



**El Colegio
de la Frontera
Norte**

Efectos de duplicar el salario mínimo en el empleo y el ingreso
de la Zona Libre de la Frontera Norte

Tesis presentada por

René Alvarado Pérez

para obtener el grado de

MAESTRO EN ECONOMÍA APLICADA

Tijuana, B. C., México
2022

CONSTANCIA DE APROBACIÓN

Director(a) de Tesis:

Dr. Pedro Paulo Orraca Romano

Aprobada por el Jurado Examinador:

1. Dr. Óscar Peláez Herreros, lector interno
2. Dr. Francisco Javier Cabrera Hernández, lector externo

A René, Bety, Rosy y Monse.

Por estar ahí.

Siempre.

Agradecimientos

Quiero agradecer a El Colegio de la Frontera Norte (El Colef) por la oportunidad de formar parte de una generación más de la Maestría en Economía Aplicada (MEA) y al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) por el financiamiento para la conclusión de esta.

Al Dr. Pedro Orraca por haberse interesado en esta propuesta de investigación y posteriormente apoyarme para el desarrollo de la misma. Gracias por su guía y sus consejos.

Al Dr. Francisco Cabrera por permitirme realizar estancia en la Universidad de Monterrey (UDEM) y por el asesoramiento para la parte metodológica.

Al Dr. Oscar Peláez por los comentarios que permitieron una mejor versión de este documento.

A la coordinación de la MEA, Dr. David Gaytán y Lic. Laura Gómez, por el apoyo en los vaivenes administrativos.

A mis queridos MEA, a Kevin, Fer y Rojas por los buenos ratos en Discord. A quienes sumaron en mi aventura tijuanaense: Karen, Diego, Miguel, Fer, Leo y Luciel.

Y a quienes acompañaron en la distancia: Omar y Evelyn.

RESUMEN

Esta investigación analiza el incremento del 100 por ciento en el salario mínimo de la Zona Libre de la Frontera Norte (ZLFN) de México de enero de 2019 y sus efectos en el empleo, el ingreso y la distribución salarial. Se utilizan datos de la ENOE del primer trimestre de 2016 al primer trimestre de 2020. La estrategia metodológica es un diseño de estudio de eventos para estimar los efectos dinámicos de esta política salarial. Los resultados indican efectos nulos en la participación laboral y el empleo. Sin embargo, hay un incremento de 1.46 por ciento en la probabilidad de migrar del empleo asalariado informal al formal. Para las mujeres asalariadas, la probabilidad de migrar de sector se incrementó en 2.82 por ciento. Asimismo, no se encuentran efectos significativos sobre el salario medio de los asalariados informales, pero sí un incremento de 5.17 por ciento en el ingreso medio de los asalariados formales. Por cuantiles, hay efectos positivos para los asalariados formales hasta en el cuantil 75 de la distribución salarial y hasta el cuantil 25 entre los asalariados informales.

Palabras clave: ZLFN, salario mínimo, empleo, ingreso, diseño de estudio de eventos

ABSTRACT

This study analyzes the 100 percent increase in the minimum wage in the Northern Border Free Zone (NBFZ) of Mexico of January 2019 and its effects on employment, income, and the wage distribution. The data comes from the ENOE from the first quarter of 2016 to the first quarter of 2020. The methodology used is an event study design that allows estimating the dynamic effects of this wage policy. The results indicate null effects on labor force participation and employment. However, there is an increase of 1.46 percent in the transition probability from informal wage work to formal wage work. For female salaried workers, the probability of transitioning to the formal sector increased by 2.82 percent. In addition, there are no significant effects on the mean wage of informal workers, but for formal wage workers there is a 5.17 percent increase. By quantiles, there are positive effects on formal wages up to the 75th quantile of the wage distribution, and up to the 25th quantile of the informal wage distribution.

Keywords: ZLFN, minimum wage, employment, income, event study design

Índice general

INTRODUCCIÓN	1
CAPÍTULO I. EL SALARIO MÍNIMO EN MÉXICO	4
CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO: EFECTOS DEL SALARIO MÍNIMO	12
2.1 EL MODELO ESTÁNDAR	12
2.2 EL MODELO DE DOS SECTORES	13
2.3 EL MODELO DE MONOPSONIO	15
2.4 HIPÓTESIS	16
CAPÍTULO III. REVISIÓN DE LA LITERATURA	17
CAPÍTULO IV. METODOLOGÍA	24
4.1 DATOS.....	24
4.2 OPERACIONALIZACIÓN DE VARIABLES	25
4.3 METODOLOGÍA.....	25
4.3.1 <i>Diseño de Estudio de Eventos (ESD)</i>	25
4.3.2 <i>Estrategia de identificación</i>	30
CAPÍTULO V. RESULTADOS	33
5.1 DESCRIPTIVOS	33
5.2 EFECTOS EN EL EMPLEO	41
5.3 EFECTOS SOBRE EL SALARIO REAL	50
5.4 EFECTOS A LO LARGO DE LA DISTRIBUCIÓN SALARIAL	55
CONCLUSIONES	61
REFERENCIAS	64
ANEXOS	I

Índice de figuras

Figura 1.1 Salario mínimo nominal en México, 2010-2020	5
Figura 1.2 Zonas salariales en México a partir de 2019.....	7
Figura 1.3 Distribución de asalariados de la ZLFN por número de SM percibidos, 2018/4.....	8
Figura 1.4. Distribución del total de asalariados y asalariados con SM de la ZLFN en 2018/4 por grupos de edad.....	10
Figura 1.5. Distribución del total de asalariados y asalariados con SM de la ZLFN en 2018/4 por nivel educativo	11
Figura 2.1 Efectos del salario mínimo en el empleo	12
Figura 2.2 Efectos del salario mínimo en dos sectores.....	14
Figura 2.3 Efectos del salario mínimo en un monoposio	15
Figura 4.1 Distribución de observaciones de la ENOE, 2016/1 - 2020/1	32
Figura 5.1. Tasa de participación en la fuerza laboral, 2016-2020	35
Figura 5.2 Tasa de ocupación, 2016-2020.....	36
Figura 5.3 Tasa de asalariados formales e informales, 2016-2020	37
Figura 5.4. Evolución del salario real por hora medio en ZLFN y ENTFRONT.....	38
Figura 5.5 Salario real por hora para asalariados formales e informales de ZLFN y ENTFRONT por cuartiles	40
Figura 5.6. Efectos sobre la participación laboral - Total de la población.....	42
Figura 5.7. Efectos sobre la participación laboral - por sexo	43
Figura 5.8. Efectos sobre la ocupación - Total.....	45
Figura 5.9. Efectos sobre la ocupación - por sexo.....	46
Figura 5.10. Efectos sobre la transición del empleo asalariado informal a formal - Total.....	48
Figura 5.11. Efectos sobre la transición del empleo asalariado informal a formal - por sexo ..	49
Figura 5.12. Efectos sobre el ingreso medio - Total.....	51
Figura 5.13. Efectos sobre el ingreso medio - por sector	52
Figura 5.14. Efectos sobre el salario real por hora- por sexo	53

Índice de tablas

Tabla 1.1 Municipios de la Zona Libre de la Frontera Norte por entidad federativa.....	6
Tabla 1.2. Estadística descriptiva. Medias. Comparativa de total de asalariados y asalariados con SM, 2018/4	9
Tabla 5.1 Estadística descriptiva. Medias	34
Tabla 5.2 Efectos a lo largo de la distribución. Total de asalariados	56
Tabla 5.3. Efectos a lo largo de la distribución. Asalariados formales	57
Tabla 5.4. Efectos a lo largo de la distribución. Asalariados informales	58

INTRODUCCIÓN

El salario mínimo (SM) es un tópico controversial principalmente porque ni en la teoría ni la evidencia empírica hay un consenso sobre los efectos de su implementación o incrementos. El modelo clásico de SM (Stigler, 1946) predice que el SM disminuye el nivel de empleo; sin embargo, si se trata de un monopsonio, un SM puede incrementar el nivel de empleo (Brown et al., 1982). Por otra parte, al considerar dos sectores económicos, uno donde la legislación laboral se cumpla y otro donde no, puede haber incrementos en el nivel de empleo y variaciones en los salarios del sector no laboralmente legislado (Welch, 1973; Mincer, 1976).

El objetivo de esta investigación es aportar a la literatura empírica sobre los efectos del SM en México. Para ello, se utiliza como experimento natural la estructura de salarios mínimos que se implementó en México a partir de 2019, donde en 43 municipios de la región fronteriza norte denominada Zona Libre de la Frontera Norte (ZLFN) se duplicó el SM de 88.36 a 176.72 pesos, mientras que en el resto del país (denominada Área de Salarios Mínimos Generales: ASMG) se incrementó 16 por ciento, de 88.36 a 102.86 pesos. De esta forma, se utiliza la ZLFN como grupo de tratamiento y a los municipios norteros del ASMG como grupo de control, siendo así posible examinar los efectos de esta política salarial en el mercado laboral.

Si bien la literatura para este incremento salarial señala efectos positivos en el ingreso, no hay consenso sobre sus efectos en el empleo. Banxico (2019) y Fernández Bujanda (2020) reportan efectos negativos en el empleo; mientras que CONASAMI (2019), STPS (2019), Campos-Vazquez et al. (2020) y Campos-Vazquez y Esquivel (2021) no encuentran efectos significativos en el empleo. Además, la mayoría de esas investigaciones utilizan datos administrativos del Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), por lo que los resultados únicamente se refieren al sector formal; mientras que aquellas que utilizan datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) consideran pocos trimestres de tratamiento o sólo utilizan un limitado número de ciudades como control y tratamiento.

Los datos utilizados en la presente investigación provienen de la ENOE para el periodo de 2016/1 a 2020/1. De esta forma se tienen 12 trimestres de pre-tratamiento y 5 de tratamiento. La muestra se limita a personas entre 15 y 65 años de edad. La estrategia metodológica se trata de un diseño de estudio de eventos, el cual permite estimar efectos dinámicos de la política salarial y contrastar la existencia de tendencias paralelas en los grupos de tratamiento y control. En las especificaciones econométricas se controla la heterogeneidad a nivel individual y por periodo de entrevista.

Los resultados indican efectos nulos en la participación laboral y el empleo; sin embargo, hay un incremento en la probabilidad de migrar del trabajo asalariado informal al formal de 1.40 por ciento para el total de asalariados y de hasta 2.82 por ciento para el caso de las mujeres asalariadas. Para el ingreso medio, hay un incremento de hasta 3.75 por ciento para el total de asalariados; no obstante, por sector de empleo, los efectos se observan únicamente para los formales y ascienden hasta 5.17 por ciento. Asimismo, por sexo, el mayor incremento es para las mujeres donde esta cifra se sitúa en 4.32 por ciento, mientras que para los hombres asalariados, el incremento es de 3.74 por ciento. Por último, a lo largo de la distribución salarial, los resultados muestran efectos hasta la mediana o el cuantil 50 para el total de asalariados con 9.30 por ciento; mientras que para los asalariados formales los efectos significativos se observan hasta el cuantil 75 con hasta 6.64 por ciento. De manera contraria, para los asalariados informales estos efectos sólo se visualizan en el cuantil 25 con 11.05 por ciento.

En años recientes, numerosos estudios han analizado los distintos efectos generados por el incremento del salario en el mercado laboral mexicano (Campos Vázquez y Rodas Milián, 2020; Campos-Vazquez et al., 2020; Fernández Bujanda, 2020; Campos-Vazquez y Esquivel, 2021). La aportación de esta investigación a la literatura es la estimación del efecto dinámico del incremento salarial en la ZLFN utilizando datos de la ENOE, lo cual permite tener resultados diferenciados para el mercado formal e informal. En específico, hay transición de la informalidad a la formalidad para asalariados e incremento en los salarios del sector informal en el primer cuartil.

La presente investigación está organizada de la siguiente manera. El Capítulo I detalla el marco contextual del salario mínimo en México. El Capítulo II expone las teorías que plantean los posibles efectos del salario mínimo. El Capítulo III revisa la literatura empírica sobre la implementación e incrementos del salario mínimo y sus efectos en el empleo, el ingreso y la distribución salarial. En el Capítulo IV se presenta la estrategia metodológica y los datos a utilizar. En el Capítulo V se reportan los resultados principales. El último capítulo contiene las conclusiones de la investigación.

CAPÍTULO I. EL SALARIO MÍNIMO EN MÉXICO

La Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos regula el trabajo en su artículo 123. Dentro de este se aborda el tema del salario, que es la cantidad monetaria que el trabajador recibe por parte de su empleador a cambio de su trabajo. 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, profesión, oficio o trabajo especial. Además, sobre los salarios mínimos generales se decreta que:

"deberán ser suficientes para satisfacer las necesidades normales de un jefe de familia en el orden material, social y cultural, y para proveer a la educación obligatoria de los hijos" (Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos, 1997, tít. 6, art. 123, apa. A, fra. VI).

