidades de la frontera norte de México. En total, se tiene un panel no balanceado de 274 613 individuos y 882 652 observaciones, de las cuales 34% corresponde a personas que residen en la ZLFN.

2. *Trabajadores afectados y diferencias por sexo y sector*

Las personas asalariadas formales constituyen el grupo directamente afectado por el incremento del SM en enero de 2019, particularmente las que

GRÁFICA 2. Trabajadores de la ZLFN que perciben hasta un SM por sexo, sector y grupo etario (en porcentaje)



FUENTE: elaboración propia con base en la ENOE 2018/1-2020/1. Las gráficas incluyen a las personas ocupadas asalariadas. Cifras calculadas con base en trabajadores de 15 a 65 años y mediante factores de expansión.

antes de esta fecha percibían salarios menores al nuevo SM, ya que, por ley, sus empleadores se vieron obligados a incrementar su salario.

A fin de dimensionar el tamaño de la población de la ZLFN directamente afectada por la política salarial, la gráfica 2 presenta información del periodo 2018/1-2020/1 sobre el porcentaje de mujeres y hombres ocupados asalariados con percepciones salariales de hasta un SM como porcentaje del total de asalariados de la región. La información se presenta por sexo para el total de los asalariados, los formales, los informales y para tres grupos etarios: 15 a 29 años, 30 a 49 años y 50 a 65 años.

Se observa que, antes del aumento del SM en el cuarto trimestre de 2018, del total de personas asalariadas de la ZLFN, 2.95% de las mujeres y 1.66% de los hombres percibían hasta un SM; no obstante, en el primer trimestre de 2019 estas cifras ascendieron a 32.71 y 23.29%, respectivamente. Esto indica que, como porcentaje del total de asalariados, el aumento del SM afectó en mayor proporción a las mujeres que a los hombres. Al centrarnos únicamente en los trabajadores formales asalariados y durante el mismo periodo, para las mujeres el porcentaje que percibía hasta un SM pasó de 2.55 a 30.20%, mientras que entre los hombres se incrementó de 1.79 a 21.58%. Al analizar a los asalariados informales se observa un patrón similar, con la notable diferencia de que en el sector informal un porcentaje aún mayor de trabajadores percibe salarios menores a un SM. Al dividir a los trabajadores por grupo etario se observa nuevamente que, derivado de sus menores salarios, es mayor el porcentaje de mujeres que percibe hasta un SM.

Debido a que el incremento del SM afectó a una mayor proporción de mujeres que de hombres, se espera un impacto diferenciando de los efectos del aumento salarial por sexo, siendo mayores los efectos entre las mujeres que entre los hombres. Esto se explica con mayor detalle en la sección 1 del apéndice.

IV. METODOLOGÍA

A fin de estimar los efectos medios del incremento del SM en la ZLFN, se utiliza un modelo de DID con efectos fijos individuales. El grupo de tratamiento está constituido por las personas que residen en los municipios pertenecientes a la ZLFN, mientras que el grupo de control está formado por individuos que viven en el resto de los municipios de las entidades de

la frontera norte, los cuales pertenecen al ASMG.² Se analiza el impacto sobre la probabilidad de participar en la fuerza laboral, de estar ocupado, de que los trabajadores asalariados laboren en el sector formal y sobre el salario por hora. La especificación del modelo de DID es la siguiente:

$$Y_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \beta ZLFN_{it} + \theta X'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde Y_{it} es el resultado de interés del individuo i en el periodo t , y $ZLFN_{it}$ es una variable dicotómica que toma valores de 1 si el individuo i reside en la ZLFN en periodos t posteriores al incremento de 100% del SM y de 0 en otro caso. De esta forma, β capta el efecto medio del incremento salarial y constituye el coeficiente de interés. X_{it} es un vector de características sociodemográficas individuales que cambian en el tiempo; α_i y α_t son efectos fijos individuales y temporales, respectivamente, y ε_{it} es el error estándar, el cual se agrupa a nivel municipal.

Para identificar los efectos dinámicos de duplicar el SM y verificar el supuesto de tendencias paralelas en ambos grupos, se utiliza un modelo con una especificación tipo ESD y efectos fijos individuales, el cual se define de la siguiente manera:

$$Y_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \sum_{k=-5}^{-2} \beta_k^{lead} ZLFN_{it}^k + \sum_{k=0}^4 \beta_k^{lags} ZLFN_{it}^k + \theta X'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

donde Y_{it} es el resultado de interés del individuo i en el periodo t y $ZLFN_{it}^k$ es una variable dicotómica que toma valores de 1 si el individuo i forma parte de la ZLFN en el periodo k y 0 si no lo hace. Por tanto, $\beta ZLFN_{it}^{lead}$ y $\beta ZLFN_{it}^{lags}$ captan los impactos de la ZLFN sobre las variables de interés en los periodos previos y posteriores a la entrada en vigor del decreto y el aumento de 100% del SM. Si bien hay 17 periodos, de los cuales 12 son pretratamiento, se considera del primer trimestre de 2016 al cuarto trimestre de 2017 como $k = -5$, donde $k = -1$ es nuestro periodo base.³ El resto de los términos se definen de la misma manera que en la ecuación (1).

² Se utilizan como grupo de control principal los otros municipios de las entidades de la frontera norte, porque ésta presenta una dinámica en el mercado laboral distinta al resto del país, en parte debido al vínculo con la economía estadounidense y las actividades económicas que se desarrollan en esta región —véanse, por ejemplo, Mendoza (2010) y López Arévalo y Peláez Herreros (2015)—. Estimaciones que utilizan como grupo de control a todos los municipios pertenecientes al ASMG también fueron llevadas a cabo y se presentan en los apéndices.

³ Se consideran cinco *leads* para presentar una cantidad balanceada de periodos antes y después del

Con base en las ecuaciones (1) y (2) se analizan, primero, los efectos del incremento del SM sobre la probabilidad de pertenecer a la fuerza laboral, donde Y_{it} toma valores de uno si el individuo forma parte de la PEA y 0 si no lo hace. Segundo, se examinan los efectos de la política sobre la probabilidad de estar ocupado, donde Y_{it} es una variable binaria que toma valores de 1 si el individuo forma parte de la PEA y además se encuentra trabajando, y de 0 si está desocupado. Tercero, para estudiar los efectos sobre el sector de empleo, se limita la muestra a trabajadores asalariados, donde Y_{it} toma valores de 1 para los formales y 0 para los informales. Los resultados se calculan para el total de la población, por sexo y por sector. Para la estimación de los efectos sobre el salario, se utiliza el logaritmo natural del salario por hora a precios constantes de enero de 2020. Esto se hace en parte porque, si bien el salario difícilmente sigue una distribución normal, su logaritmo natural comúnmente sí lo hace. Los resultados sobre los efectos en la probabilidad de laborar en el sector formal y el salario por sector pueden ayudar a visualizar, derivado del incremento salarial de enero de 2019, qué escenario del modelo de dos sectores ocurrió para el caso mexicano.

Por último, debido a la alta posibilidad de que el incremento del SM haya afectado de manera diferenciada a los trabajadores de acuerdo con su nivel de ingreso, es pertinente estimar los efectos del incremento del SM a lo largo de la distribución salarial. Para ello, con base en el método propuesto originalmente por Firpo, Fortin y Lemieux (2009), se estima el efecto parcial cuantílico no condicionado a partir de regresiones de funciones de influencia recentrada (RIF, por sus siglas en inglés). De acuerdo con Dube (2019), para el SM el efecto que se busca estimar es parcial, porque con ello el contrafactual mantiene constantes las covariables, de tal forma que no condiciona la distribución a alguna característica sociodemográfica, sino únicamente a la variable de interés (en este caso, el salario por hora). Estudios previos que han utilizado esta técnica para estimar los efectos de políticas de SM a lo largo de la distribución salarial incluyen Bouchot Viveros (2018), Dube (2019) y Rinz y Voorheis (2018), entre otros. Los resultados a lo largo de la distribución se reportan para los cuantiles 25, 50 y 75 respecto del total de asalariados y por sector de empleo.

cambio de política. Asimismo, como el incremento de 100% del SM en la región fronteriza fue una propuesta de campaña del entonces candidato presidencial Andrés Manuel López Obrador y, puesto que esta propuesta fue potencialmente viable tras ganar las elecciones en junio de 2018, utilizar *leads* para cada trimestre de 2018 puede ayudar a contrastar el supuesto de no anticipación, es decir que los empresarios, al prever un incremento del SM, disminuyeran, por ejemplo, los puestos de trabajo (Sun y Abraham, 2021).

V. RESULTADOS

En primera instancia, se presentan los resultados de los modelos de DID que estiman el efecto promedio de la política. Posteriormente, se reportan los resultados de los modelos ESD para evaluar el supuesto de tendencias paralelas y estimar los efectos dinámicos del incremento del SM en la ZLFN sobre distintas variables laborales. Debido a que la creación de la ZLFN implicó no sólo el aumento del SM sino también la disminución del IVA y el ISR, puede decirse que los efectos aquí reportados reflejan el impacto conjunto de estas políticas económicas.

1. *Diferencias en diferencias*

Esta subsección reporta los resultados de la ecuación (1), la cual se estima mediante modelos de DID y proporciona el efecto promedio del incremento del SM durante los periodos de tratamiento.

El cuadro 1 reporta el efecto promedio de la política salarial sobre la probabilidad de pertenecer a la PEA, de estar ocupado y de laborar como asalariado formal. Los resultados se presentan para el total de la población y por sexo. Los hallazgos muestran efectos no significativos sobre la probabilidad de pertenecer a la fuerza de trabajo y de estar ocupado. Si se indaga más en estos resultados y se analizan los intervalos de confianza, se observa que, sobre la probabilidad de pertenecer a la PEA, los efectos de la política salarial se encuentran entre una reducción de 0.75 puntos porcentuales y un aumento de 0.33 puntos porcentuales; respecto a los efectos en la probabilidad de estar ocupado, éstos se encuentran entre una contracción de 0.29 puntos porcentuales y un incremento de 0.35 puntos porcentuales. Asimismo, se observa un efecto positivo sobre la probabilidad de trabajar como asalariado formal, donde el efecto promedio es de un incremento de 1.30 puntos porcentuales para el total de asalariados ($p < 0.05$) y de 2.34 puntos porcentuales para las mujeres asalariadas ($p < 0.01$). Al utilizar como grupo de control a todos los municipios del ASMG, el cuadro A1 en el apéndice muestra que se obtienen resultados similares, aunque la magnitud de los impactos es menor.⁴

⁴ En resultados no presentados también se llevó a cabo el análisis para distintos grupos etarios. Para los trabajadores jóvenes (15 a 29 años), de mediana edad (30 a 49 años) y de mayor edad (50 a 65 años), el incremento del SM no afectó de manera significativa la probabilidad de pertenecer a la PEA o de estar

CUADRO 1. *Efecto promedio del incremento del sm sobre distintas variables laborales^a*

<i>Variable dependiente</i>	<i>Total</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>
<i>a) Pertenecer a PEA</i>	-0.0021 (0.0033)	-0.0068 (0.0052)	0.0029 (0.0027)
<i>R</i> ²	0.7752	0.7396	0.7677
<i>N</i>	821 167	419 896	401 271
<i>b) Ocupado</i>	0.0003 (0.0020)	0.0022 (0.0036)	-0.0010 (0.0022)
<i>R</i> ²	0.4679	0.4992	0.4491
<i>N</i>	523 390	201 981	321 409
<i>c) Asalariado formal</i>	0.0138** (0.0056)	0.0234*** (0.009)	0.0079 (0.0052)
<i>R</i> ²	0.7891	0.8175	0.7701
<i>N</i>	391 034	152 784	238 250

^a *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Coefficientes basados en la ecuación (1). Panel *a*): variable dependiente toma valores de 1 para aquellas personas que forman parte de la fuerza laboral y de 0 para las que no. Panel *b*): variable dependiente limitada a la PEA y toma valores de 1 para aquellas personas que están ocupadas y de 0 para las que no. Panel *c*): variable dependiente limitada a personas ocupadas asalariadas y toma valores de 1 para aquellas que laboran como formales y de 0 para las que están ocupadas como informales. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo —sólo en el panel *c*)—, así como efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal entre paréntesis. Grupo de control constituido por los municipios de las entidades de la frontera norte que no pertenecen a la ZLFN.

El cuadro 2 muestra el efecto promedio de duplicar el sm sobre el salario medio por hora. Se observan efectos no significativos para los asalariados informales y los hombres asalariados. Al centrarnos en los informales, con base en los intervalos de confianza, pueden descartarse efectos negativos mayores a 2.40 puntos porcentuales y positivos mayores a 4.70 puntos porcentuales; en el caso de los hombres, se pueden descartar efectos negativos mayores a 0.15 puntos porcentuales y positivos mayores a 3.49 puntos porcentuales. De manera contraria, el incremento promedio durante los primeros cinco trimestres de haberse duplicado el sm fue de 2.43% para el total de asa-

ocupado; de manera contraria, sí incrementó la probabilidad de laborar en el sector formal entre las personas jóvenes y las de mayor edad.

CUADRO 2. *Efecto promedio del incremento del SM sobre el salario por hora: asalariados^a*

<i>Variable</i>	<i>Todos</i>	<i>Formales</i>	<i>Informales</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>
<i>ZLFN</i>	0.0243** (0.0122)	0.0327*** (0.0135)	0.0115 (0.0216)	0.0356*** (0.0132)	0.0167 (0.0111)
<i>R</i> ²	0.7475	0.7675	0.7064	0.7731	0.7302
<i>N</i>	276 496	197 252	62 378	107 394	169 102

^a *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Coefficientes basados en la ecuación (1). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario por hora a precios de enero 2020. La muestra está limitada a trabajadores asalariados. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal entre paréntesis. Grupo de control constituido por los municipios de las entidades de la frontera norte que no pertenecen a la ZLFN.

lariados ($p < 0.05$), de 3.27% para los asalariados formales ($p < 0.01$) y de 3.56% para las mujeres ($p < 0.01$). Al utilizar los municipios del ASMG como grupo de control, el cuadro A2 muestra que el efecto sobre el salario por hora no es significativo únicamente para los asalariados informales, lo cual aporta a la narrativa del modelo de dos sectores para el mercado de trabajo mexicano.

El cuadro 3 reporta el efecto promedio de la instauración de la ZLFN a lo largo de la distribución salarial. En primera instancia, para el total de asalariados el efecto de duplicar el SM se observa únicamente en el cuantil 50, con un aumento de 5.94% ($p < 0.01$). Para los asalariados formales, los efectos se visualizan en los cuantiles 25 y 50, y se sitúan en 4.80% ($p < 0.05$) y 5.77% ($p < 0.01$), respectivamente. Para los asalariados informales, se observa un impacto positivo de 7.74% ($p < 0.05$) en el cuantil 25.

2. *Diseño de estudio de eventos*

En esta subsección, a fin de facilitar la interpretación de los resultados, se reportan gráficamente los coeficientes (con intervalos de confianza a 95%) asociados a los *leads* y *lags* de la instauración de la ZLFN y el incremento de 100% del SM en la región. Esto hace fácil identificar y comprobar la existencia de tendencias paralelas en los trimestres pretratamiento y permite visualizar la significancia estadística de los efectos en el periodo postratamiento.

CUADRO 3. *Efecto promedio del incremento del SM a lo largo de la distribución: asalariados^a*

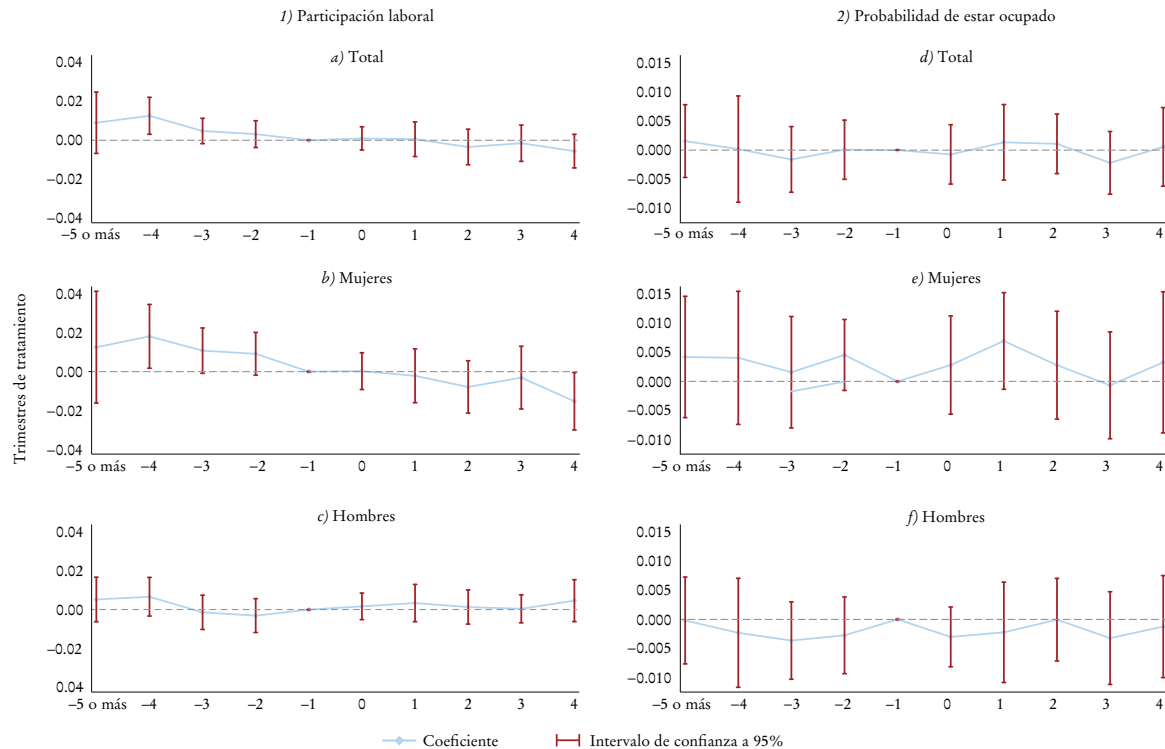
<i>Muestra</i>	<i>Q25</i>	<i>Q50</i>	<i>Q75</i>
<i>a) Todos</i>	0.0321 (0.0276)	0.0594*** (0.0175)	0.0086 (0.0203)
<i>R</i> ²	0.5654	0.6274	0.6758
<i>N</i>	276 496	276 496	276 496
<i>b) Formales</i>	0.0480** (0.0241)	0.0577*** (0.0184)	0.0200 (0.0215)
<i>R</i> ²	0.5716	0.6496	0.6986
<i>N</i>	197 252	197 252	197 252
<i>c) Informales</i>	0.0774** (0.0312)	-0.0003 (0.0282)	-0.0319 (0.0279)
<i>R</i> ²	0.5900	0.6172	0.6305
<i>N</i>	62 378	62 378	62 378

^a *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Coefficientes de una regresión RIF. La variable dependiente es el logaritmo natural del salario por hora a precios de enero de 2022. La muestra está limitada a trabajadores asalariados. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal entre paréntesis y calculados vía *bootstrap*. Grupo de control constituido por los municipios de las entidades de la frontera norte que no pertenecen a la ZLFN.