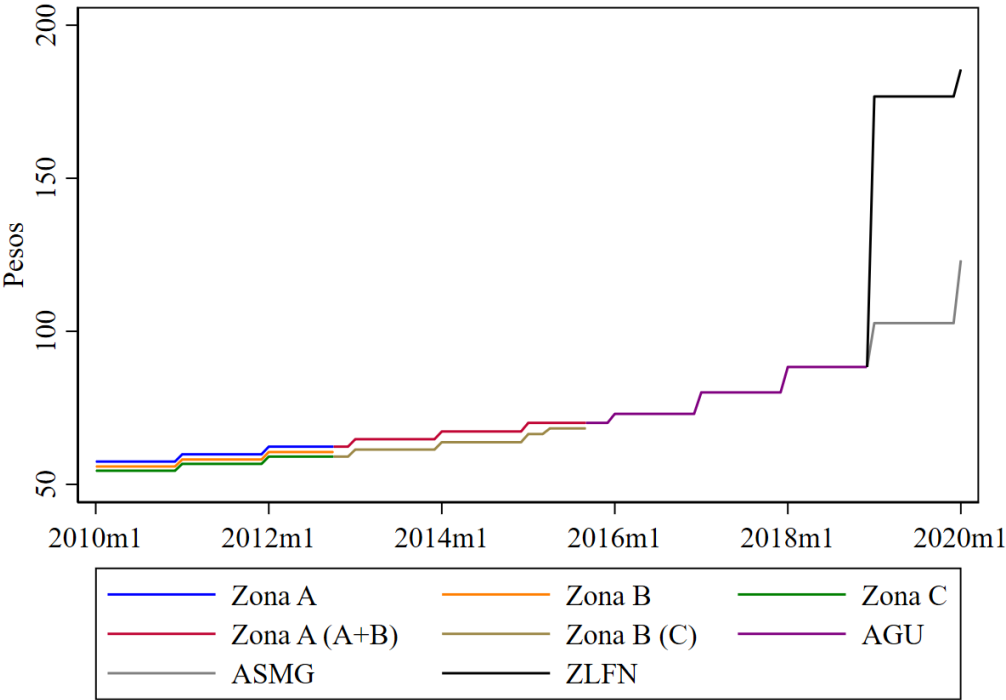
Asimismo, la Ley Federal del Trabajo en el artículo 90 indica que “se considera de utilidad social el establecimiento de instituciones y medidas que protejan la capacidad adquisitiva del salario y faciliten el acceso de los trabajadores a la obtención de satisfactores”, por lo que consecuentemente faculta a una comisión nacional para fijar dichos salarios mínimos, siendo esta la Comisión Nacional de los Salarios Mínimos (CONASAMI), un organismo público y descentralizado creado tras la reforma constitucional publicada en el Diario Oficial de la Federación el 21 de noviembre de 1962.¹

La Figura 1.1 muestra la evolución del salario mínimo nominal a través de sus distintas denominaciones. Hasta noviembre de 2012, había tres zonas salariales: A, B y C. La Zona A comprendía 66 municipios y contaba con el salario mínimo más alto (62.33 pesos), mientras

¹ Además de los salarios mínimos generales existen 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 la presente investigación cuando se habla de salario mínimo se está refiriendo al salario mínimo general.

que la Zona B estaba formada por otros 56 municipios con un salario un poco más bajo que el de la Zona A (60.57 pesos). Por otra parte, la Zona C comprendía al resto de los 2,346 municipios del país con un salario 1.49 pesos más bajo que el de la Zona B, el cual se situaba en 59.08 pesos.² El 27 de noviembre de 2012 entró en vigor una nueva normativa de salarios mínimos, donde la Zona B se fusionó con la Zona A, y la Zona C se renombró como Zona B. Lo anterior implicó que el salario mínimo de la Zona B se homologara con el de la Zona A, incrementándose 1.76 pesos, mientras que el de la C quedó igual, sólo cambiando de nombre.

Figura 1.1 Salario mínimo nominal en México, 2010-2020



Fuente: Elaboración propia con base en información de la CONASAMI.

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 salario mínimo fuese el

² Para dimensionar respecto al último cambio en los regímenes salariales, estos salarios a precios de enero 2019 corresponden a 80.5, 78.2 y 76.3 pesos, respectivamente.

mismo en todo el país. Lo anterior trajo consigo un incremento de 9.82 pesos en el salario mínimo 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, en los primeros días de la administración del gobierno federal a cargo de Andrés Manuel López Obrador, 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 esta región. Dichas medidas eran principalmente de tipo fiscal e incluían la disminución del 16 al 8 por ciento en el Impuesto al Valor Agregado (IVA) y establecer una tasa de 20 por ciento de Impuesto sobre la Renta (ISR).³ Adicionalmente, este decreto traía un enfoque salarial ya que establecía una "actualización de salarios mínimos acorde a la realidad del mercado fronterizo y transfronterizo" (DOF, 2018). La Tabla 1.1 enlista los municipios y entidades comprendidas en la ZLFN.

Tabla 1.1 Municipios de la Zona Libre de la Frontera Norte por entidad federativa

Entidad	Municipios
Baja California (5)	Ensenada, Playas de Rosarito, Tijuana, Tecate y Mexicali
Sonora (11)	San Luis Río Colorado, Puerto Peñasco, General Plutarco Elías Calles, Caborca, Altar, Sáric, Nogales, Santa Cruz, Cananea, Naco y Agua Prieta
Chihuahua (8)	Janos, Ascensión, Juárez, Práxedes G. Guerrero, Guadalupe, Coyame de Sotol, Ojinaga y Manuel Benavides
Coahuila (8)	Ocampo, Acuña, Zaragoza, Jiménez, Piedras Negras, Nava, Guerrero e Hidalgo
Nuevo León (1)	Anáhuac
Tamaulipas (10)	Nuevo Laredo, Guerrero, Mier, Miguel Alemán, Camargo, Gustavo Díaz Ordaz, Reynosa, Río Bravo, Valle Hermoso y Matamoros

Fuente: Elaboración propia con base en información de la CONASAMI. El número de municipios pertenecientes a la ZLFN en cada entidad se presenta entre paréntesis.

³ Según un sondeo de la firma Deloitte (2020) realizado a más de 150 empresas no maquiladoras en la región fronteriza norte, tras un año de haberse implementado dichos incentivos fiscales, el 50 por ciento de sus encuestados afirmó haberse adherido al nuevo régimen de ISR, mientras que al nuevo régimen de IVA afirman haberse adherido el 71 por ciento.

Esta nueva estructura salarial dividió al país en dos: la ZLFN y el resto del país denominada Área de Salarios Mínimos Generales (ASMG). La Figura 1.2 muestra la distribución geográfica de ambas zonas salariales. En 2018 el salario mínimo en todo el país era de 88.36 pesos por día. Para 2019, mientras que para la ZLFN implicó un incremento del 100 por ciento situándolo en 176.72 pesos, para la ASMG el salario pasó a 102.68 pesos, siendo el mayor incremento nominal de 14.32 pesos (16.2 por ciento). Asimismo, y 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 de Coahuila, Nuevo León y Chihuahua (a excepción de Guadalupe, Juárez y Práxedes G. Guerrero).

Figura 1.2 Zonas salariales en México a partir de 2019

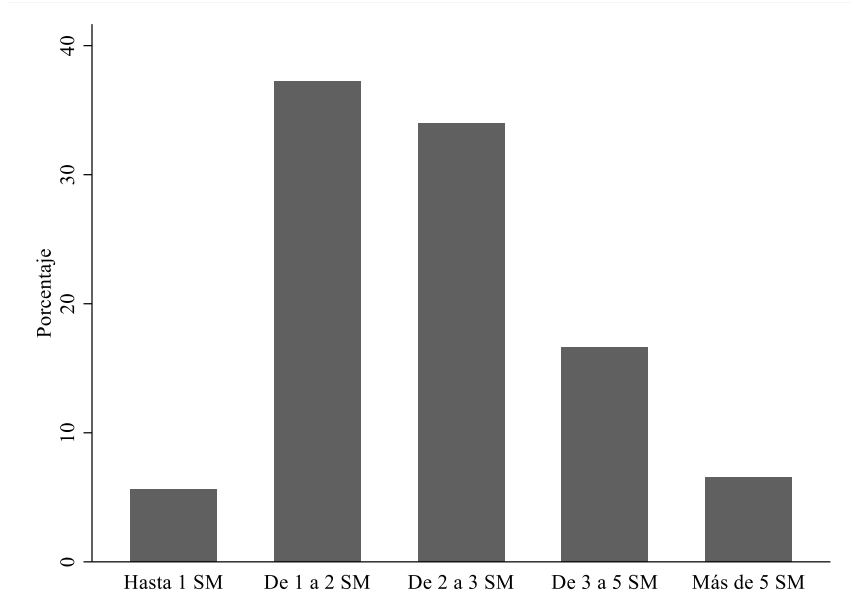


Fuente: Elaboración propia con base en información de la CONASAMI.

Para dimensionar la población objetivo del incremento salarial, la Figura 1.3 muestra la distribución de asalariados según el número de SM que se percibían en el último trimestre previo

a la entrada en vigor del SM en la ZLFN. De esta manera se observa que en esta región el mayor porcentaje de asalariados percibe entre 1 y 2 SM, mientras que el menor de ellos perciben menos de 1 SM. Naturalmente, quienes perciben menos de 1 SM deberían ver incrementado su salario puesto que se encontraría debajo del nuevo SM. Esta población oscila el 6 por ciento del total de asalariados y se trata, en número absolutos, de 142,487 personas que, de encontrarse ocupadas el siguiente trimestre, tuvieron un incremento en su salario.

Figura 1.3 Distribución de asalariados de la ZLFN por número de SM percibidos, 2018/4



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE 2018/4 usando el factor de expansión..

La Tabla 1.2 muestra estadística descriptiva comparando características sociodemográficas del total de trabajadores asalariados respecto a trabajadores que, en el trimestre previo al incremento salarial, percibían hasta 1 SM como ingreso.

En primera instancia, pareciera que ambos tipos de trabajadores tienen en promedio la misma edad y que las diferencias se visualizan en el resto de características. Se vislumbra que los asalariados que perciben hasta 1 SM son principalmente mujeres (el 53.57 por ciento) y que cuentan, en promedio, con niveles menores de escolaridad. De la misma forma, hay una menor cantidad de personas casadas que perciben hasta 1 SM. Asimismo, hay una mayor proporción

de personas que estudian y que perciben hasta 1 SM. Las diferencias observadas entre el total de asalariados y de asalariados con 1 SM por localidad de residencia son relativamente mayores en localidades rurales. Una de las principales diferencias y que podría ser un factor determinante es el porcentaje de personas que trabaja más de 30 horas a la semana. Mientras el 86.56 por ciento del total de asalariados son trabajadores de tiempo completo, solo el 39.48 por ciento de quienes perciben hasta 1 SM se encuentran sujetos a este tipo de condiciones laborales. Por último, se observa que las diferencias por sector podrían ser otro factor importante en las diferencias de ingreso, ya que la mayoría de los asalariados que perciben hasta 1 SM se encuentran contratados bajo la informalidad (72.08 por ciento).

Tabla 1.2. Estadística descriptiva. Medias. Comparativa de total de asalariados y asalariados con SM, 2018/4

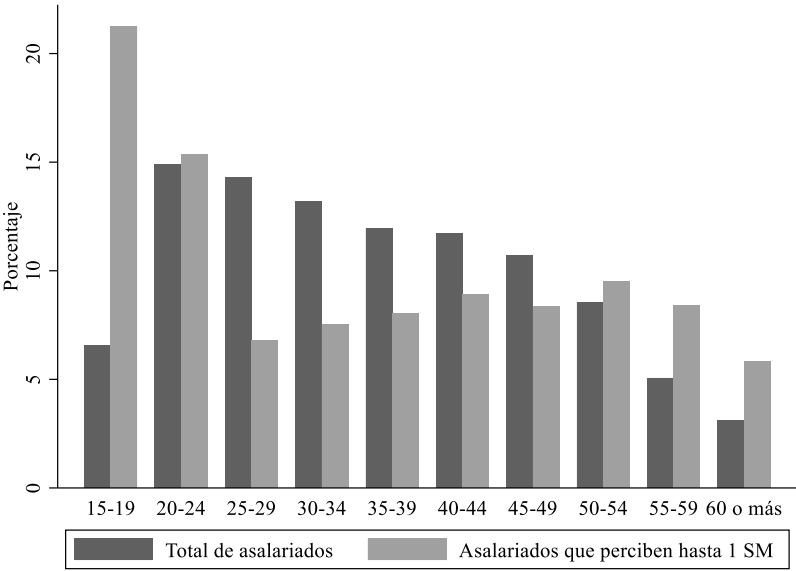
	Total de asalariados	Asalariados con SM
Edad	36.11	35.18
Hombre (%)	59.79	46.43
Años de escolaridad	10.57	8.82
Casado (%)	37.15	28.40
Estudiante (%)	7.50	21.39
Localidad rural (%)	4.25	5.55
Trabajador de tiempo completo (%)	86.56	39.48
Asalariado formal	72.11	27.92
Asalariado informal	27.89	72.08
N (observaciones)	3,008,355	142,487

Fuente: Cálculos propios con base en datos de la ENOE 2018/4 usando factores de expansión. Nota: En años de escolaridad se omite la no respuesta.

Si bien es cierto que en promedio el total de asalariados y los asalariados de SM tienen una edad similar, la evidencia empírica internacional muestra que son los jóvenes quienes principalmente se ocupan en el tipo de empleos donde se pagan estos niveles salariales y quienes más son afectados por esta política (Welch y Cunningham, 1978; Meyer y Wise, 1983; Dickens et al., 1999). La Figura 1.4 permite visualizar la distribución del total de asalariados y de asalariados

con SM por grupos de edad. Destaca que el total de asalariados por rangos de edad va disminuyendo a medida que esta va incrementando. No obstante, en el caso de los asalariados con SM, el máximo número de ellos se encuentra en los primeros dos grupos de edad y luego cae al 6.77 por ciento para luego mantenerse a medida que incrementa la edad en alrededor el 8.00 por ciento. En el caso específico de los asalariados con SM, el gráfico permite ver que los más beneficiados por duplicar el SM serían los jóvenes menores a 25 años ya que el 36.63 por ciento de los asalariados con SM se ubican en este rango de edad y son, además, los rangos de edad predominantes para este tipo de salarios. Otro tanto de lo mismo se observa para las personas mayores a los 49 años, ya que en estos rangos nuevamente predominan los asalariados con SM respecto al total de asalariados.

Figura 1.4. Distribución del total de asalariados y asalariados con SM de la ZLFN en 2018/4 por grupos de edad

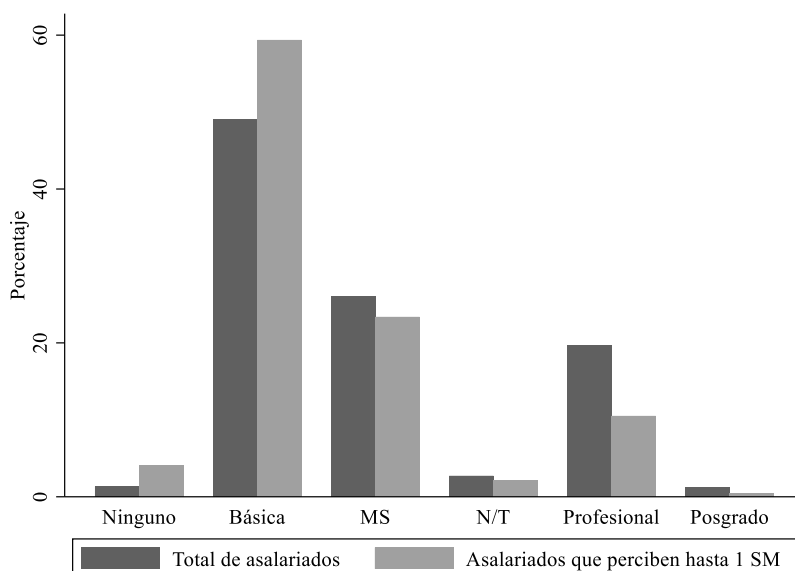


Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE 2018/4 usando el factor de expansión.

Otro de los tópicos que se menciona en la literatura empírica, es que los más beneficiados por el salario mínimo son los trabajadores menos cualificados (Clemens y Wither, 2019; Karzkowicz et al., 2021). Si consideramos el nivel educativo como *proxy* del nivel de cualificación de la población, la Figura 1.5 muestra la distribución del total de asalariados y de

los asalariados de SM por nivel educativo en el cuarto trimestre de 2018. En primera instancia se observa que a medida que el nivel educativo incrementa, el porcentaje de asalariados que perciben hasta 1 SM va disminuyendo, lo cual confirma que, en este incremento salarial, los más beneficiados serían principalmente las personas con un nivel educativo bajo.