La gráfica 3 muestra resultados obtenidos a través de la ecuación (2), donde en la columna 1) se presentan los impactos sobre la probabilidad de pertenecer a la PEA, y en la columna 2) sobre la probabilidad de trabajar o estar ocupado. Los coeficientes asociados a los *lags* de la política salarial indican si ésta tuvo efectos significativos sobre las variables de interés. La columna 1) muestra que, para el total de la población, en los dos primeros trimestres de tratamiento el efecto fue positivo y posteriormente negativo; sin embargo, estos coeficientes no son significativos. Cabe destacar que hay un periodo de pretratamiento que es significativo, en específico, el *lead* -4, que se refiere al primer trimestre de 2018, lo cual implica que antes de la entrada en vigor del incremento del SM, la participación laboral en la

GRÁFICA 3. Efectos dinámicos del incremento del SM la sobre la participación laboral y la probabilidad de estar ocupado^a



^a Coeficientes basados en la ecuación (2). Columna 1): variable dependiente toma valores de 1 para aquellas personas que forman parte de la fuerza laboral y de 0 para los que no. Columna 2): variable dependiente limitada a la PEA y toma valores de 1 para aquellas personas que están ocupadas y de 0 para las que no. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, una variable dicotómica que indica si la persona asiste a la escuela y efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal. Grupo de control constituido por los municipios de las entidades de la frontera norte que no pertenecen a la ZLFN.

ZLFN era significativamente mayor que en el resto de los municipios de las entidades de la frontera norte. Que haya un *lead* significativo no soporta el supuesto de tendencias paralelas, por lo que los resultados postratamiento, de haber sido significativos, no hubieran sido robustos. Por sexo, se observa que la política salarial de la ZLFN tuvo un efecto significativo en la disminución de la participación laboral de las mujeres en el cuarto trimestre de tratamiento de 1.53 puntos porcentuales; no obstante, puesto que el *lead* -4 es significativo, no se soporta el supuesto de tendencias paralelas en la participación laboral femenina.⁵ Para los hombres, los efectos dinámicos del incremento salarial sobre la pertenencia a la PEA no son significativos.

Los efectos del incremento del SM sobre la probabilidad de que la persona esté ocupada se presentan en la columna 2). Entre el total de la fuerza laboral, los resultados muestran trimestres con incrementos y disminuciones en la probabilidad de trabajar; sin embargo, estos coeficientes son menores a un punto porcentual y no significativos. Por sexo, no hay efectos significativos para las mujeres ni para los hombres. Asimismo, ya que los *leads* no son significativos, hay indicios de tendencias paralelas y robustez en estos resultados. Por lo tanto, puede decirse que, respecto al resto de los municipios de las entidades de la frontera norte, la política salarial de la ZLFN no afectó la probabilidad de estar ocupado.

A fin de verificar la robustez de los hallazgos anteriores, la gráfica A1 en el apéndice reporta los resultados del mismo análisis, pero ahora utilizando como grupo de control a los municipios del resto de México o todos aquellos pertenecientes al ASMG. En los casos del total de la población y en el de las mujeres, se observa en la columna 1) que la política tuvo un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de pertenecer a la PEA. Se estima que en el trimestre 2020/1 se redujo la probabilidad de pertenecer a la PEA en 1.13 puntos porcentuales entre el total de trabajadores y en 2.33 puntos porcentuales entre las mujeres. Respecto a los efectos sobre la probabilidad de estar ocupado, se observa en la columna 2) que, para el total de trabajadores, así como en las mujeres y los hombres, no hay coeficientes significativos en el periodo postratamiento, lo que indica nuevamente que el incremento del SM no afectó la probabilidad de estar empleado. Que en ninguno de los casos

⁵ En 2018/1 se incrementó la PEA de la ZLFN en 0.23 puntos porcentuales, mientras el empleo disminuyó 0.29 puntos porcentuales. En el resto de los municipios de las entidades de la frontera norte, la PEA se redujo 0.95 puntos porcentuales y el empleo lo hizo en 0.04 puntos porcentuales. Un posible factor al cual se le puede atribuir esta diferencia es la incertidumbre que en ese entonces había respecto a las renegociaciones del Tratado de Libre Comercio de América del Norte.

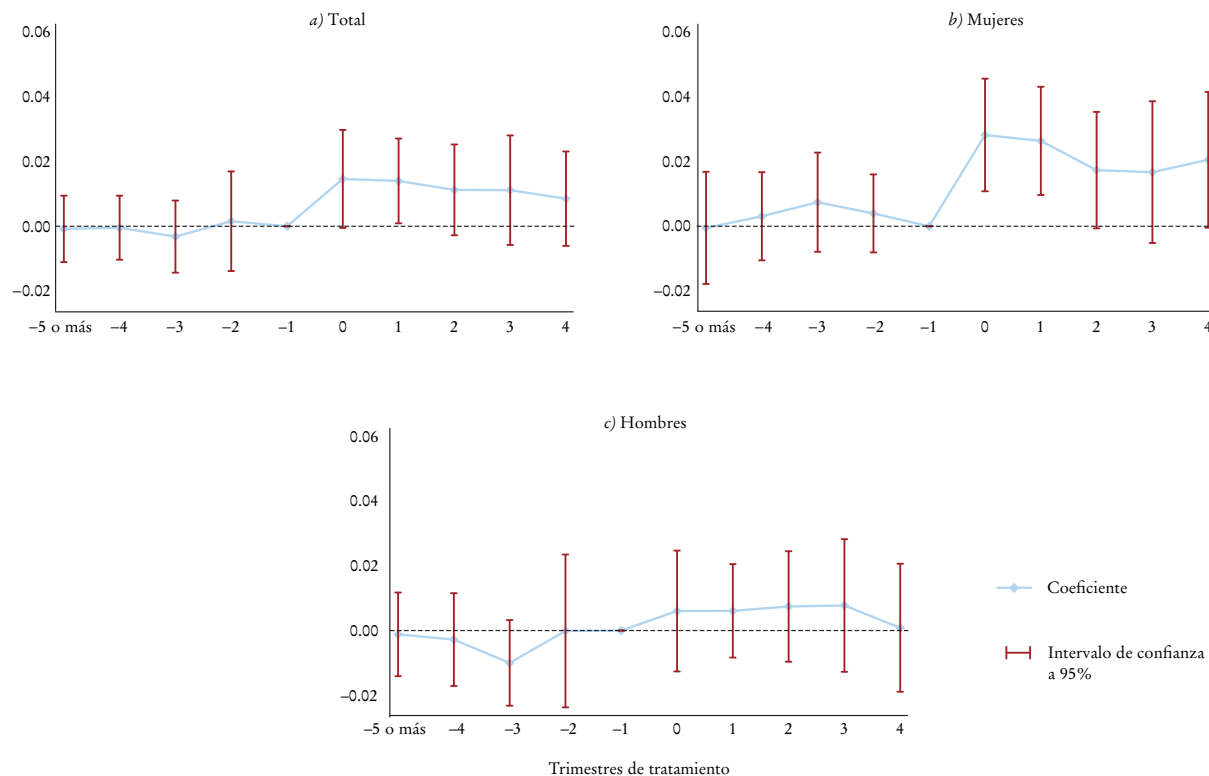
haya *leads* significativos valida el supuesto de tendencias paralelas. Cabe mencionar que lo mismo ocurre con el resto de los resultados presentados en esta subsección, lo que sugiere que los hallazgos son robustos.

Por un lado, los efectos no significativos del incremento del SM sobre el empleo aquí reportados contrastan con los resultados del Banco de México (2019) y Fernández Bujanda (2020), que encuentran efectos negativos. Lo anterior puede explicarse porque, en el primer estudio, la variable principal no es el incremento del SM, sino el porcentaje de trabajadores que en el mes previo al tratamiento percibían ingresos debajo del nuevo SM; mientras que, en el segundo, el efecto negativo se refiere al empleo asociado a salarios de hasta tres SM. De manera contraria, los resultados aquí presentados se refieren a la probabilidad de trabajar, independientemente del tipo de empleo o el nivel salarial. Por otro lado, los resultados obtenidos son similares a los efectos no significativos reportados en Campos-Vazquez et al. (2020) y Campos-Vazquez y Esquivel (2021).

La gráfica 4 se enfoca en las personas ocupadas asalariadas, y muestra los efectos dinámicos del aumento del SM sobre la probabilidad de trabajar en el sector formal. Estos resultados permiten contrastar el modelo teórico de dos sectores y obtener una aproximación de los efectos de la política sobre el sector informal. Se observa que, para el total de asalariados, después del incremento del SM la probabilidad de laborar en el sector formal se incrementó en 1.40 puntos porcentuales durante el trimestre 2019/2 ($p < 0.05$). Al analizar los efectos por sexo, no se observa que sean significativos en los hombres; no obstante, si se examinan los intervalos de confianza, puede decirse que los efectos estimados se sitúan entre -1.57 y 2.49 puntos porcentuales. De manera contraria, entre las mujeres los efectos son positivos y significativos en los trimestres 2019/1 y 2019/2, en los cuales la política aumentó la probabilidad de laborar en el sector formal en 2.82 y 2.64 puntos porcentuales, respectivamente ($p < 0.01$). Por lo tanto, duplicar el SM implicó un incremento transitorio en la probabilidad de trabajar como formal asalariado.

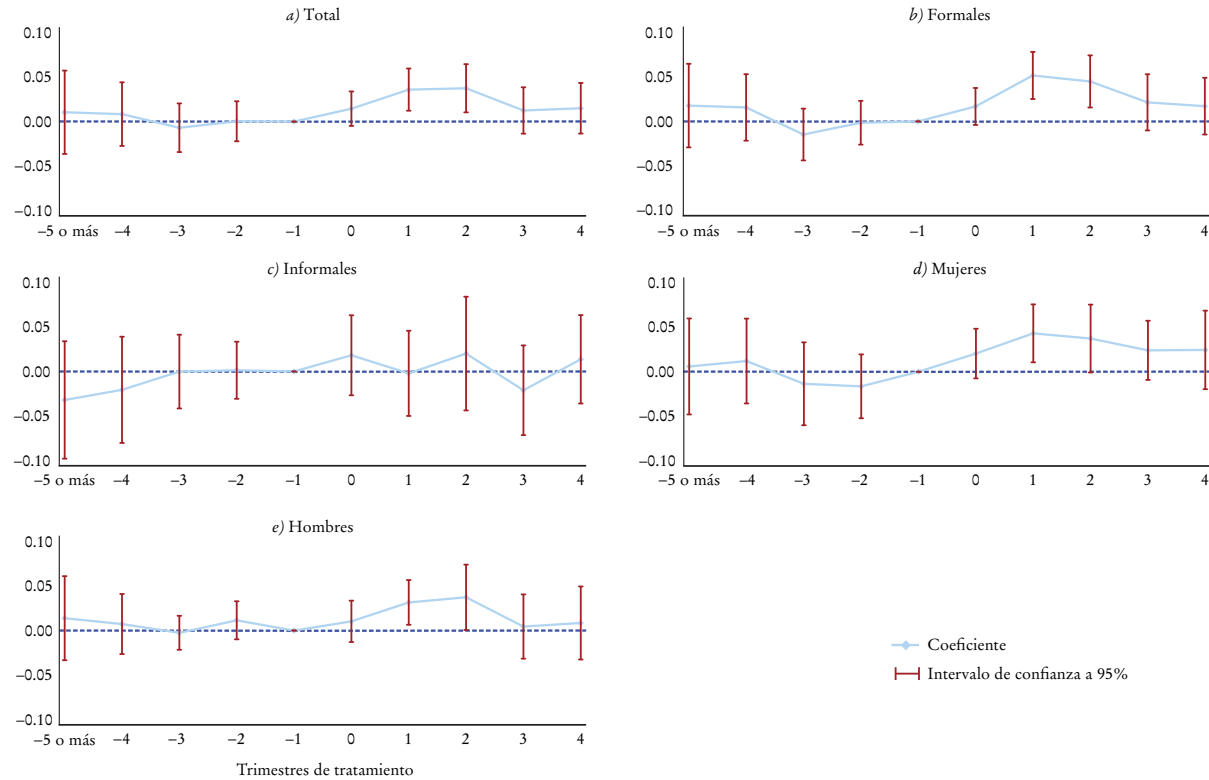
La gráfica 5 presenta los impactos del incremento del SM en la ZLFN sobre los salarios reales por hora. Para el total de asalariados, la política tuvo efectos positivos y significativos en al menos dos trimestres, lo que implica en ellos un incremento de 3.6% en 2019/2 ($p < 0.01$) y de 3.75% en 2019/3 ($p < 0.01$). Por sector, en el de los asalariados formales, los efectos del tratamiento son positivos, mas sólo son significativos en los trimestres 2019/2 y 2019/3, al igual que con el total de asalariados. En 2019/2, el incremento fue

GRÁFICA 4. Efectos dinámicos del incremento del SM sobre la probabilidad de trabajar en el sector formal^a



^a Coeficientes basados en la ecuación (2). La variable dependiente está limitada a personas ocupadas asalariadas y toma valores de 1 para las asalariadas formales y de 0 para las asalariadas informales. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal. Grupo de control constituido por los municipios de las entidades de la frontera norte que no pertenecen a la ZLFN.

GRÁFICA 5. Efectos dinámicos del incremento del SM sobre el salario por hora medio^a



^a Coeficientes basados en la ecuación (2). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario por hora a precios de enero de 2020. La muestra se limita a personas ocupadas asalariadas. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal. Grupo de control constituido por los municipios de las entidades de la frontera norte que no pertenecen a la ZLFN.

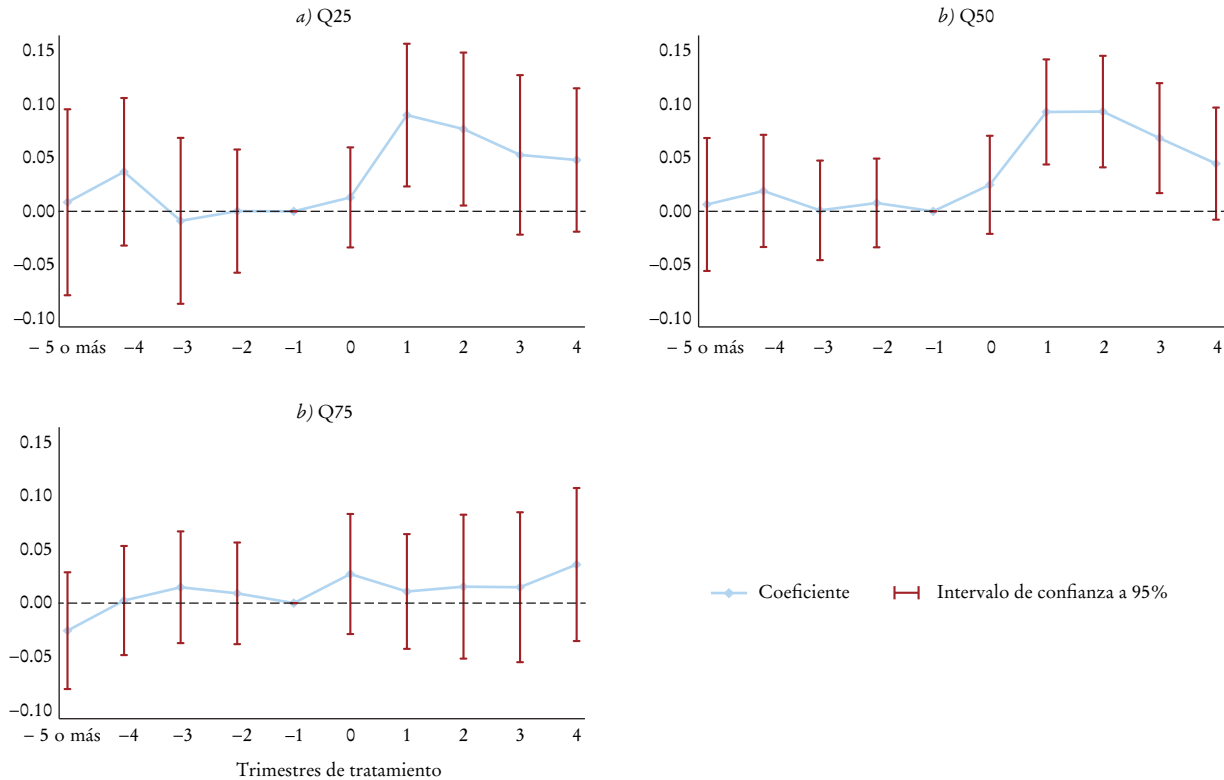
de 5.17% ($p < 0.01$) y en 2019/3 de 4.5% ($p < 0.01$). Posteriormente, los efectos disminuyeron y perdieron significancia. Entre los asalariados informales, el incremento del SM no afectó de manera significativa el salario medio; sin embargo, se observan efectos positivos y negativos con amplios intervalos de confianza. Esto implica que únicamente pueden descartarse efectos negativos mayores a 6.46 puntos porcentuales y positivos mayores a 7.38 puntos porcentuales. Al dividir a las personas entre sexo y mujeres asalariadas, se observa un efecto positivo en los trimestres 2019/2 y 2019/3 de 4.32% ($p < 0.01$) y 3.73% ($p < 0.10$), respectivamente. Para los hombres, también se observan efectos positivos y significativos en los trimestres 2019/2 y 2019/3: de 3.17% ($p < 0.05$) y 3.73% ($p < 0.05$), respectivamente. Como se había previsto, los resultados indican que el efecto sobre el salario medio fue ligeramente mayor entre las mujeres que entre los hombres.⁶ Adicionalmente, estos resultados son similares a los reportados en Campos-Vazquez et al. (2020), quienes encuentran que el efecto de la política sobre el salario medio del total de trabajadores rondó entre 3 y 6%, mientras que para los formales el incremento medio fue de 9 por ciento.