Figura 1.5. Distribución del total de asalariados y asalariados con SM de la ZLFN en 2018/4 por nivel educativo



Nota: MS = Media Superior, N/T = Normal / Técnico

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE 2018/4 usando el factor de expansión.

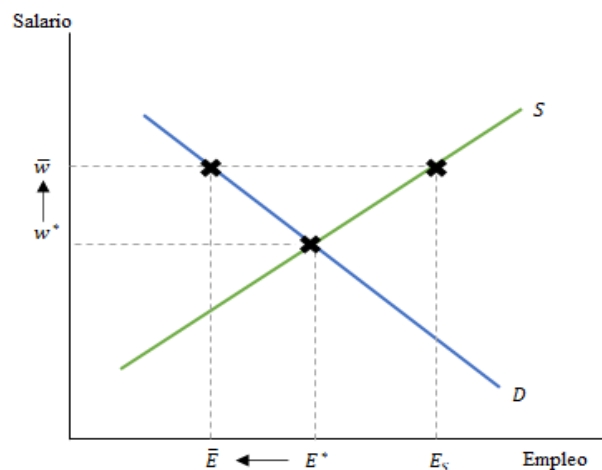
CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO: EFECTOS DEL SALARIO MÍNIMO

2.1 El modelo estándar

La implementación de un salario mínimo tiene efectos en distintas variables relacionadas al mercado de trabajo como lo pueden ser el empleo y los salarios.

Como se explica a detalle en Borjas (2015), Stigler (1946) presentó el primer modelo donde se observa el impacto del salario mínimo en el empleo. En esa línea, la Figura 2.1 muestra la representación gráfica de dicho modelo. Se habla primero de un mercado en equilibrio con un salario w^* y un nivel de empleo E^* , donde el gobierno impone un salario mínimo \bar{w} sin distinción de actividad económica o sector; es decir, que todos los trabajadores de dicho mercado se ven beneficiados por la política. Una vez establecido el salario \bar{w} , las empresas desplazan su curva de demanda laboral y el nivel de empleo cae a \bar{E} . Entonces, mientras algunos trabajadores pierden su empleo, un nuevo salario mínimo alto incentiva a las personas a buscar un empleo que, eventualmente por la demanda de las empresas, no pueden encontrar, por lo que el desempleo aumenta.

Figura 2.1 Efectos del salario mínimo en el empleo



Fuente: Adaptado de Borjas (2015).

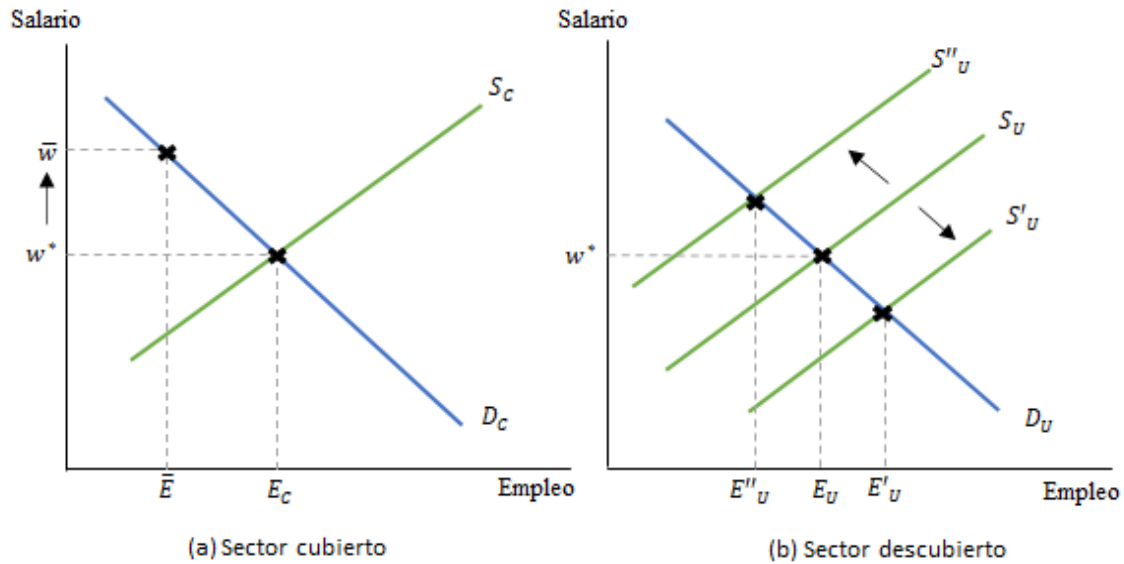
En este modelo, la tasa de desempleo funciona en virtud del salario mínimo porque determina la demanda y oferta de trabajo de los participantes. Además, si bien este tipo de política busca que los trabajadores menos calificados tengan un salario mayor que les permita mejorar su calidad de vida, también les vuelve susceptibles a despidos en la medida en que los empleadores no consideren rentables pagar dichos nuevos salarios, por lo que solamente se benefician aquellas personas que logran mantener su empleo (Borjas, 2015).

2.2 El modelo de dos sectores

En este modelo, desarrollado principalmente por Welch (1973) y Mincer (1976), se considera un sector cubierto donde participan las empresas que cumplen la legislación laboral y un sector descubierto que no lo hace. Por lo anterior, ante la implementación de un salario mínimo, los trabajadores del sector cubierto (c) sí se ven beneficiados por esta medida, mientras que en el sector descubierto (u) el salario sigue en virtud del mercado. Dadas las características del mercado laboral mexicano, este modelo permite hacer una aproximación a lo que ocurre en los sectores formal e informal de la economía.

Ante la implementación de un salario mínimo, el sector cubierto funciona igual que en el modelo estándar de Stigler (1946), mientras que, como se observa en la Figura 2.2, en primera instancia, en el sector descubierto pueden ocurrir dos cosas: (1) que el exceso de oferta laboral del sector cubierto migre al sector descubierto aumentando el empleo (E''_u) y disminuyendo los salarios; o (2) que los trabajadores del sector descubierto, incentivados por el salario mínimo, migren al sector cubierto, lo que implicaría una caída en el empleo (E'''_u) y un incremento en los salarios.

Figura 2.2 Efectos del salario mínimo en dos sectores



Fuente: Adaptado de Borjas (2015).

No obstante, la migración entre sectores está en virtud del ingreso esperado en el sector cubierto (Mincer, 1976), tal como se especifica en la ecuación (1):⁴

$$\text{Salario esperado en el sector cubierto} = [\pi \times \bar{w}] + [(1 - \pi) \times 0] = \pi \bar{w} \quad (1)$$

donde π es la probabilidad de emplearse en el sector cubierto y \bar{w} es el salario mínimo conseguido en caso de emplearse, mientras que $(1 - \pi)$ y 0 son la probabilidad y el ingreso de no emplearse en dicho sector, respectivamente. Lo anterior implica que el ingreso esperado en el sector cubierto está entre 0 y el salario mínimo.

⁴ Especificación basada en Borjas (2015, p.119). En este modelo, el desempleo en el sector descubierto no existe ni tampoco la posibilidad de tener un ingreso por desempleo.

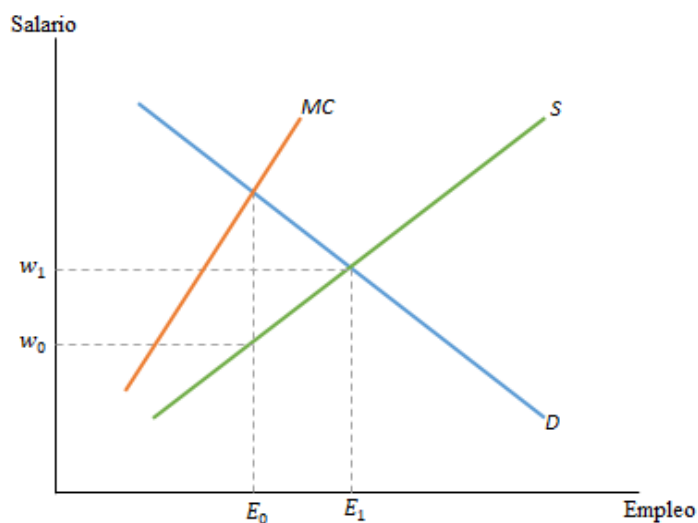
Si se considera al salario en el mercado descubierto como w_u y que los trabajadores pueden cambiar de sector en virtud del mayor salario, esta migración llevará a que $\pi\bar{w} = w_u$, o sea, que el salario esperado del sector cubierto sea, en algún momento, igual al salario del sector descubierto. Lo anterior indica que el aumento del salario mínimo en el sector formal (cubierto) también afectará a los salarios en el sector informal (descubierto).

2.3 El modelo de monopsonio

El modelo de Stigler (1946) hace referencia a un mercado competitivo; sin embargo, en los monopsonios donde sólo se tiene un único demandante de empleo, los efectos de la implementación de un salario mínimo son distintos.

La Figura 2.3 muestra el modelo desarrollado por Brown, Gilroy y Kohen (1982) donde el empleador monopsonista contratará hasta que el costo marginal sea igual a la demanda y, como un salario mínimo lo convierte en tomador de precios, el salario mínimo W_1 elevará el empleo respecto al salario monopsonico W_0 .

Figura 2.3 Efectos del salario mínimo en un monopsonio



Fuente: Adaptado de Brown et al. (1982).

De los postulados teóricos revisados en este apartado, se puede esperar que, en el sector formal de la economía, y siguiendo a Stigler (1946), haya efectos negativos en el empleo e incrementos en los salarios de los trabajadores. Por su parte, dada la naturaleza del mercado laboral mexicano y considerando el tamaño del sector informal, el modelo de dos sectores se aproximaría a lo que el incremento salarial de 2019 en la ZLFN tuvo sobre el empleo al aumentarlo en dicho sector mientras que las percepciones de los ocupados aumentasen.⁵

No obstante, aunque no se descarta que el modelo de monopsonio puede aplicar para el caso mexicano debido a que en la región fronteriza norte se concentran grandes empleadores (sector manufacturero), en este estudio no se pretende diferenciar efectos en alguna actividad en específico.

2.4 Hipótesis

Con base en la teoría económica y la literatura empírica, la presente investigación plantea como hipótesis que el duplicar el salario mínimo en la ZLFN tiene efectos negativos en el empleo, efectos positivos en el ingreso de los trabajadores y que dicho incremento sí tiene efectos en el sector informal de la economía.

⁵ Según los resultados de la ENOE, durante primer trimestre de 2020, el 56.1 por ciento de la fuerza laboral en México se encontraba ocupada en el sector informal. Se considera empleo informal al trabajo agropecuario no protegido, al servicio doméstico remunerado de los hogares y a los trabajadores subordinados que, independientemente de la condición de la unidad económica para la que laboran, no cuentan con acceso a instituciones de seguridad social.

CAPÍTULO III. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Los enfoques más utilizados en la literatura empírica para estimar efectos del establecimiento o incremento de un salario mínimo son el efecto en el empleo (es decir, si este aumenta o disminuye) y el efecto en los salarios (salario real y distribución del ingreso laboral). Otro enfoque es el efecto en las horas trabajadas, donde se examina si como resultado del incremento del salario se trabajan más o menos horas en la actividad afectada (ver por ejemplo Bishop 2018; Jardim et al. 2017; Wong, 2019). También, diversos estudios han analizado el efecto en los precios, ya sea en un agregado de precios o en los precios de las unidades económicas directamente afectadas por el aumento (ver por ejemplo Katz y Krueger, 1992; Campos Vázquez, 2015; Brouillette et al., 2017).

Los primeros estudios en la materia son de la década de 1990 y se enfocan en gran parte en la economía de Estados Unidos (EE. UU.). Entre estos se encuentran el realizado por Card (1992), donde se analiza el efecto de un incremento del salario mínimo en el estado de California. Esta investigación encontró que los trabajadores con bajos salarios aumentaban sus ingresos entre un 5 y 10 por ciento y que el empleo no disminuía como resultado de esta política. Asimismo, Katz y Krueger (1992) estudian el efecto del salario mínimo federal en restaurantes de comida rápida en el estado de Texas. Sus resultados indican que en las empresas más afectadas por el incremento también hubo aumento en el empleo y en los precios de los productos que venden; sin embargo, este incremento en precios no parecía estar relacionado con el incremento en los salarios. Por otra parte, Card y Krueger (1994) examinan el efecto de un incremento del salario mínimo en Nueva Jersey respecto a Pennsylvania (donde se mantuvo) y no encuentran indicio de que el aumento redujera el empleo; no obstante, sí hubo un incremento en los precios, lo que sugiere que este se transfirió a los consumidores.

El estudio de los efectos del salario mínimo no es algo que se limite a los EE. UU. En abril de 1999 entró en vigor un salario mínimo nacional (*National Minimum Wage*) en el Reino Unido. Para Stewart (2004), lo anterior representa un cuasi-experimento porque dicha implementación

estuvo precedida por un periodo sin salario mínimo y por ende una mejor manera de estimar dichos efectos que en los casos de los EE. UU. y Francia que, al contar con salarios mínimos en sus 'experimentos', se estudian los incrementos. De esta manera, Stewart (2004) evalúa dicha implementación considerando la probabilidad de conservar el empleo utilizando tres bases de datos distintas, no encontrando efectos significativos en el empleo en ninguna de ellas, así como en ninguno de los grupos demográficos de estudio: adultos, jóvenes, hombres y mujeres. Por otra parte, Dolton, Bondibene y Wadsworth (2012) analizan dicha política con datos de 1997 a 2007, encontrando que no hubo efectos significativos en el empleo, pero que, considerando periodos específicos, había efectos positivos en el empleo de 2004 a 2006.

En la evidencia empírica latinoamericana tampoco hay consenso sobre los efectos del incremento del salario mínimo. Uno de los primeros documentos donde se aborda ese tema en la región es el de Bell (1997) donde se evalúa el salario mínimo en México y Colombia en la década de los ochenta. Para el caso mexicano, el salario mínimo tuvo efectos nulos y no significativos en el empleo e ingreso de quienes se ocupaban en el sector formal, mientras que en el sector informal sí hubo efectos significativos. Estas diferencias sectoriales se atribuyen al hecho de que en el sector informal había una mayor cantidad de personas con ingresos por debajo del salario mínimo. Estas diferencias en la estructura salarial también explican, entonces, que en el caso de Colombia se observaran efectos más marcados.

Para el caso de Brasil, Lemos (2009) estudia los efectos de incrementos del salario mínimo en el periodo 1982-2004. Los resultados en este contexto muestran una disminución en la distribución salarial tanto entre formales como informales, lo cual va acompañado al hecho de que no implican efectos en el empleo. Lo anterior, para la autora, es evidencia que el modelo de dos sectores no se cumple para el caso brasileño en dicho periodo.

Por su parte, Grau, Miranda y Puentes (2018) estiman impactos de los incrementos del salario mínimo de 2008-2012 en el mercado laboral formal chileno. Los resultados muestran un incremento significativo en los salarios, más no así en la posibilidad de seguir trabajando. Es

decir que el incremento de 15.2 por ciento del salario mínimo observado en dicho periodo no tuvo efectos en el empleo.

Para Ecuador, Wong (2019) estima efectos en el ingreso y horas trabajadas tras el incremento del salario mínimo por sectores en el periodo 2011-2012. El estudio muestra, en primera instancia, un incremento significativo en el ingreso de los trabajadores de bajos ingresos, así como una caída en el ingreso de los trabajadores de salarios altos. Este factor el autor lo relaciona al hecho de que puede contribuir a disminuir la desigualdad del ingreso. En cuanto a las horas de trabajo, el efecto del incremento se observó principalmente en trabajadores jóvenes quienes vieron incrementadas sus horas y una disminución en las horas para mujeres trabajadoras de tiempo completo. Este efecto sobre las mujeres implica, de acuerdo a la autora, que la política salarial no ayuda a reducir la brecha salarial en la parte inferior de la distribución.

Pérez-Pérez (2020) estima los efectos que tuvo en Colombia el incremento del salario mínimo en un 16.0 por ciento en 1999, debido a que este estaba indexado a la inflación esperada. En dicho estudio se observa que los efectos difieren por sector. Para el empleo formal, no hubo efectos significativos en los niveles de empleo, pero sí efectos positivos en el ingreso hasta el percentil 25. Para los trabajadores informales, encuentra efectos en el ingreso hasta el percentil 70; sin embargo, en el empleo reporta ligeros efectos negativos. Estas similitudes al caso estudiado en Lemos (2009) el autor lo relaciona al hecho de que en el sector informal hay una mayor flexibilidad para el despido de trabajadores.

Las investigaciones que se centran en el caso de México han seguido ese enfoque en los efectos en la distribución salarial y se ha utilizado como referencia a los distintos experimentos naturales que han ocurrido. Bouchot Viveros (2018) examina el efecto de la homologación del salario mínimo de 2012 en los ingresos y el empleo formal e informal. El estudio muestra que los trabajadores de bajos salarios ven una mejora en sus ingresos; no obstante, quienes obtienen salarios superiores también ven incrementados sus ingresos lo que, para el autor, amplía la dispersión salarial. También encuentra efectos positivos en la ocupación en el sector formal.

Resultados similares para ese incremento salarial se observan en Campos Vázquez et al. (2017) y Campos Vázquez y Rodas Milián (2020) aunado a que, en el primero, analizando las horas trabajadas, encuentran que los trabajadores de bajos ingresos vieron un aumento en sus salarios totales que podría explicarse por laborar más horas.

El incremento salarial observado en México para 2019 ha sido abordado en la literatura con distintos enfoques y resultados. Cabe destacar que la gran mayoría utiliza datos administrativos del IMSS, por lo que sus resultados se limitan al mercado formal. En un informe trimestral, Banxico (2019) evalúa con datos del IMSS el nivel de empleo haciendo uso de un panel a nivel municipio-sector de actividad. En este caso la variable de interés es la proporción de trabajadores cuyos salarios se ubicaban entre los salarios mínimos de 2018 y 2019, de tal forma que se esperaba que una mayor fracción implique mayores costos para las empresas. Los resultados muestran una relación negativa sobre el nivel de empleo; no obstante, este análisis solo consideraba datos de hasta abril de 2019.

Con información de hasta junio de 2019, CONASAMI (2019) estima los efectos en el ingreso y el empleo haciendo uso de modelos de diferencias en diferencias y del método de control sintético. En ambas especificaciones se encuentran efectos positivos; no obstante, estos sólo son estadísticamente significativos en el caso del ingreso de los trabajadores. Estos resultados los justifican tomando como referencia el modelo de monopsonio.

Campos-Vázquez, Delgado y Rodas (2020) utilizan método de control sintético y datos del IMSS de 2015-2019, limitando la muestra a municipios que tengan al menos 50,000 habitantes. Los resultados muestran incremento en el ingreso y efectos nulos en el empleo.

Fernández Bujanda (2020) estima efectos de este incremento salarial en el empleo a lo largo de la distribución. Para esto utiliza, de igual forma, datos del IMSS de enero 2016 a diciembre 2019. Los resultados muestran una disminución en el empleo asociado a ingresos por debajo de

tres veces el nuevo salario mínimo. Dentro de las limitantes de estos resultados y que el autor menciona es que se desconoce el mecanismo de los empleadores para ajustarse a los nuevos costos salariales y que estos resultados solo muestran un panorama de lo que ocurrió en el mercado formal.

Un par de documentos estiman los efectos de esta política utilizando datos de la ENOE. La Secretaría de Trabajo y Protección Social (STPS) (2019) también examinó los efectos de esta política salarial. En este caso se utilizó un modelo de diferencias en diferencias y datos de la ENOE del primer trimestre de 2011 al primer trimestre de 2019. El grupo de tratamiento es la única ciudad autorrepresentada en la ENOE en ese periodo: Tijuana. El grupo de control, identificado a partir de métodos de emparejamiento, fue La Paz. Los resultados en el empleo muestran efectos negativos, mas no significativos, en el total de trabajadores y mujeres, principalmente. Mientras que los resultados para el ingreso reportan efectos positivos para personas sin educación, trabajadores que ganan hasta tres salarios mínimos y jóvenes. El inconveniente de este documento es que los resultados no son extrapolables al total de la ZLFN.

Por su parte, Campos-Vázquez, Delgado y Rodas (2020) estiman por el método de mínimos cuadros ordinarios (MCO) con datos de la ENOE como sección cruzada repetida de 2015-2019 efectos en el ingreso y el empleo. Siendo los resultados principalmente un incremento significativo en el ingreso y una disminución en el empleo total, en el empleo femenino e incremento en la formalidad, mas ninguno de estos siendo estadísticamente significativo.

Por último, Campos-Vazquez y Esquivel (2021) estiman el efecto del incremento salarial en la ZLFN con datos del IMSS de 2015/1 a 2021/1 a partir del Método de Control Sintético. Los resultados reportan efectos no significativos en el empleo e incrementos en el ingreso, esto último principalmente para trabajadores de bajos ingresos. Una de las limitantes de este documento es que se enfoca únicamente en el sector formal y que al utilizar dicho periodo puede haber sesgo por los efectos de la contingencia por COVID-19.

En cuanto a efectos a lo largo de la distribución, uno de los primeros documentos donde se analiza este tema es el de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996), quienes analizaron los cambios en la distribución salarial en los EE. UU. de 1973 a 1992 a partir de métodos no paramétricos. Se observa que, además de la caída en la tasa de sindicalización y shocks de oferta y demanda, la disminución del salario mínimo real explica un aumento en la desigualdad salarial. En un estudio más reciente Autor, Manning y Smith (2016) analizaron el periodo de 1979 a 2012, enfocándose en la distribución salarial anual de cada estado de EE. UU. a partir del modelo tradicional de cambios en la desigualdad, donde se compara la diferencia entre los salarios de un percentil respecto a la media. Los hallazgos muestran que la desigualdad en los niveles bajos de la distribución aumentó significativamente y que el salario mínimo, si bien no fue factor principal, contribuyó a ampliar la desigualdad respecto a los niveles altos.

En el caso mexicano, Kaplan y Pérez Arce Novaro (2006) investigan el impacto de los incrementos en los salarios mínimos en la distribución salarial y encuentran cambios positivos en todos los niveles salariales; no obstante, el efecto va disminuyendo en quienes ganan más salarios. Asimismo, observan que este efecto era mayor de 1985-1993 al de 1994-2001, por lo que consideran que los incrementos en los salarios fueron perdiendo fuerza. En esa línea, Bosch y Manacorda (2010) analizan la desigualdad de ingresos de 1989 a 2001, con base en datos del primer trimestre de cada año de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) para trabajadores asalariados distinguiendo entre hombres y mujeres. El estudio emplea una metodología similar a la de Autor et al. (2016), donde se comparan las diferencias de salarios de un percentil respecto a otro, solo que, dada la estructura normativa del salario mínimo en México, en este caso es a nivel municipal. Asimismo, el ajuste al caso mexicano se hace respecto al cuantil a comparar, siendo en este caso el cuantil 70 porque si bien para el caso de los EE. UU. se parte del supuesto de que el cuantil 50 no es afectado por el salario mínimo, para el mercado laboral mexicano la evidencia mostrada en el documento señala que esta característica se logra en cuantiles mayores al 50. De esa manera, encuentran resultados similares que DiNardo

et al. (1996), de que el incremento de la desigualdad se debió a la disminución del salario mínimo real.⁶

Revisando la literatura internacional, se puede observar un cambio de enfoque a lo largo de los años. Mientras que las primeras investigaciones se centraban en estudiar el efecto del incremento del salario mínimo en el empleo, las nuevas investigaciones añaden el efecto en la distribución salarial. Lo anterior se puede atribuir al creciente interés por conocer el fenómeno de la desigualdad. En Dube (2018), por ejemplo, se presenta evidencia sólida de que en los EE. UU. los salarios mínimos altos aumentan los ingresos en las familias de la parte baja de la distribución. Asimismo, Rinz y Voorheis (2018) mencionan que, aunque cada vez son más altos los salarios mínimos, estos sí impactan positivamente en los ingresos de los trabajadores con bajos salarios y que quienes más se benefician de estos incrementos son las personas que pueden desplazarse a las zonas con dichos salarios. Por otra parte, Bishop (2018) encuentra para Australia que los incrementos del salario mínimo benefician a las personas con salarios bajos y no observa efectos negativos en las horas trabajadas y en el empleo.

⁶ En Bosch y Manacorda (2010) se cita a Autor, Manning y Smith (2009) y en la bibliografía se especifica que el ítem se encuentra en <<http://econ-www.mit.edu/files/3279>>. No obstante, al dirigirse a dicho enlace el documento mostrado es Autor et al. (2016).

CAPÍTULO IV. METODOLOGÍA

4.1 Datos

Se utilizan datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), en específico de la ENOE, que reporta trimestralmente información sobre el mercado laboral mexicano. La ENOE es un panel rotatorio que cada trimestre reemplaza el 20 por ciento de la muestra y en la cual las personas son entrevistadas por un máximo de cinco periodos. Esta encuesta es representativa a nivel nacional, estatal y por ciudades autorrepresentadas. Una de las ventajas de la ENOE es que reporta, para el total de la economía, información detallada de distintas variables socioeconómicas y laborales como, por ejemplo, la participación en la fuerza de trabajo, la disponibilidad para trabajar, la subocupación, y la ocupación en los sectores formal o informal, entre otras.

Para la presente investigación se hace uso de información del primer trimestre de 2016 al primer trimestre de 2020. Por tanto, se tienen diecisiete trimestres siendo doce de pre-tratamiento y cinco de post-tratamiento, o dicho de otro modo, diecisiete antes de que se presentara el incremento del salario mínimo en la ZLFN y cinco después de que haya entrado en vigor. Se utiliza la estructura de panel de la ENOE, de tal forma que se tiene un panel de 2016/1 a 2020/1.

Asimismo, si bien es cierto que la ENOE recoge información para personas entre 12 y 98 años y que los indicadores más importantes se hacen para la población mayor de 15 años, la muestra a utilizar se limita a la población de 15 a 65 años.⁷ Se utiliza a partir de este rango de edad en parte porque como se discutía en el capítulo I, los jóvenes son quienes más se emplean en ocupaciones donde se perciba el SM. En específico, la Figura 1.4 mostraba que de los asalariados que percibían hasta 1 SM, el 21.25 por ciento se encontraba entre los 15 y 19 años.

⁷ La Ley Federal del Trabajo permite a los mayores de 15 años trabajar, pero si tienen menos de 16 años necesitan autorización de padres, tutores o algún órgano (sindicato, tribunal, inspector del trabajo o autoridad política). Asimismo, no se permite el trabajo para personas entre 15 y 18 años que no cuenten con la educación básica obligatoria o a menos que haya compatibilidad entre estudios y trabajo.

4.2 Operacionalización de variables

Para la estimación de los efectos en el salario o ingreso laboral se utiliza la variable ingreso por hora trabajada, donde las cifras se ajustan a precios reales de enero de 2020 y en el análisis econométrico se analiza su logaritmo natural.⁸ Lo anterior se hace en parte porque mientras el salario difícilmente sigue una distribución normal, su logaritmo natural comúnmente sí lo hace.

Para estimar los efectos del incremento del salario mínimo en el empleo se estiman una serie de modelos, donde se consideran como variables dependientes:

PEA: Variable dicotómica que toma valores de 1 si el individuo forma parte de la Población Económicamente Activa (PEA), y 0 si no lo hace.

Ocupado: Variable dicotómica que toma valores de 1 si el individuo forma parte de la PEA y además se encuentra trabajando, y 0 si no lo hace.

De asalariado informal a formal: Variable dicotómica, limitada a asalariados, que toma valores de 0 para asalariados informales, y 1 para asalariados formales. De esta forma, esta variable contrasta el modelo de dos sectores y la migración de trabajadores entre sectores.⁹

4.3 Metodología

4.3.1 Diseño de Estudio de Eventos (ESD)

⁸ Para convertir a precios reales de enero 2020 se utiliza el índice nacional de precios al consumidor (INPC) que tiene como base la segunda quincena de julio de 2018 y reporta mensualmente el nivel de precios en la economía. Como la ENOE tiene datos trimestrales, se crea una variable INPC que asigna a cada trimestre el promedio del INPC en dicho trimestre, para después ajustar las cifras a precios constantes o reales.

⁹ Para las ocupaciones se usa como referencia la matriz Hussmanns de la ENOE que clasifica a los ocupados por tipo y sector. Bajo esta matriz, los trabajadores subordinados y remunerados (asalariados) son informales si su trabajo no cuenta con amparo del marco legal, independientemente de la formalidad de la unidad económica.

Dentro de la literatura, muchas de las metodologías con las que se estiman efectos causales para cuasi-experimentos, utilizan especificaciones de diferencias en diferencias (DID).

En los modelos DID, como se señala en Pomeranz (2017), se parte del supuesto de que, sin el programa, o en este caso el incremento del salario mínimo, dos grupos, uno que se beneficia de dicha política y otro que no, tendrían la misma evolución en sus indicadores. En este método se contrasta la diferencia entre los resultados de la política en el grupo beneficiado (grupo de tratamiento) respecto a un grupo no beneficiado (grupo de control).