La gráfica 6 presenta los efectos dinámicos del incremento del SM para distintos cuantiles de la distribución salarial. Se observa que duplicar el SM aumentó el salario por hora de los asalariados en los cuantiles 25 y 50. Dentro del segundo cuartil, los efectos del incremento salarial son significativos a partir de 2019/2, con un incremento de 9.26% ($p < 0.01$), el cual asciende a 9.3% en 2019/3 ($p < 0.01$) y desaparece tras 2019/4, cuando el efecto se situó en 6.82% ($p < 0.05$). Respecto a los efectos sobre el primer cuartil, se encuentran impactos positivos en 2019/2 y 2019/3, cuando se situaron en 8.87% ($p < 0.05$) y 7.67% ($p < 0.05$), respectivamente.

La gráfica 7 muestra los efectos a lo largo de la distribución salarial por sector de empleo. Entre los trabajadores formales, para el primer y el segundo cuantiles el único efecto positivo y significativo se observa en 2019/2, con un incremento de 4.36% ($p < 0.05$) y 6.79% ($p < 0.01$), respectivamente. Asimismo,

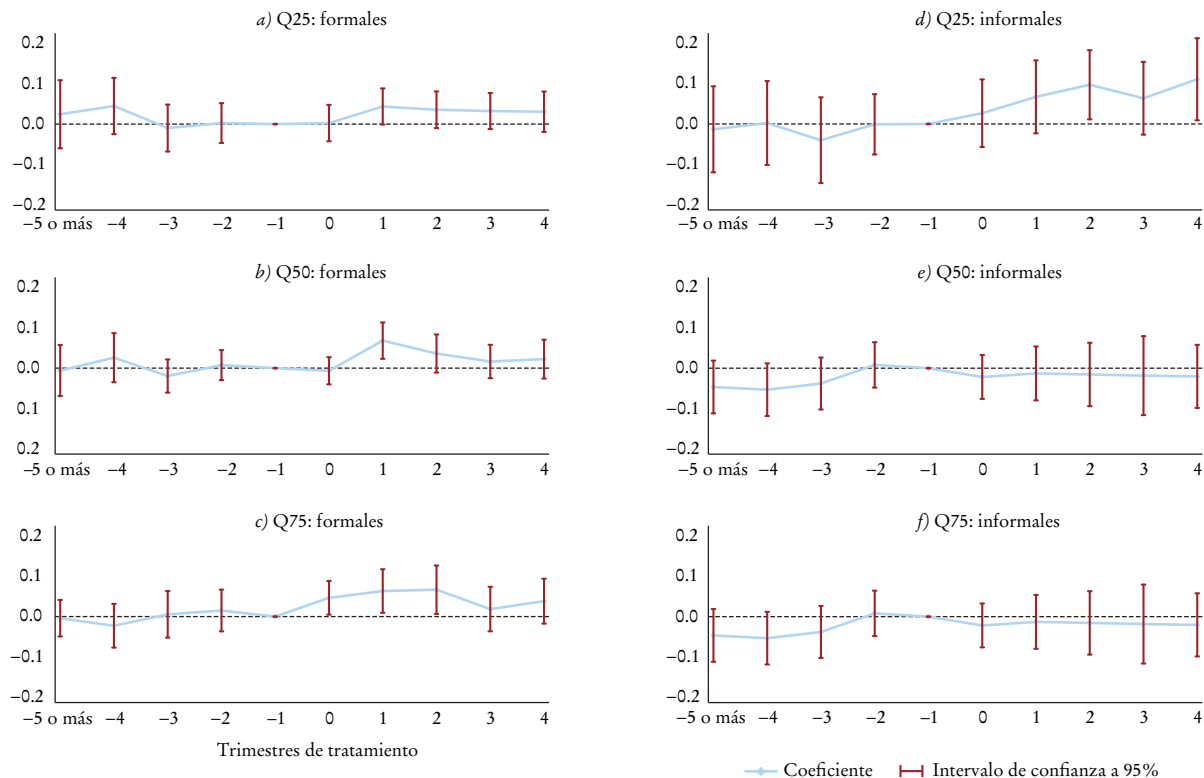
⁶ Respecto a los efectos del incremento del SM sobre la probabilidad de trabajar en el sector formal, se obtienen resultados similares cuando el grupo de referencia está constituido por todos los municipios del ASMG. Sobre el salario medio, la gráfica A2 muestra que al cambiar el grupo de control el supuesto de tendencias paralelas también se cumple. De igual forma, los efectos postratamiento son positivos; sin embargo, los efectos dinámicos del incremento salarial se observan a partir del trimestre de adopción de éste. Por sector, se confirman los efectos no significativos para los asalariados informales, mientras que para los formales los efectos se observan de 2019/1 a 2019/3. Por sexo, los efectos positivos se observan para las mujeres y los hombres de 2019/1 a 2019/3, siendo mayor el efecto entre las mujeres.

GRÁFICA 6. Efectos dinámicos del incremento del SM a lo largo de la distribución. Asalariados totales^a



^a Coeficientes de una regresión RIF con efectos fijos. La variable dependiente es el logaritmo natural del salario por hora a precios de enero de 2020. La muestra se limita a personas ocupadas asalariadas. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal y calculados vía *bootstrap*. Grupo de control constituido por los municipios de las entidades de la frontera norte que no pertenecen a la ZLFN.

GRÁFICA 7. Efectos dinámicos del incremento del SM a lo largo de la distribución. Asalariados formales e informales^a



^a Coeficientes de una regresión RIF con efectos fijos. La variable dependiente es el logaritmo natural del salario por hora a precios de enero de 2020. La muestra se limita a personas ocupadas asalariadas. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal y calculados vía *bootstrap*. Grupo de control constituido por los municipios de las entidades de la frontera norte que no pertenecen a la ZLFN.

en el tercer cuartil se tuvieron efectos significativos durante tres trimestres, los cuales se incrementaron de manera gradual y pasaron de 4.63% en 2019/1 ($p < 0.05$) a 6.64% en 2019/3 ($p < 0.05$). Entre los informales, sólo se observa un impacto positivo y significativo en el primer cuartil. En específico, hubo un incremento de 9.69% en 2019/2 ($p < 0.05$) y de 11.05% en 2020/1 ($p < 0.05$). Por un lado, que en el sector formal en los cuantiles altos haya efectos positivos, significativos y mayores que en los cuantiles bajos implica que el incremento del SM pudo haber aumentado la dispersión salarial en este sector; por otro lado, que en el sector informal sólo haya efectos significativos en el primer cuartil implica que el incremento salarial pudo haber disminuido la dispersión salarial entre los trabajadores informales.

Respecto a la literatura relacionada, Campos Vázquez y Rodas Milián (2020) también analizan los efectos a lo largo de la distribución, donde utilizan datos del IMSS. Al enfocarnos en los trabajadores formales, los resultados presentados se asemejan a los de estos autores, quienes encuentran que el efecto se diluye fuertemente hasta el cuantil 20 y posteriormente lo hace de manera paulatina hasta desaparecer en el cuantil 77. Esto es consistente con nuestros resultados, ya que se observan trimestres donde el efecto se mantiene en el cuantil 75.

Si bien los resultados para el salario medio de los asalariados informales reportan efectos no significativos sobre el salario por hora, se mostró que sí hubo efectos positivos en los salarios de este sector, sólo que fue en la parte inferior de la distribución. Lo anterior sugiere que los empleadores del sector informal únicamente ajustaron los salarios de sus trabajadores de bajos ingresos para “mantenerlos” de cierta forma en sus nóminas, mientras que los empleadores formales ajustaron los salarios de un mayor grupo de trabajadores.

Por último, al contrastar estos hallazgos con los obtenidos mediante los modelos de DID destaca que, si bien para algunos grupos hubo incrementos en sus salarios en ciertos trimestres, ocurre en ocasiones que el promedio de estos incrementos no es significativo.

VI. CONCLUSIONES

Este artículo analizó los efectos medios y dinámicos del aumento de 100% del SM en la región fronteriza norte de México del 1° de enero de 2019 sobre el empleo y los salarios. Se observó que dicho incremento no afectó de forma

significativa la probabilidad de pertenecer a la PEA o de estar ocupado. De manera contraria, entre el total de asalariados, aumentó en 1.38 puntos porcentuales la probabilidad de trabajar en el sector formal, cifra que asciende a 2.34 puntos porcentuales entre las mujeres y no es significativa entre los hombres. En cuanto al salario por hora medio, modelos de DID mostraron que el aumento del SM llevó a un incremento promedio de 2.34% entre el total de asalariados, de 3.27% entre los trabajadores formales y de 3.56% entre las mujeres. A lo largo de la distribución salarial, para los asalariados formales hubo, en promedio, un incremento en el salario entre aquellos por debajo del primer cuartil en 4.8% y por debajo del segundo cuartil en 7.74%. En los modelos ESD se encontró un incremento en el salario hasta el tercer cuartil; sin embargo, éste sólo se observó durante un periodo y no en todos los trimestres analizados. Asimismo, los resultados para los asalariados informales en el primer cuartil se sostienen tanto en promedio, con un incremento de 7.74%, como al analizar de manera individual cada trimestre. Los hallazgos indican que la política salarial mejoró las percepciones laborales de la mayor parte de los trabajadores formales, mientras que en el sector informal sólo benefició de manera indirecta a los trabajadores de bajos salarios. Esto sugiere un ajuste por parte de los empleadores del sector informal, posiblemente para evitar que sus trabajadores migren al sector formal.

Los resultados del estudio son a grandes rasgos congruentes con los encontrados por la Conasami (2019), Campos Vázquez y Rodas Milián (2020), Campos-Vazquez et al. (2020) y Campos-Vázquez y Esquivel (2021). Lo anterior indica que, por lo general, la literatura que examina los efectos del incremento del SM de 2019 sobre el empleo y los salarios obtiene resultados similares, independientemente de la base utilizada (es decir, datos administrativos del IMSS o la ENOE), el método de estimación (esto es, DID, ESD o MCS) y la estructura de los datos empleados (o sea, sección cruzada repetida o panel).

Como política económica, puede decirse que en el corto plazo los efectos del incremento del SM sobre el mercado laboral de la región fronteriza norte de México fueron por lo general positivos, y que éstos beneficiaron en mayor medida a las mujeres e incluso se generaron efectos indirectos positivos sobre los trabajadores asalariados del sector informal de bajos ingresos. El alza al doble del SM de 2019 favoreció en el corto plazo a aproximadamente 631 000 trabajadores que percibían, antes del incremento, menos de dos SM diarios. De éstos, 146 000 laboraban en la industria maquiladora de exportación, un sector intensivo en mano de obra femenina (Fuentes, Brugués Rodríguez, González

König y Carrillo Viveros, 2020). Por lo tanto, de acuerdo con lo planteado por la Conasami (2022), los resultados indican que el aumento del SM contribuyó a la reducción en la brecha salarial de género en la región.

Es importante recordar que el incremento del SM de enero de 2019 estuvo acompañado de la disminución del IVA y del ISR para ciertos grupos de trabajadores. Por lo tanto, los efectos encontrados en este estudio no sólo están reflejando los incrementos del SM, sino también los efectos conjuntos de la creación de la ZLFN. Esto tiene implicaciones importantes para la interpretación de nuestros hallazgos. Primero, los resultados de Campos-Vázquez y Esquivel (2020) sugieren que de manera conjunta el incremento del SM y la disminución del IVA llevaron a una disminución de la inflación en la zona fronteriza norte de 1.8 puntos porcentuales. Calderón et al. (2023) observan que mientras la reducción del IVA llevó a un decremento de los precios de 2.57%, el incremento del SM los aumentó en 1.20% y, por lo tanto, la instauración de la ZLFN resultó en una reducción de los precios de 1.37%. Segundo, puesto que en la ENOE no se especifica si se reporta el salario bruto o neto, es posible que ante la disminución del ISR se haya incrementado el salario reportado por las personas encuestadas. De manera conjunta, lo anterior sugiere que los resultados aquí presentados pueden ser interpretados como un límite superior de los efectos positivos del incremento del SM y que en otros contextos, donde no hubiera disminuido el IVA y el ISR, los efectos del incremento de 100% sobre el salario hubieran sido menores.

Finalmente, futuras líneas de investigación incluyen examinar por el lado de la oferta cómo el incremento del SM afectó las decisiones migratorias y de trabajo de las personas, mientras que por el lado de la demanda aún existe poca claridad sobre cómo reaccionaron los empleadores y si el aumento salarial afectó o no los niveles de rotación de personal, lo cual puede tener un impacto importante sobre los costos de capacitación en los que incurren las empresas y los niveles de productividad de los trabajadores.

APÉNDICE

1. Impacto diferenciado por sexo del incremento del salario mínimo

A fin de visualizar de una manera más formal por qué se espera que los efectos del incremento del SM sean mayores entre las mujeres que entre los hom-

bres, se utiliza como punto de partida el modelo propuesto originalmente por Robinson (2002 y 2005).

Suponga que existen dos periodos, donde $t=0$ indica el periodo previo al incremento del SM y $t=1$ el periodo posterior. El SM en $t=1$ está dado por $SM_{t=1}$, el cual para simplificar la nomenclatura se denota como SM . Los trabajadores i se dividen en mujeres (m) y hombres (h). El salario por hora es denotado como $W_{i,t}$; además, asuma que éstos son rígidos a la baja y que el aumento del SM no genera efectos de empleo u otras externalidades.

Por un lado, los trabajadores i que en $t=0$ percibían un salario menor al SM que entró en vigor en $t=1$, sea $W_{i,t=0} \leq SM$, tendrán un aumento en su remuneración y ahora recibirán SM . Por otro lado, los trabajadores i que en $t=0$ percibían un salario mayor al SM en $t=1$, o sea $W_{i,t=0} > SM$, no verán afectada su remuneración y recibirán $W_{i,t=1} = W_{i,t=0}$. Si N representa el número total de trabajadores y N_{sm} el número de trabajadores con salarios menores a SM , entonces el salario promedio en $t=1$ está dado por:

$$\bar{W}_{t=1} \left\{ \left[\sum_{W_{i,t=0} \leq SM} \left(\frac{SM}{N_{sm}} \right) \times \left(\frac{N_{sm}}{N} \right) \right] + \left[\sum_{W_{i,t=0} > SM} \left(\frac{W_{i,t=1}}{N - N_{sm}} \right) \times \left(\frac{N - N_{sm}}{N} \right) \right] \right\} \quad (1a)$$

$$= \left[\sum_{W_{i,t=0} \leq SM} (SM) \times \left(\frac{1}{N} \right) \right] + \left[\sum_{W_{i,t=0} > SM} (W_{i,t=1}) \times \left(\frac{1}{N} \right) \right] \quad (2a)$$

Las ecuaciones (1a) y (2a) dicen que el salario promedio en $t=1$ es igual al promedio ponderado del salario de los trabajadores que tienen un salario igual al SM más el promedio ponderado de aquellos que tienen uno mayor al SM. Esto implica que el cambio en el salario promedio entre los dos periodos está dado por:

$$\Delta \bar{W} = \frac{1}{N} \left[\sum_{W_{i,t=0} \leq SM} (SM - W_{i,t=0}) \right] \quad (3a)$$

donde el cambio en \bar{W} depende del número de trabajadores que en $t=0$ tenían un salario menor al SM de $t=1$ (SM) y de la brecha entre SM y su salario en el periodo previo, o sea $W_{i,t=0}$. Asimismo, los cocientes del salario medio de las mujeres y los hombres en $t=0$ y $t=1$ están dados por:

$$\left(\frac{\bar{W}_m}{\bar{W}_h} \right)_{t=0} = \frac{\left[\sum_{W_{m,t=0} \leq SM} (W_{m,t=0}) \times \left(\frac{1}{N_m} \right) \right] + \left[\sum_{W_{m,t=0} > SM} (W_{m,t=0}) \times \left(\frac{1}{N_m} \right) \right]}{\left[\sum_{W_{h,t=0} \leq SM} (W_{h,t=0}) \times \left(\frac{1}{N_h} \right) \right] + \left[\sum_{W_{h,t=0} > SM} (W_{h,t=0}) \times \left(\frac{1}{N_h} \right) \right]} \quad (4a)$$

$$\left(\frac{\bar{W}_m}{\bar{W}_h}\right)_{t=1} = \frac{\left[\sum W_{m,t=0} \leq SM \times \left(\frac{1}{N_m}\right)\right] + \left[\sum W_{m,t=0} > SM (W_{m,t=1}) \times \left(\frac{1}{N_m}\right)\right]}{\left[\sum W_{h,t=0} \leq SM (SM) \times \left(\frac{1}{N_h}\right)\right] + \left[\sum W_{h,t=0} > SM (W_{h,t=1}) \times \left(\frac{1}{N_h}\right)\right]} \quad (5a)$$

Con base en las ecuaciones (4a) y (5a) pueden hacerse diversas inferencias. Primero, cuando en $t=0$ hay más mujeres que hombres que perciben un salario menor a SM y cuando la brecha entre los salarios percibidos antes del incremento ($W_{i,t=0}$) y el nuevo salario mínimo (SM) es mayor entre las mujeres que entre los hombres, el incremento del SM coadyuvará a la reducción de la brecha salarial de género, particularmente en la parte inferior de la distribución salarial (Li y Ma, 2015). Segundo, mientras mayor sea el aumento del SM , más grande será el tamaño del primer término respecto al segundo y, por lo tanto, mayor será su efecto sobre la brecha salarial. Tercero, ante la ausencia de otros efectos, los incrementos subsecuentes del SM reducirán la brecha salarial de género, siempre y cuando éstos afecten en mayor medida a las mujeres que a los hombres (Robinson, 2002). Por lo tanto, con base en lo observado en la gráfica 3 y lo planteado en las ecuaciones (4a) y (5a), se espera que exista un impacto diferenciado por sexo del incremento de 100% del SM en la ZLFN, que éste haya sido mayor entre las mujeres y además coadyuve a la reducción de la brecha salarial de género.