Según Pomeranz (2017), en una regresión múltiple, la diferencia en diferencias se ve en la interacción entre el grupo tratado y el periodo post-tratamiento, que se puede representar de la siguiente manera:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 T_i \times Post_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Donde Y_{it} son los resultados del individuo i en el periodo t ; T_i es una variable dicotómica que toma valor de 1 si el individuo forma parte del grupo de tratamiento y 0 si no lo hace; $Post_t$ es una variable dicotómica que toma valor de 1 si la observación corresponde al periodo post-tratamiento y 0 si no lo hace. De esa manera, $T_i \times Post_t$ es una variable dicotómica que toma valores de 1 si la observación pertenece al grupo de tratamiento y si corresponde al periodo post-tratamiento, y 0 si no lo hace; mientras ε_{it} es el error de estimación.

Sin embargo, si se tienen varios periodos para contrastar estos efectos, esta especificación solo permite estimar el efecto promedio de la política en cuestión. Por lo anterior, dada la estructura de los datos utilizados en esta investigación, la especificación a estimar se trata de un estudio de eventos (ESD, por sus siglas en inglés *Event Study Design*) donde los resultados muestran el efecto dinámico de la política en los distintos periodos de tratamiento.

Siguiendo a Callaway y Sant'Anna (2020), Sun y Abraham (2021) y Goodman-Bacon (2021), las regresiones de estudio de eventos parten de:

$$Y_{gt} = \alpha_g + \alpha_t + \sum_{k=T_0}^{-2} \beta_k^{lead} Treat_{gt}^k + \sum_{k=0}^{T_1} \beta_k^{lags} Treat_{gt}^k + X'_{gt}\Gamma + \varepsilon_{gt} \quad (3)$$

Donde Y_{gt} es el resultado de interés para la unidad g en el periodo t ; $Treat_{gt}^k$ es una variable dicotómica que toma valores de 1 si el grupo g en el periodo k está siendo tratado, y 0 si no.¹⁰ En este sentido, el periodo donde inicia el tratamiento es $k = 0$; T_0 y T_1 son el número de adelantos (*leads*) y rezagos (*lags*) a considerar en el tratamiento, respectivamente; X es un vector de variables de control; α_g y α_t son efectos fijos de grupo y de tiempo, respectivamente; mientras que ε_{gt} son los errores de estimación.

Dada la multicolinealidad que habría por tener variables dicotómicas para todos los periodos, se suele utilizar el periodo $k = -1$ como referencia.

El objetivo de esta especificación es que los coeficientes asociados a los *leads* no sean significativos. De esta forma, se muestra que los grupos de control y tratamiento son similares previos a la entrada en vigor de la política y ofrece evidencia de la existencia de tendencias paralelas. Con lo anterior, la ecuación a estimar en la presente investigación es la siguiente:

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

¹⁰ La unidad g se puede referir a individuos, grupos de individuos, municipios, etc.

Donde Y_{it} es el resultado de interés (i.e. participación laboral, ocupación o ingreso) 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. Si bien hay 17 periodos y que 12 son pre-tratamiento, se considera de 2016/1 a 2017/4 como $k = -5$.¹¹ X_{it} es un vector de características sociodemográficas que cambian en el tiempo (e.g. la edad o asistir a la escuela), α_i y α_t son efectos fijos individuales y temporales, respectivamente. Por último, ε_{it} es el error estándar agrupado a nivel municipal. Los errores estándar se agrupan a nivel municipal siguiendo la recomendación de Abadie et al. (2017), ya que se trata de un diseño cuasi-experimental y el tratamiento o la política es sobre grupos de unidades (municipios) y no unidades (individuos).

Para estimar los efectos en el empleo se hace uso de modelos de probabilidad lineal (LPM, por sus siglas en inglés *Linear Probability Model*). Si bien las variables de participación laboral y ocupación son binarias y podrían estimarse vía modelos logit y probit, la ventaja de estimar a partir de LPM es que permite el uso de efectos fijos. Los resultados a estimar en el empleo, los cuales se calculan para el total de la población y por sexo, son los siguientes:

- Probabilidad de participar en la fuerza laboral
- Probabilidad de estar ocupado
- Probabilidad de migrar del trabajo asalariado informal a formal

Asimismo, para estimar los efectos en el ingreso, se utiliza como variable dependiente el logaritmo natural del salario real por hora y se reportan para el total de asalariados, por sexo y sector de empleo, o sea formal e informal.

¹¹Incluyo 5 leads para presentar una cantidad balanceada de periodos antes y después del cambio de política. Asimismo, como el incremento del SM al 100 por ciento en la región fronteriza fue una propuesta de campaña del entonces candidato presidencial Andrés Manuel López Obrador y 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, previendo un incremento del SM, disminuyeran los puestos de trabajo, etc. (Sun y Abraham, 2021).

Los resultados sobre la probabilidad de migrar de empleo asalariado informal a formal, así como del ingreso por sectores, pueden ayudar a visualizar qué escenario del modelo de dos sectores ocurrió para el caso mexicano derivado del incremento salarial de 2019.

Tanto los efectos sobre el empleo y el ingreso medio se estiman a partir del comando **reghdfe** en Stata implementado por Correia (2017). Este comando permite estimar regresiones lineales con varios niveles de efectos fijos y agrupar los errores estándar. Además, con este comando las estimaciones eliminan los grupos unitarios (*singleton groups*, en inglés). Los *singleton groups* se refieren a grupos con una sola observación y son casos que se presentan a menudo cuando se controla por distintos niveles de efectos fijos y errores estándar agrupados. De acuerdo a Correia (2015), mantener los grupos unitarios en las regresiones puede sobrevalorar el nivel de significancia estadística y llevar a una mala inferencia en los resultados.

Por otra parte, dada la posibilidad de que el incremento del salario mínimo no afecte a todos por igual, es pertinente estimar efectos a lo largo de la distribución salarial. Para ello se estima el efecto parcial cuantílico no condicionado (UQPE, por sus siglas en inglés), a partir de regresiones RIF (Recentered Inference Functions, por sus siglas en inglés), un método propuesto por Firpo, Fortin y Lemieux (2009).

De acuerdo a Dube (2018), en el caso del salario mínimo el efecto que se busca estimar es parcial porque con ello el contrafactual mantiene constante las covariables, de tal forma que no condiciona la distribución a alguna característica sociodemográfica como por ejemplo los años de escolaridad, sino únicamente a la variable de interés, en este caso el ingreso real por hora. Este modelo se estima a partir del comando **rifhdreg** en Stata elaborado por Rios-Avila (2020).

En la literatura, este método ha sido utilizado para estimar efectos en la distribución cuando se trata de políticas de salario mínimo (véase Dube, 2018; Rinz y Voorheis, 2018), e inclusive es

empleado para el caso mexicano por Bouchot Viveros (2018) para estimar los efectos a lo largo de la distribución del cambio en el régimen salarial de 2012.

En las regresiones RIF, Firpo, Fortin y Lemieux (2009) recomiendan que los errores estándar sean calculados por *bootstrap*. El cálculo de estadísticos por *bootstrap* implica que se extraen n observaciones del conjunto de datos de N observaciones. Posteriormente, este remuestreo se utiliza para obtener los estadísticos de interés. El proceso se replica el número de veces que se desee y en cada réplica se extraen nuevas submuestras aleatoriamente para obtener estos estadísticos (Cameron y Trivedi, 2013:415)

Los resultados a lo largo de la distribución se reportan por cuartiles para el total de asalariados y por sector.

4.3.2 Estrategia de identificación

En este análisis, y similar a la estrategia de identificación empleada por Bouchot Viveros (2018), el grupo de tratamiento está conformado por las observaciones correspondientes a los municipios afectados por la política, es decir los 43 municipios de la ZLFN.

Como grupo de control se utilizan el resto de los municipios de las entidades fronterizas del norte de México (Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas) que no forman parte de la ZLFN (ENTFRONT). En los anexos se presentan resultados considerando como control a todos los municipios del país que no son parte de la ZLFN, es decir al ASMG.¹²

¹² Utilizo como grupo de control principal a municipios norteros (ENTFRONT) porque esta región presenta una dinámica distinta en el mercado laboral respecto al resto del país por el vínculo directo con la economía estadounidense y las actividades económicas que principalmente se desarrollan en esta región (véase Mendoza, 2010; López Arévalo y Peláez Herreros, 2015).

Cabe mencionar que dentro de la ENOE sólo ciertas ciudades de la ZLFN son autorrepresentadas, es decir, que son representativas de indicadores laborales a nivel ciudad. No obstante, el INEGI levanta encuestas a lo largo de varios municipios catalogándoles como parte del complemento rural-urbano para la construcción de indicadores laborales a nivel estatal y nacional.

De lo anterior surge una pregunta, ¿a qué se refieren los resultados cuando se habla de la ZLFN? La Figura 4.1 permite observar la distribución geográfica del número de observaciones que se tienen para esta región y para el grupo de control. En total se tienen 882,652 observaciones, de las cuales el 32 por ciento corresponden a municipios de la ZLFN. No obstante, como la ENOE se levanta trimestralmente, cambia el 20 por ciento de la muestra en cada edición y existe la posibilidad de que las personas no sean encontradas para entrevista en los cinco periodos que les corresponde; hay individuos que en la base tienen cinco observaciones e individuos que solo llegan a tener una. En ese sentido, la base tiene 274,613 individuos, siendo de la ZLFN el 34 por ciento de ellos.¹³

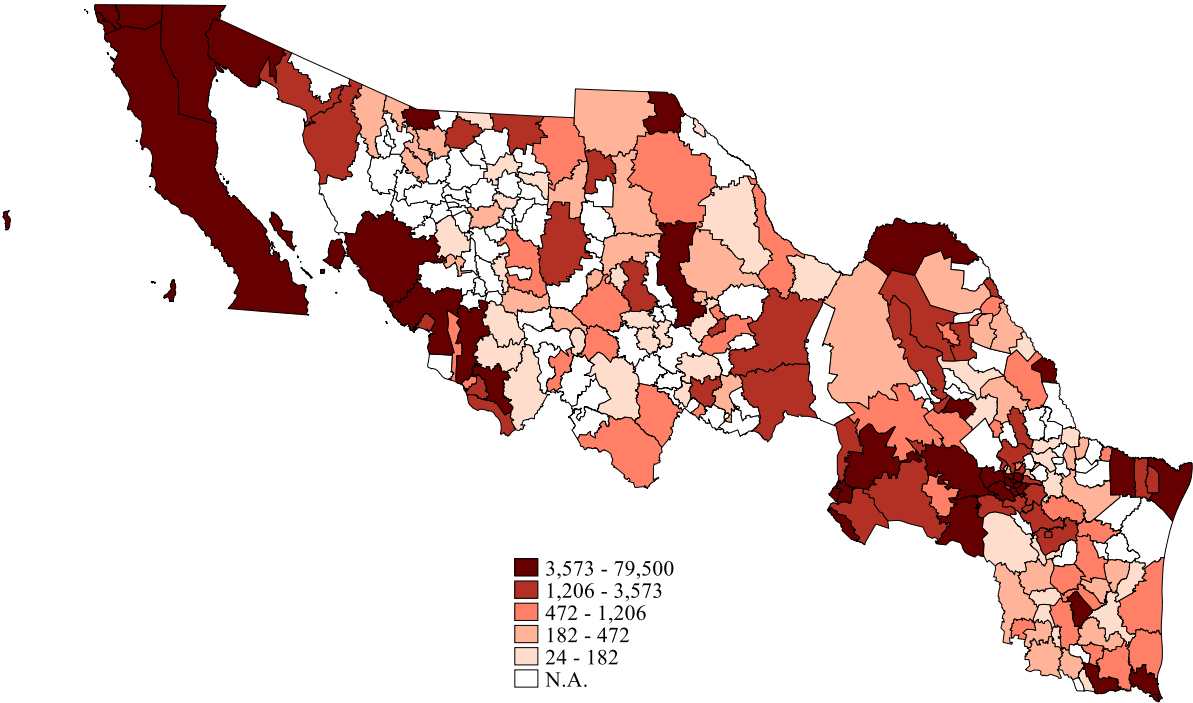
Geográficamente, las observaciones de la ZLFN se concentran principalmente en los municipios más importantes de la región: Reynosa, Matamoros y Nuevo Laredo en Tamaulipas; Acuña en Coahuila; Juárez en Chihuahua; Nogales y San Luis Río Colorado en Sonora y todos los municipios de Baja California.

En el grupo de control, la Figura 4.1 permite visualizar ciertas concentraciones de observaciones en ciudades igual de importantes. En Sonora, hay una concentración de observaciones alrededor de la zona metropolitana (ZM) de Guaymas, mientras que en Chihuahua ocurre lo mismo en la ZM homónima. Para el caso de Coahuila, hay presencia de observaciones en las dos ZM de la entidad: la de la Laguna (el municipio de Torreón) y la de Saltillo. Para Nuevo León, la ZM de

¹³ Para el primer trimestre de 2020, hay 3,469 observaciones que se pierden porque tienen datos faltantes en la variable MUN (número de municipio según entidad federativa) por lo cual no se pueden establecer en grupo de tratamiento o control. Al consultar esto con el departamento de Microdatos del INEGI, reportan que esto ocurre cuando el registro corresponde a un municipio de baja densidad poblacional.

Monterrey se visualiza como una región importante. En Tamaulipas, la gran mayoría de ellas se encuentran en la capital, Ciudad Victoria y los municipios de la ZM de Tampico. También vale destacar que hay seis municipios de la ZLFN que no cuentan con observaciones en la base de datos; sin embargo, como se detalló en los párrafos anteriores, hay observaciones para la mayoría y principalmente para los municipios más importantes. Por lo anterior, es importante aclarar que los resultados presentados más adelante se refieren al conjunto de la ZLFN, no a alguna ciudad o región en específico.¹⁴

Figura 4.1 Distribución de observaciones de la ENOE, 2016/1 - 2020/1



Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ENOE 2016-2020.

¹⁴ La misma situación se presenta para con el grupo de control. ENTFRONT se refiere al conjunto de municipios no fronterizos de las entidades fronterizas, no a alguna ciudad, zona metropolitana o región en específico.

CAPÍTULO V. RESULTADOS

5.1 Descriptivos

En esta sección se presentan las características socioeconómicas de la población que reside en la ZLFN y en el resto de los municipios de las entidades de la frontera norte (ENTFRONT), así como las características de la población ocupada que se vio beneficiada por el incremento del SM y la evolución de algunos indicadores laborales y de ingreso. Este primer análisis descriptivo se hace considerando personas de 15 a 65 años y haciendo uso del factor de expansión de la ENOE.

La Tabla 5.1 muestra las diferencias entre la población de la ZLFN y de ENTFRONT en tres periodos distintos. Se observa que ambos grupos son bastante similares en su estructura poblacional salvo en el porcentaje de personas residiendo en localidades rurales. En este sentido, la población rural de ENTFRONT es un poco mayor al doble de la población rural de la ZLFN; sin embargo, estos valores son más cercanos entre sí que los niveles de ruralidad en el resto del país, ya que en el ASMG la población en este tipo de localidades asciende al 20 por ciento.

En cuanto a indicadores del mercado laboral, en los tres trimestres analizados se observa que la participación en la fuerza laboral y la ocupación son mayores en la ZLFN que en ENTFRONT. Por otra parte, el porcentaje de personas trabajando más de 30 horas a la semana es bastante similar en ambas regiones, aunque en 2018 y 2020 se observa que hay una mayor proporción de ocupados en este tipo de condición en ENTFRONT que en la ZLFN. Por último, la composición del trabajo asalariado tanto formal como informal es algo irregular. Las tasas son bastante similares, y en dos de los tres periodos la ZLFN tiene valores más altos, aunque respecto a el periodo anterior pareciera que hay una disminución del trabajo formal y un incremento del trabajo informal. No obstante, esto es solo una primera aproximación al fenómeno que el modelo teórico de dos sectores explica como un posible escenario resultado del incremento del salario mínimo. Más adelante se analiza a detalle la evolución de estos indicadores.

Tabla 5.1 Estadística descriptiva. Medias

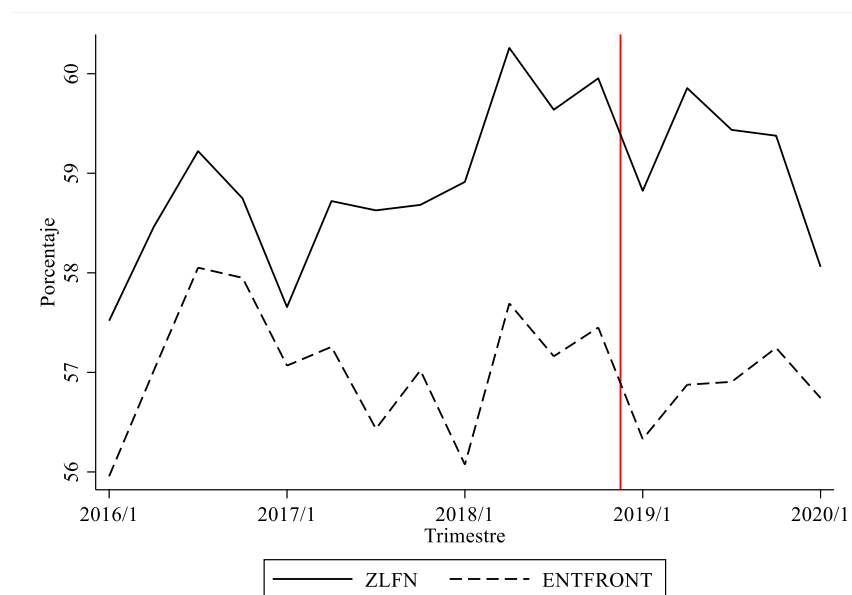
	ZLFN			ENTFRONT		
	2016/1	2018/2	2020/1	2016/1	2018/2	2020/1
Edad	35.76	35.99	36.44	36.77	37.13	37.33
Hombre (%)	49.38	49.13	49.14	48.53	48.98	49.42
Años de escolaridad	9.81	10.12	10.28	10.32	10.56	10.75
Casado (%)	40.60	38.32	36.03	45.66	45.23	41.96
Estudiante (%)	15.29	15.60	15.46	14.77	14.92	15.42
Localidad rural (%)	6.99	4.81	4.74	11.10	12.13	9.73
Participación en la fuerza laboral (%)	65.23	66.44	66.40	63.76	64.23	65.27
Ocupado (%)	96.45	96.59	97.04	95.36	96.39	95.88
Trabajador de tiempo completo (%)	81.08	80.74	78.42	78.45	81.18	80.82
Asalariado formal	56.24	57.34	56.85	55.04	56.65	57.53
Asalariado informal	23.08	22.00	22.61	22.89	22.36	21.53
N (observaciones)	5,337,012	5,572,381	5,842,041	9,409,171	9,607,219	9,720,495

Fuente: Cálculos propios con base en datos de la ENOE usando factores de expansión. Nota: En años de escolaridad se omite la no respuesta. Tasa de ocupación construida a partir de la PEA, el resto de tasas laborales a partir de ocupados. Asalariados se refiere a trabajadores subordinados y remunerados con o sin percepciones salariales.

Ahora bien, ¿qué cambios hubo en el mercado laboral tras el incremento de la política salarial en la ZLFN? En esa línea, la Figura 5.1 muestra la evolución de la participación en la fuerza laboral. Los datos para tres trimestres de la Tabla 5.1 ya dejaban entrever esto, pero en la ZLFN hay una mayor participación de las personas en el mercado laboral respecto a ENTFRONT. Previo al incremento salarial, ambas regiones tenían tasas de participación laboral con comportamientos bastante similares y diferencias entre 0.58 y 2.84 puntos porcentuales (p.p.).

La única diferencia en el comportamiento, previo al incremento, se puntualizó en el primer trimestre de 2018 ya que, respecto al trimestre anterior, en la ZLFN hubo un incremento en la participación laboral de 0.23 p.p., mientras que en ENTFRONT hubo una disminución de 0.94 p.p. No obstante, posterior al incremento, en dos periodos hubo disminuciones en la participación laboral para la ZLFN (tercer y cuarto trimestre de 2019), mientras que en ENTFRONT hubo incrementos. Lo anterior podría implicar que la política salarial pudo haber causado una disminución en la fuerza laboral; sin embargo, esto ha de contrastarse con los resultados econométricos de la siguiente sección.

Figura 5.1. Tasa de participación en la fuerza laboral, 2016-2020

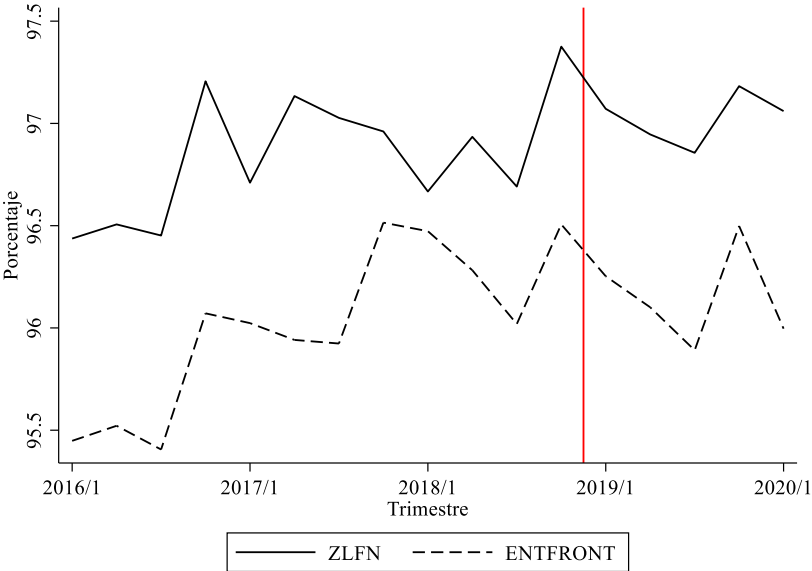


Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ENOE usando el factor de expansión.

Por otra parte, la Figura 5.2 muestra la evolución de la tasa de ocupación en la ZLFN y en ENTFRONT para el periodo de análisis. En primera instancia destaca que la ZLFN tiene mayores niveles de ocupación que ENTFRONT durante todo el periodo. Sin embargo, también se observa que previo al tratamiento, hubo tres trimestres donde la variación en sus niveles de ocupación fue inversa; con incrementos en ZLFN, hubo disminuciones en ENTFRONT y viceversa. Además, destaca el hecho de que, a pesar de estas diferencias en el comportamiento,

las diferencias en las tasas rondan alrededor de los 0.80 p.p. en todo el periodo. No obstante, posterior al tratamiento, el comportamiento fue similar, aunque marcado por disminuciones en cuatro de los cinco trimestres. Debido a esta disminución en ambos grupos, no se ve claro, en primera instancia, que haya efectos en la ocupación como resultado de esta política salarial.

Figura 5.2 Tasa de ocupación, 2016-2020

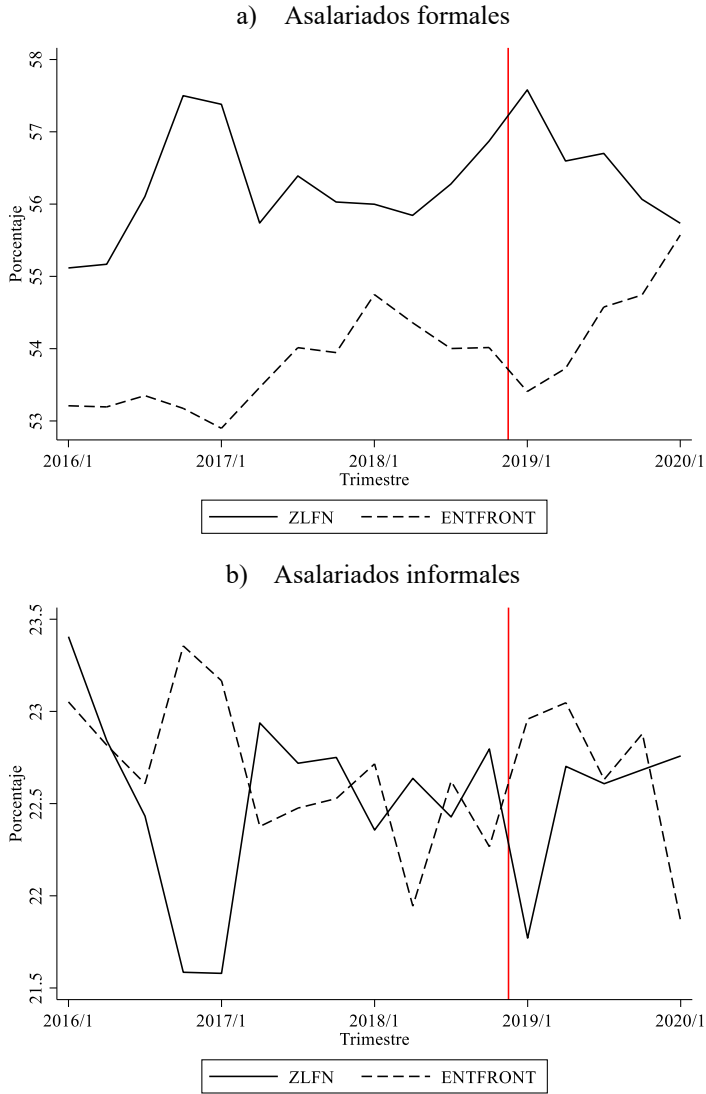


Fuente: Elaboración propia base en datos de la ENOE usando el factor de expansión.

En el caso del trabajo asalariado, la Figura 5.3 muestra la evolución del número de asalariados formales e informales de la ZLFN y ENTFRONT del primer trimestre de 2016 al mismo trimestre de 2020. En el caso de los asalariados formales, se observa que en la ZLFN se tiene una tasa mayor que en ENTFRONT, aunque parece que a partir del incremento del SM estas tasas tuviesen una relación inversa: en la ZLFN ha ido disminuyendo el trabajo asalariado formal, mientras que en ENTFRONT ha ido incrementando. Lo anterior se corrobora con el hecho de que en el primer trimestre de 2020 la diferencia entre las tasas fue de 0.16 p.p. En el caso del trabajo asalariado informal, las tasas son similares de tal forma que las diferencias llegan a ser mínimas y por tanto gráficamente no se visualiza que en alguno de los grupos haya una preponderancia sobre la otra. Con lo anterior, pareciera que, en el caso del trabajo asalariado

formal, en la ZLFN podría haber una disminución como resultado de la política salarial; sin embargo, estos niveles de empleo siguen estando por encima del mínimo de la serie en el primer trimestre de 2016. En el caso del empleo asalariado informal, en la ZLFN, pareciera que la política salarial sí tuviese una disminución en este tipo de ocupación ya que la tasa observada en el cuarto trimestre de 2018 no se ha vuelto a presentar a pesar de que hubo un repunte tras la disminución en el primer trimestre de 2019.

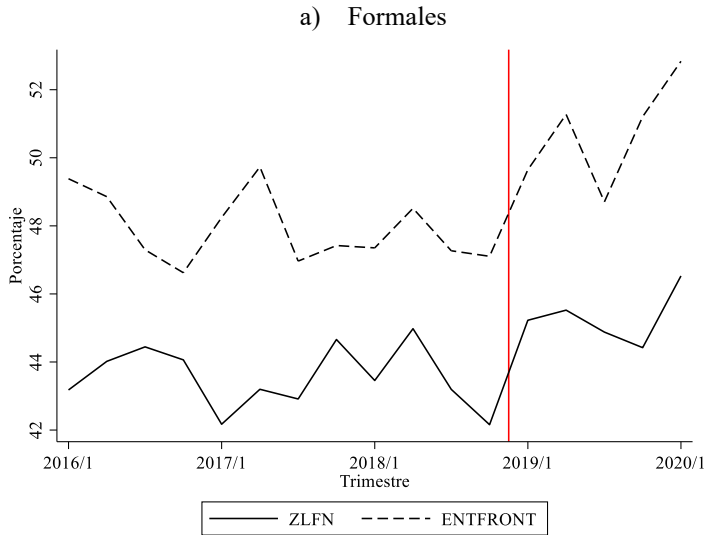
Figura 5.3 Tasa de asalariados formales e informales, 2016-2020

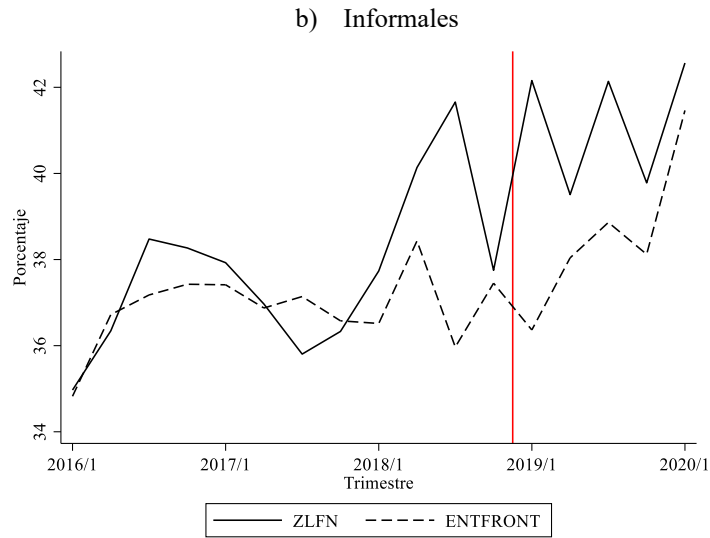


Fuente: Elaboración propia con base en datos de la ENOE usando el factor de expansión.