2. ASMG como grupo de control

CUADRO A1. *Efecto promedio del incremento del SM sobre distintas variables laborales.*
Grupo de control: ASMG^a

Variable dependiente	Total	Mujeres	Hombres
a) Pertenecer a PEA	-0.0049* (0.0025)	-0.0106** (0.0043)	0.0013 (0.0020)
R ²	0.7534	0.7167	0.7379
N	4 186 165	2 192 770	1 993 395
b) Ocupado	0.0005 (0.0016)	0.0005 (0.0029)	0.0006 (0.0016)
R ²	0.4614	0.4955	0.4416
N	2 607 321	1 021 000	1 586 321
c) Asalariado formal	0.0110** (0.0053)	0.0200** (0.0082)	0.0053 (0.0047)
R ²	0.8082	0.822	0.7994
N	1 769 897	695 206	1 074 691

^a *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Coefficientes basados en la ecuación (1). Panel *a*): variable dependiente toma valores de 1 para aquellas personas que forman parte de la fuerza laboral y de 0 para las que no. Panel *b*): variable dependiente limitada a la PEA y toma valores de 1 para aquellas personas que están ocupadas y de 0 para las que no. Panel *c*): variable dependiente limitada a personas ocupadas asalariadas y toma valores de 1 para aquellas que laboran como formales y de 0 para los que están ocupadas como informales. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo —sólo en el panel *c*)— y efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal entre paréntesis. Grupo de control constituido por los municipios pertenecientes al ASMG.

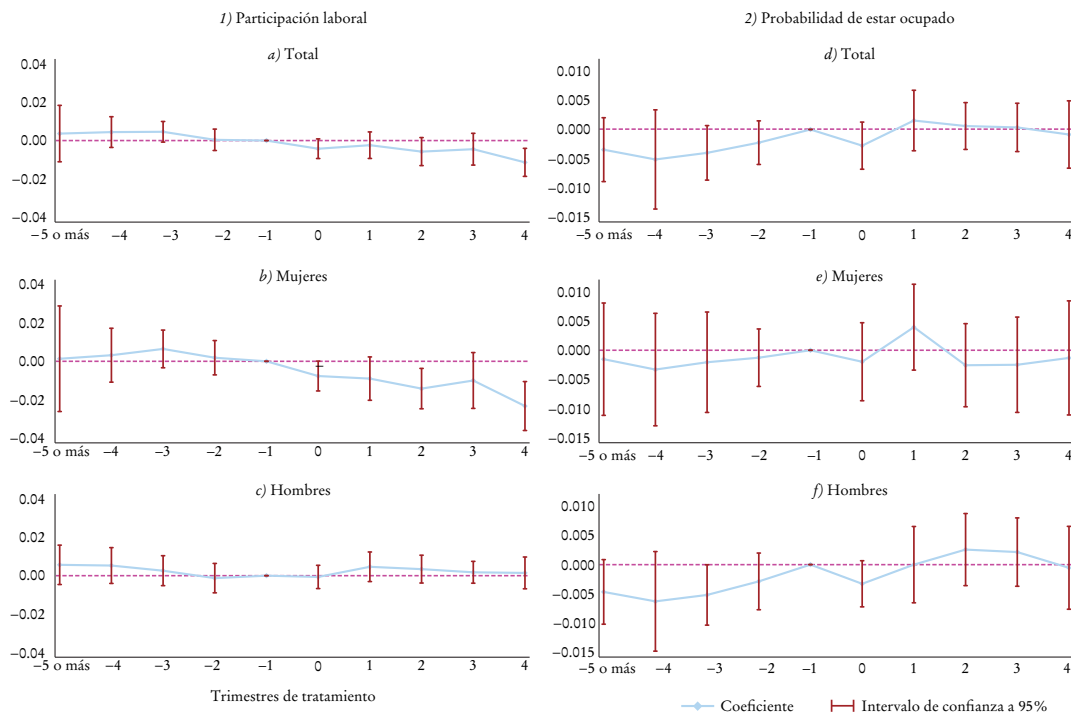
CUADRO A2. *Efecto promedio del incremento del SM sobre el salario por hora:*
asalariados. Grupo de control: ASMG^a

Variable	Total	Formales	Informales	Mujeres	Hombres
ZLFN	0.0309*** (0.0092)	0.0346*** (0.0091)	0.0223 (0.0197)	0.0411*** (0.0125)	0.0243** (0.0097)
R ²	0.7639	0.7901	0.6858	0.7912	0.7447
N	1 221 457	659 068	480 787	471 189	750 268

^a *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

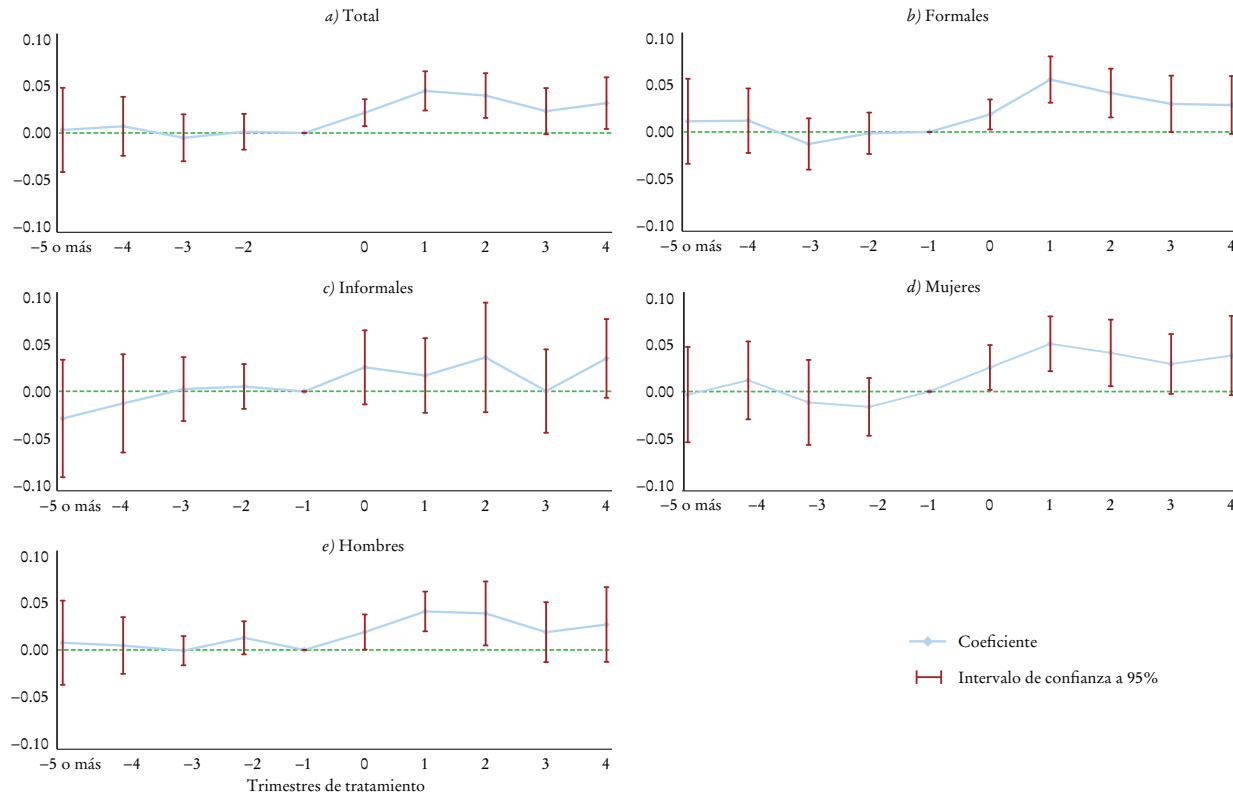
Coefficientes basados en la ecuación (1). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario por hora a precios de enero de 2020. Muestra limitada a trabajadores asalariados. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales. Errores estándar agrupados a nivel municipal entre paréntesis. Grupo de control constituido por los municipios pertenecientes al ASMG.