En lo que respecta al ingreso, la Figura 5.4 muestra la evolución del salario real por hora medio en ambos grupos y por sector. Con ello, una de las primeras diferencias sale a la luz. Los asalariados formales perciben, de media, un salario real por hora mayor en ENTFRONT que en ZLFN; mientras que para los informales los salarios más altos se perciben en la ZLFN. Tras la implementación del SM, se observa en 2019/1 un incremento de 7.28 y 5.40 por ciento para el ingreso por hora de los asalariados formales de ZLFN y ENTFRONT respecto al trimestre anterior, siendo este el mayor incremento en la serie. Para el caso del salario real por hora medio del sector informal, en 2019/1 se observó un incremento de 11.67 por ciento en ZLFN respecto a 2018/4, mientras que en ENTFRONT hubo una disminución 2.90 por ciento. Sin embargo, pareciera que posterior a ello, los salarios del sector informal estuvieran homologándose en ambos grupos.

Figura 5.4. Evolución del salario real por hora medio en ZLFN y ENTFRONT



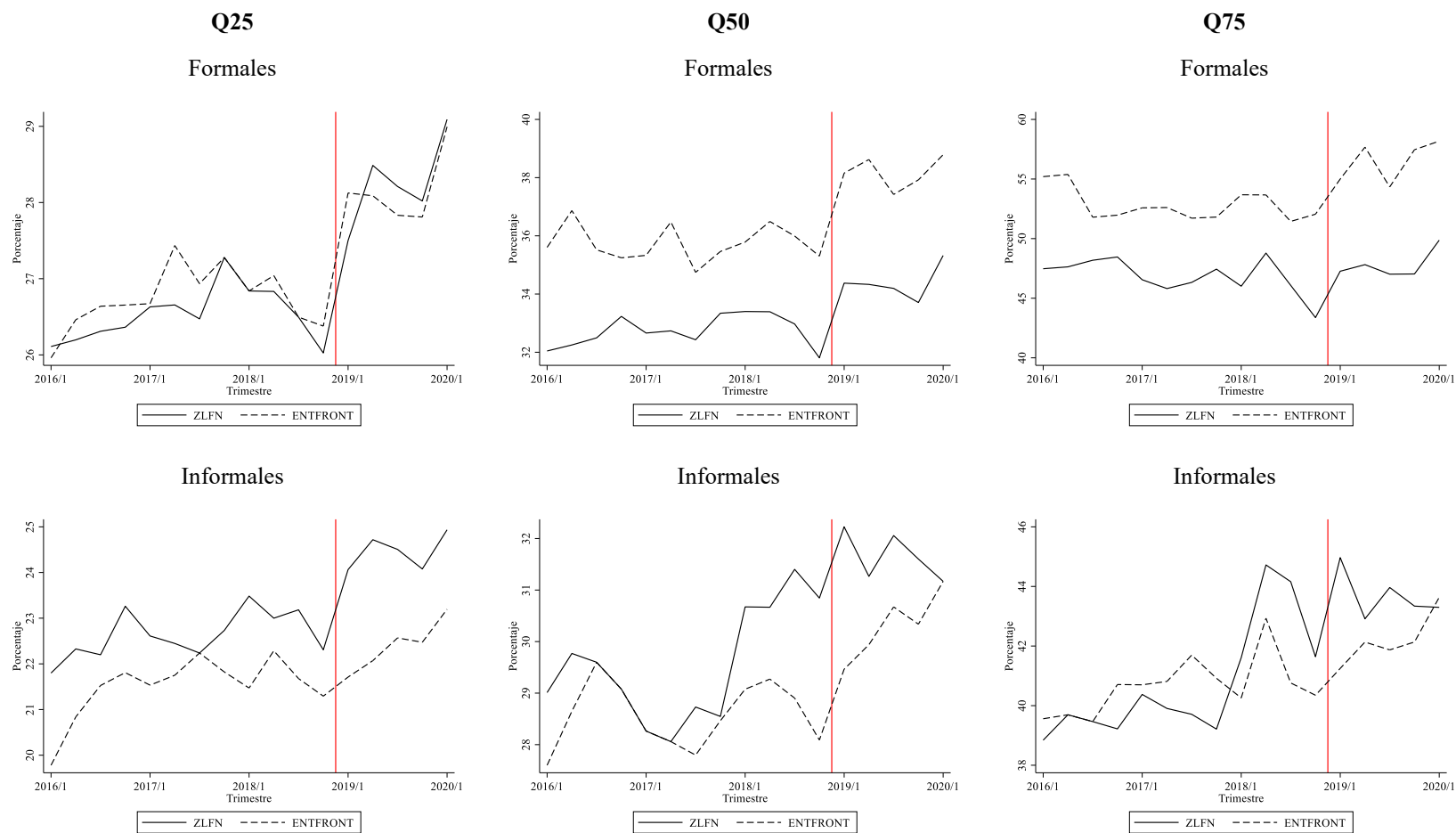


Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE usando el factor de expansión. Nota: Salario real a pesos de enero 2020. Se consideran ingresos reportados de ocupados asalariados.

No obstante, como se señala en la evidencia empírica, el efecto de un incremento en el SM es distinto según el nivel en la distribución (Bouchot Viveros, 2018; Campos Vázquez y Rodas Milián, 2020). La Figura 5.5 muestra la evolución del salario real en cuartiles en el periodo de análisis.

En el primer cuartil, el ingreso de asalariados formales es bastante similar en ambos grupos, mientras que para los informales se tiene un salario mayor en la ZLFN. Posterior al incremento, pareciera que hubo un incremento en el salario formal para la ZLFN en 2019/2 y se mantuvo relativamente mayor al de ENTFRONT. En el caso de los informales, esta diferencia respecto a ENTFRONT se mantuvo. En el segundo cuartil, el ingreso de los asalariados formales es mayor en ENTFRONT que en ZLFN. En el caso de los informales, la ZLFN contaba con un mayor ingreso; sin embargo, posterior al incremento pareciera que el ingreso en ENTFRONT alcanzara los niveles de ZLFN. Por último, para el tercer cuartil, el ingreso formal es más alto en todo el periodo en ENTFRONT. Para el ingreso informal, previo a 2018/1 ENTFRONT contaba con un nivel salarial mayor y entonces ZLFN le supera y se mantiene posterior al tratamiento, aunque para el primer trimestre de 2020 el ingreso de ENTFRONT supera ligeramente al de ZLFN.

Figura 5.5 Salario real por hora para asalariados formales e informales de ZLFN y ENTFRONT por cuartiles



Nota: Salario real a pesos de enero 2020. Se consideran únicamente los salarios reportados.

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENOE usando el factor de expansión.

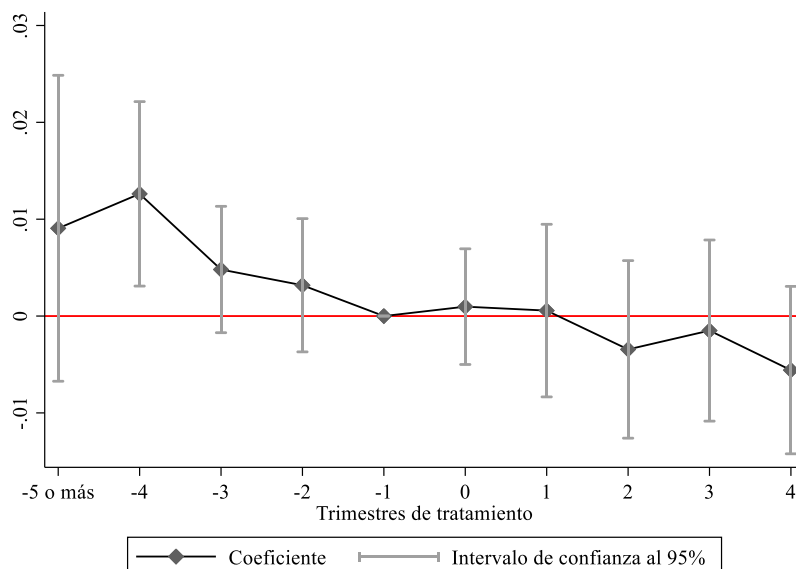
5.2 Efectos en el Empleo

Esta subsección presenta los resultados del incremento del SM en la ZLFN en aspectos relacional al empleo: participación laboral, ocupación y migrar del trabajo asalariado informal a formal. Se reportan gráficamente los coeficientes asociados a los *leads* y *lags* de esta política salarial (con intervalos de confianza al 95 por ciento), de tal forma que sea fácilmente comprobable la existencia de tendencias paralelas pre-tratamiento y efectos significativos post-tratamiento.

La Figura 5.6 muestra los resultados de la ecuación (4) teniendo como variable dependiente una dicotómica que toma valores 1 para aquellos individuos que formen parte de la población económicamente activa, y 0 para los que no. De esta forma, los coeficientes asociados a los *lags* de la política salarial (ZLFN) indican si esta tuvo efectos significativos en la probabilidad de que las personas formaran parte de la fuerza laboral. En específico, los resultados de la Figura 5.6 se refieren a los efectos sobre el total de la población. En este sentido, gráficamente se puede observar que en los primeros dos trimestres de tratamiento el efecto es positivo y posteriormente negativo; sin embargo, estos efectos no son significativos. Asimismo, es de recalcar que hay un periodo de pre-tratamiento que es significativo, en específico el lead -4, que se refiere a 2018/1, lo cual implica que previo a la entrada en vigor de la política salarial, la participación laboral en la ZLFN era significativamente mayor que en ENTFRONT. El hecho de que haya un *lead* significativo no soporta el supuesto de tendencias paralelas, por lo que los resultados post-tratamiento, de haber sido significativos, no hubieran sido robustos.¹⁵

¹⁵ Los coeficientes estimados, errores estándar y otros parámetros se pueden visualizar en la segunda columna de la Tabla A1 de los anexos.

Figura 5.6. Efectos sobre la participación laboral - Total de la población



Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que forman parte de la fuerza laboral, y 0 para los que no. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, una variable dicotómica para identificar estudiantes, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

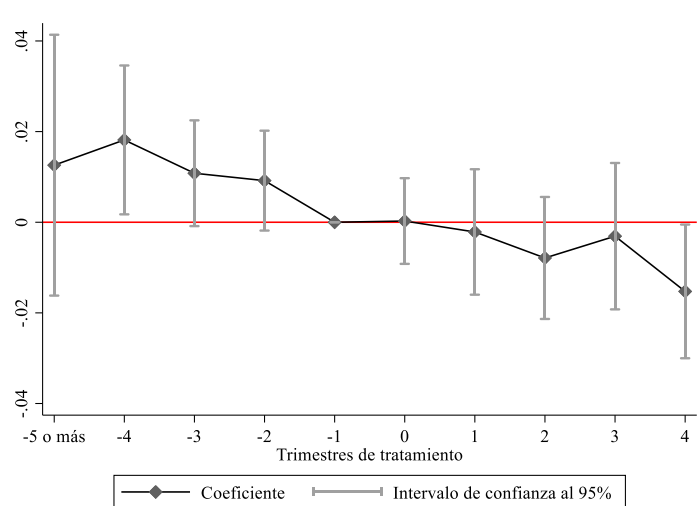
En línea con lo anterior, la Figura 5.7 muestra los resultados de la ecuación (4) sobre la participación laboral por sexo. Se observa que la política salarial de la ZLFN tuvo un efecto significativo en la disminución de la participación laboral de las mujeres en el cuarto trimestre de tratamiento (2020/1) de 1.53 por ciento; sin embargo, dado que nuevamente como el *lead* -4 es significativo, en este caso no se soporta el supuesto de tendencias paralelas en la participación laboral femenina.¹⁶ En el caso de los hombres, los efectos dinámicos de la política salarial son positivos, mas no significativos.¹⁷

¹⁶ En 2018/1, incrementó la PEA de la ZLFN en 0.23 p.p. mientras el empleo disminuyó 0.29 p.p.; mientras que en ENTFRONT la PEA disminuyó 0.95 p.p. y el empleo 0.04 p.p. Los factores a los que se les puede atribuir estas diferencias son principalmente la incertidumbre que en ese entonces había con las renegociaciones del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN).

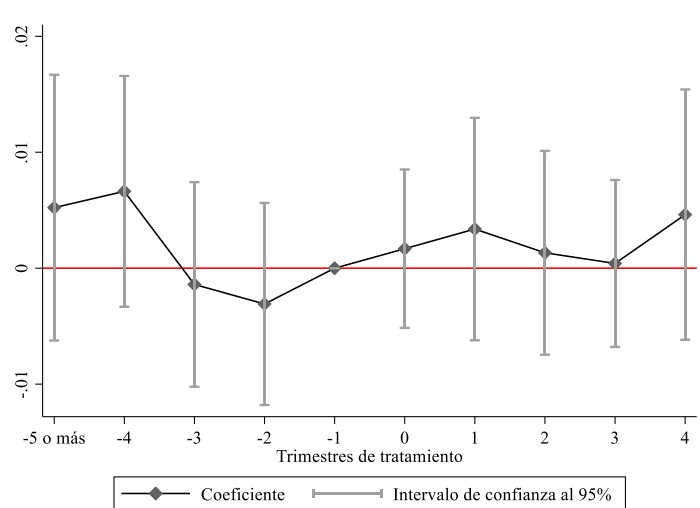
¹⁷ Los coeficientes estimados, errores estándar y otros parámetros se pueden visualizar en la tercera y cuarta columna de la Tabla A2 de los anexos.