GRÁFICA A1. Efectos dinámicos del incremento del SM sobre la participación laboral.
Grupo de control: ASMG^a



^a Coeficientes basados en la ecuación (2). Columna 1): variable dependiente toma valores de 1 para aquellas personas que forman parte de la fuerza laboral y de 0 para las que no. Columna 2): variable dependiente limitada a la PEA y toma valores de 1 para aquellas personas que están ocupadas y de 0 para las que no. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, una variable dicotómica que indica si la persona asiste a la escuela, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo 2016/1-2020/1. Errores estándar agrupados a nivel municipal. Grupo de control constituido por los municipios pertenecientes al ASMG.

GRÁFICA A2. Efectos dinámicos del incremento del SM sobre el salario por hora medio. Grupo de control: ASMG^a



^a Coeficientes basados en la ecuación (2). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario por hora a precios de enero de 2020. Muestra limitada a personas ocupadas asalariadas. Las variables de control son la edad, la edad al cuadrado, un par de variables dicotómicas que indican si la persona asiste a la escuela y si es trabajador de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo 2016/1-2020/1. Errores estándar agrupados a nivel municipal. Grupo de control constituido por los municipios pertenecientes al ASMG.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Banco de México (2019). Informe trimestral abril-junio 2019. Recuperado de: www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/informes-trimestrales/informes-trimestrales-precios.html
- Bell, L. A. (1997). The impact of minimum wages in Mexico and Colombia. *Journal of Labor Economics*, 15(S3), S102-S135. Recuperado de: <https://doi.org/10.1086/209878>
- Bosch, M., y Manacorda, M. (2010). Minimum wages and earnings inequality in urban Mexico. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(4), 128-149. Recuperado de: <https://doi.org/10.1257/app.2.4.128>
- Bouchot Viveros, J. A. (2018). *The Implications of a Rise in the Minimum Wage on the Mexican Labour Market* (tesis de doctorado). University of Birmingham, Reino Unido.
- Brown, C., Gilroy, C., y Kohen, A. (1982). The effect of the minimum wage on employment and unemployment. *Journal of Economic Literature*, 20(2), 487-528.
- Calderón, M., Cortés, J., Pérez, J. P., y Salcedo, A. (2023). Disentangling the effects of large minimum wage and VAT changes on prices: Evidence from Mexico. *Labour Economics*, 80, 102294. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2022.102294>
- Cámara de Diputados (2012). *Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos*. México: Cámara de Diputados.
- Campos-Vazquez, R. M., Delgado, V., y Rodas, A. (2020). The effects of a place-based tax cut and minimum wage increase on labor market outcomes. *IZA Journal of Labor Policy*, 10(1), 1-24. Recuperado de: <https://doi.org/10.2478/izajolp-2020-0012>
- Campos-Vázquez, R. M., y Esquivel, G. (2020). The effect of doubling the minimum wage and decreasing taxes on inflation in Mexico. *Economics Letters*, 189, 109051. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2020.109051>
- Campos-Vázquez, R. M., y Esquivel, G. (2021). The effect of doubling the minimum wage on employment and earnings in Mexico. *Economic Letters*, 209, 110124. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.110124>

- Campos Vázquez, R. M., Esquivel, G., y Santillán Hernández, A. S. (2017). El impacto del salario mínimo en los ingresos y el empleo en México. *Revista de la CEPAL*, (122), 205-234. Recuperado de: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/42038-impacto-salario-minimo-ingresos-empleo-mexico>
- Campos Vázquez, R. M., y Rodas Milián, J. A. (2020). El efecto faro del salario mínimo en la estructura salarial: Evidencias para México. *El Trimestre Económico*, 87(345), 51-97. Recuperado de: <https://doi.org/10.20430/ete.v87i345.859>
- Card, D. (1992). Do minimum wages reduce employment? A case study of California, 1987-89. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), 38-54. Recuperado de: <https://doi.org/10.1177/001979399204600104>
- Card, D., y Krueger, A. B. (1994). Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review*, 84(4), 772-793.
- Conasami (2019). Evaluación de impacto: efectos del aumento del salario mínimo en la zona libre de la frontera norte. Recuperado de: www.gob.mx/conasami/articulos/evaluacion-de-impacto-del-salario-minimo-en-la-zona-libre-de-la-frontera-norte
- Conasami (2022). Efecto de la nueva política de salarios mínimos en la brecha salarial de género. Recuperado de: www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/714824/Efecto_de_la_Nueva_Pol_tica_de_Salarios_Minimo_en_la_brecha_salarial_de_g_nero.pdf
- Dolton, P., Bondibene, C. R., y Wadsworth, J. (2012). Employment, inequality, and the UK national minimum wage over the medium-term. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(1), 78-106. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00653.x>
- Dube, A. (2019). Minimum wages and the distribution of family incomes. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 268-304. Recuperado de: <https://doi.org/10.1257/app.20170085>
- Fernández Bujanda, L. (2020). *The Impact of Minimum Wage on Low Wage Formal Employment*. México: CEMLA.
- Firpo, S., Fortin, N. M., y Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 952-973. Recuperado de: <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>

- Fuentes, N. A., Brugués Rodríguez, A., González König, G., y Carrillo Viveros, J. (2020). El impacto económico en la industria maquiladora y en la región fronteriza del norte de México debido al alza de 100% del salario mínimo. *Región y Sociedad*, 32, e1230. Recuperado de: <https://doi.org/10.22198/rys2020/32/1230>
- Grau, N., Miranda, J., y Puentes, E. (2018). *The Effects of the Minimum Wage on Employment and Wages* (Documentos de Trabajo, núm. 466). Santiago de Chile: Universidad de Chile.
- Herrera Ledesma, P. A., Sánchez Limón, M. L., Escobar Angulo, D. M., y Esparza del Villar, O. A. (2019). El mercado laboral de la industria maquiladora en México: un oligopsonio. Efecto de la nueva división internacional del trabajo. *Economía: Teoría y Práctica*, (51), 45-72. Recuperado de: <https://doi.org/10.24275/etypuam/ne/512019/herrera>
- Kaplan, D. S., y Pérez Arce, F. (2006). El efecto de los salarios mínimos en los ingresos laborales de México. *El Trimestre Económico*, 73(289), 139-173. Recuperado de: <https://doi.org/10.20430/ete.v73i289.556>
- Katz, L. F., y Krueger, A. B. (1992). The effect of the minimum wage on the fast-food industry. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), 6-21. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/2524735>
- Lemos, S. (2009). Minimum wage effects in a developing country. *Labour Economics*, 16(2), 224-237. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2008.07.003>
- Li, S., y Ma, X. (2015). Impact of minimum wage on gender wage gaps in urban China. *IZA Journal of Labor & Development*, 4, 1-22. Recuperado de: <https://doi.org/10.1186/s40175-015-0044-4>
- López Arévalo, J., y Peláez Herreros, O. (2015). El desigual impacto de la crisis económica de 2008-2009 en los mercados de trabajo de las regiones de México: la frontera norte frente a la región sur. *Contaduría y Administración*, 60(S2), 195-218. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.004>
- Mendoza, J. E. (2010). El mercado laboral en la frontera norte de México: estructura y políticas de empleo. *Estudios Fronterizos*, 11(21), 9-42. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=53015619001>
- Mincer, J. (1976). Unemployment effects of minimum wages. *Journal of Political Economy*, 84(4), S87-S104.

- Pérez Pérez, J. (2020). The minimum wage in formal and informal sectors: Evidence from an inflation shock. *World Development*, 133, 104999. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.104999>
- Rinz, K., y Voorheis, J. (2018). *The Distributional Effects of Minimum Wages: Evidence from Linked Survey and Administrative Data* (CARRA Working Paper, núm. 2018-02). Washington, D. C.: US Census Bureau.
- Robinson, H. (2002). Wrong side of the track? The impact of the minimum wage on gender pay gaps in Britain. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(5), 417-448. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00271>
- Robinson, H. (2005). Regional evidence on the effect of the national minimum wage on the gender pay gap. *Regional Studies*, 39(7), 855-872. Recuperado de: <https://doi.org/10.1080/00343400500289820>
- Segob (2018). Decreto de estímulos fiscales de la región fronteriza norte. *Diario Oficial de la Federación* (31 de diciembre de 2018). México: Segob.
- Stewart, M. B. (2004). The impact of the introduction of the UK minimum wage on the employment probabilities of low-wage workers. *Journal of the European Economic Association*, 2(1), 67-97. Recuperado de: <https://doi.org/10.1162/154247604323015481>
- Stigler, G. J. (1946). The economics of minimum wage legislation. *The American Economic Review*, 36(3), 358-365.
- STPS (2019). Estudio sobre el incremento al salario mínimo en la frontera norte de México. Recuperado de: www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/523520/Paper_STPS_octubre_2019_v8_final.pdf
- Sun, L., y Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175-199. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>
- Welch, F. (1974). Minimum wage legislation in the United States. *Economic Inquiry*, 12(3), 285-318. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1974.tb00401.x>
- Wong, S. A. (2019). Minimum wage impacts on wages and hours worked of low-income workers in Ecuador. *World Development*, 116, 77-99. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.12.004>