Figura 5.7. Efectos sobre la participación laboral - por sexo

a) Mujeres



b) Hombres



Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que forman parte de la fuerza laboral, y 0 para los que no. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, una variable dicotómica para identificar estudiantes, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Para verificar la validez de estos efectos, la Tabla A2 de los anexos reporta los resultados del modelo anterior considerando al resto del país (ASMG) como grupo de control. Esta prueba de robustez muestra efectos negativos en la participación laboral del total de la población en el

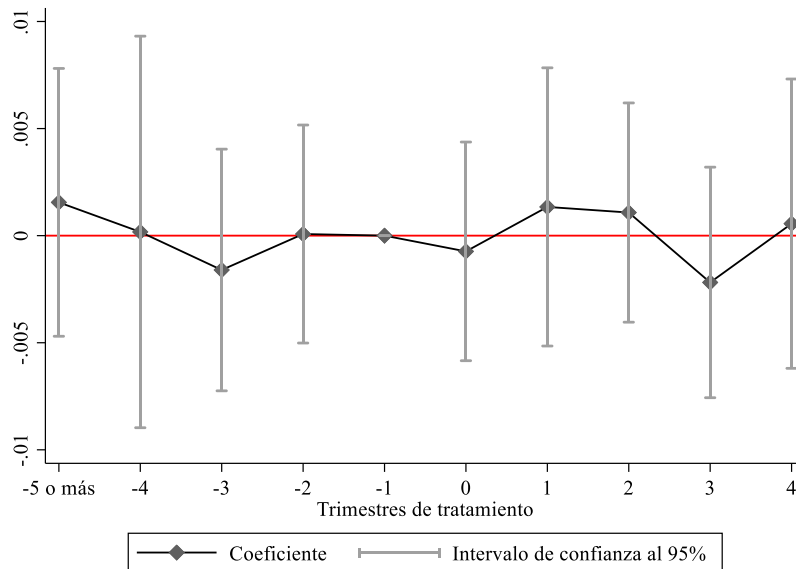
cuarto trimestre de tratamiento (2020/1) de 1.13 por ciento. Este resultado se puede considerar robusto puesto que no hay *leads* significativos, lo que valida el supuesto de tendencias paralelas. Ahora bien, al analizar por sexo, se observa que el efecto negativo en el total se puede atribuir en específico al caso de las mujeres pues es donde hay efectos significativos. De esta manera, hay una disminución de 1.42 por ciento ($p < 0.01$) en 2019/3 y de 2.33 por ciento ($p < 0.01$) en 2020/1.

Lo anterior implica que, los efectos en la participación laboral de la ZLFN dependen del grupo con el que se compare. Si se compara respecto a municipios de entidades fronterizas, los efectos en la participación laboral no son del todo concluyentes puesto que no se cumple el supuesto de tendencias paralelas. De manera contraria, al comparar respecto al resto del país (ASMG) hay una disminución en la participación laboral que tomó tres trimestres en reflejarse.

En cuanto al empleo, la Figura 5.8 muestra los efectos dinámicos de la política salarial sobre la probabilidad de que una persona esté ocupada. La variable dependiente es una dicotómica, limitada a la PEA, que toma valores de 1 si la persona i se encuentra ocupada o trabajando en el periodo t , y 0 si está desempleada. Los resultados muestran trimestres con incrementos y disminuciones en la ocupación total de la ZLFN; sin embargo, estos coeficientes son menores al 1 por ciento y no significativos. Aunado a lo anterior, los *leads* no son significativos por lo que hay indicios de tendencias paralelas y robustez en estos resultados.¹⁸

¹⁸ Los coeficientes estimados, errores estándar y otros parámetros se pueden visualizar en la primera columna de la Tabla A3 de los anexos.

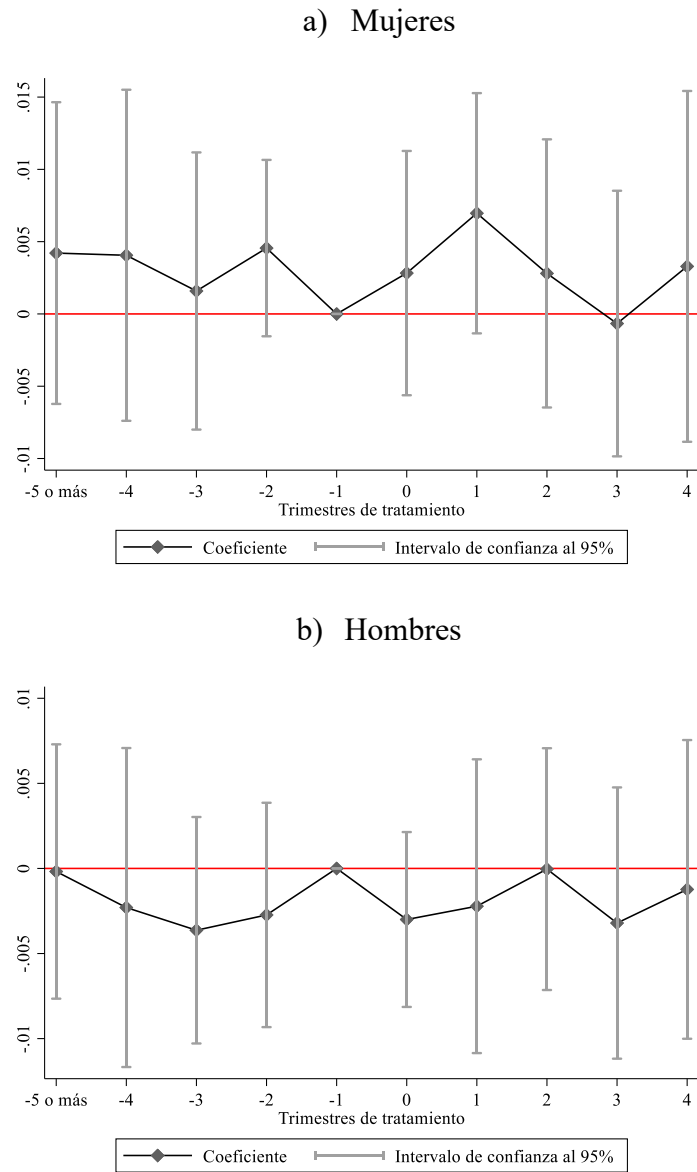
Figura 5.8. Efectos sobre la ocupación - Total



Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica, limitada a la PEA, que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando y 0 para los que no. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, una variable dicotómica para identificar estudiantes, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Para analizar este efecto nulo sobre la ocupación, la Figura 5.9 muestra los coeficientes asociados a los *leads* y *lags* de ZLFN por sexo. Para el caso de las mujeres, aunque los efectos no son significativos, estos coeficientes son positivos en al menos cuatro trimestres, pero menores al punto porcentual. Para los hombres, los efectos en la ocupación son negativos, pero no significativos. Con lo anterior, respecto a ENTFRONT, la política salarial de la ZLFN tuvo efectos nulos en el empleo.

Figura 5.9. Efectos sobre la ocupación - por sexo



Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica, limitada a la PEA, que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando y 0 para los que no. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, una variable dicotómica para identificar estudiantes, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

De igual forma, estos resultados se pueden contrastar considerando al resto del país como grupo de control (Tabla A4 de los Anexos). Los efectos sobre la ocupación total y por sexo son,

igualmente, nulos puesto que los efectos dinámicos de la política salarial de la ZLFN no son significativos.

Los efectos en el empleo reportados en esta sección contrastan con los resultados de Banxico (2019) y Fernández Bujanda (2020) que reportan efectos negativos. Estas diferencias se deben a que en el primero, la variable principal no es el incremento del SM, sino el porcentaje de trabajadores que en el mes previo al tratamiento percibían debajo del nuevo SM. Mientras que en el segundo, el efecto negativo se refiere al empleo asociado a salarios de hasta 3 SM. Los resultados de esta investigación, por su parte, se refieren a la probabilidad de estar trabajando independientemente del tipo de ocupación o nivel salarial del mismo. No obstante, estos resultados son similares a los efectos nulos reportados en Campos-Vazquez et al. (2020) y Campos-Vazquez-Esquivel (2021).

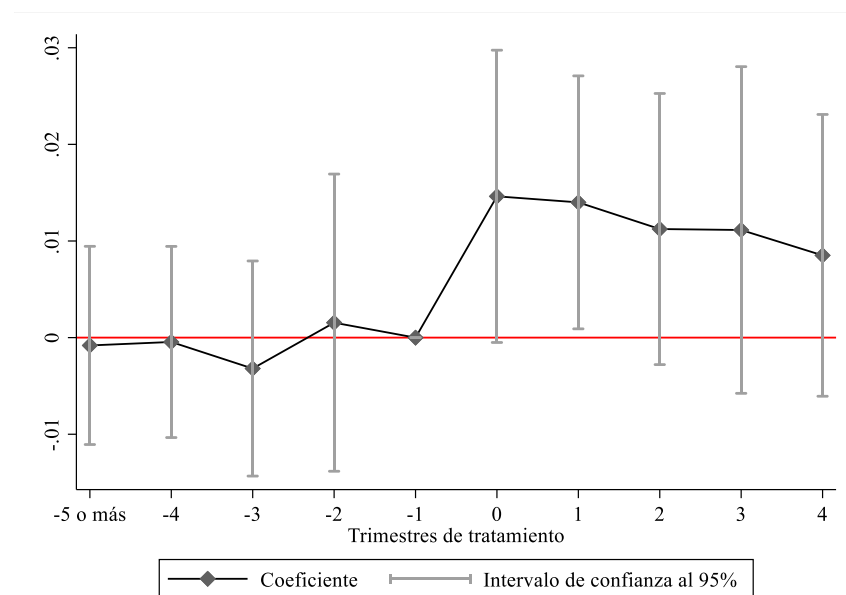
Lo anterior implica que este incremento salarial no trajo consigo variaciones significativas en el nivel de empleo de esta región.

Por último, las Figuras 5.10 y 5.11 muestran los efectos dinámicos de la ZLFN en la probabilidad de migrar del empleo asalariado informal a formal del total de asalariados y por sexo. En este caso, la variable dependiente es una dicotómica, limitada a ocupados asalariados, que toma valores de 1 para aquellas personas con empleo asalariado formal, y 0 para los informales. De esta forma estos resultados permiten contrastar el modelo teórico de dos sectores y hacer una primera aproximación a qué efectos hubo en el sector informal.

Los resultados sobre el total de asalariados (Figura 5.12) permiten visualizar que posterior al incremento del SM, la probabilidad de migrar al trabajo asalariado formal desde el informal se

incrementó en hasta 1.46 por ciento, aunque solo es significativo en el trimestre asociado a 2019/2, con un incremento de 1.40 por ciento ($p < 0.05$).¹⁹

Figura 5.10. Efectos sobre la transición del empleo asalariado informal a formal - Total



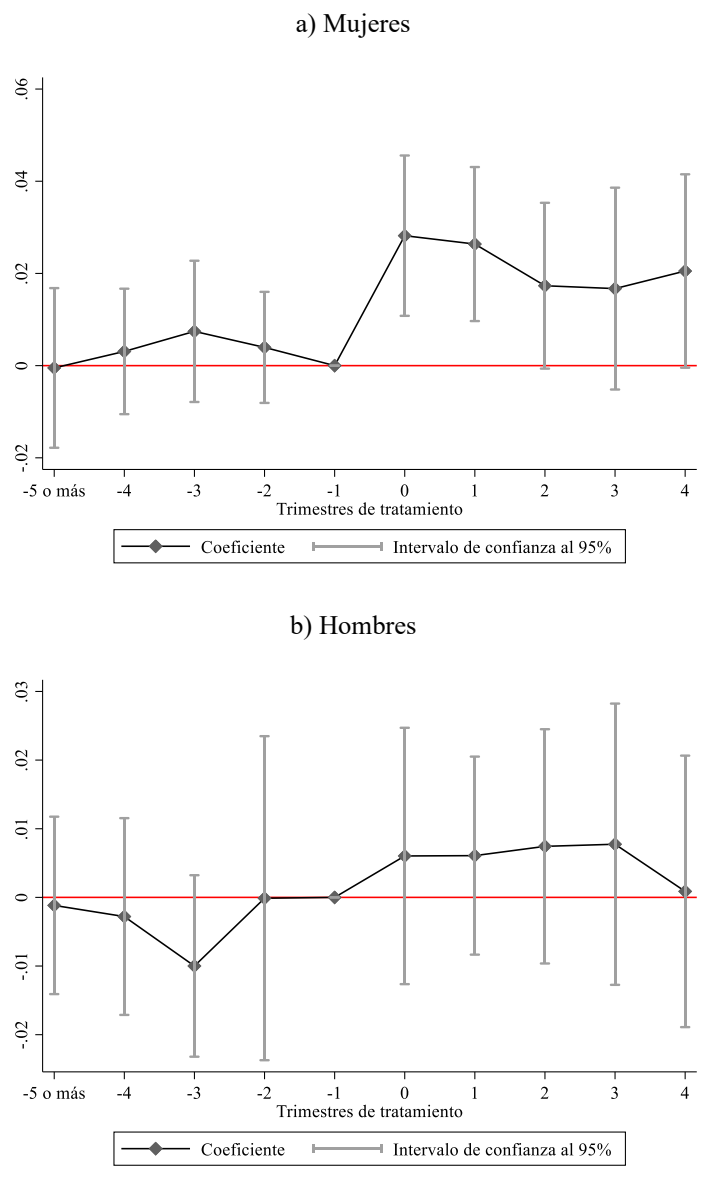
Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando como asalariados en el sector formal y 0 para los que están ocupados como asalariados en el sector informal. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Al analizar los efectos de la política salarial por sexo (Figura 5.11), se observa que los efectos son positivos, pero solo significativos para el caso de las mujeres en al menos dos trimestres (2019/1 y 2019/2). De esta forma, se tiene que duplicar el SM en la ZLFN implicó un incremento en la probabilidad de migrar del empleo informal asalariado al formal asalariado en los primeros dos periodos de tratamiento. En el primer trimestre de tratamiento (2019/1) el incremento es de 1.40 por ciento para el total de asalariado. Aunque por sexo, este solo es significativo para el caso de las mujeres, con incremento en la probabilidad de 2.82 por ciento ($p < 0.01$) en 2019/1 y

¹⁹ Los coeficientes estimados, errores estándar y otros parámetros se pueden visualizar en la primera columna de la Tabla A5 de los anexos.

de 2.64 por ciento ($p < 0.01$) en 2019/2. Asimismo, destacar que los *leads* de la política salarial no son significativos por lo que hay indicios de tendencias paralelas y, por tanto, estos resultados son robustos.

Figura 5.11. Efectos sobre la transición del empleo asalariado informal a formal - por sexo



Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando como asalariados en el sector formal y 0 para los que están ocupados como asalariados en el sector informal. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y

trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Al contrastar los resultados anteriores considerando al resto del país como grupo de control, solo se mantienen los efectos para el caso de las mujeres (Tabla A6 de Anexos). De esta forma, respecto al ASMG, la política salarial de la ZLFN incrementó en 2.41 por ciento ($p < 0.01$) la probabilidad de migrar del empleo asalariado informal al formal para el caso de las mujeres en 2019/1, un incremento de 1.64 por ciento ($p < 0.05$) en 2019/2, 1.89 por ciento ($p < 0.05$) en 2019/3 y 2.28 por ciento ($p < 0.05$) en 2020/1. Estos resultados son robustos al cumplirse el supuesto de tendencias paralelas.

Estos hallazgos sobre la probabilidad de migrar del trabajo asalariado informal al formal son similares a los reportados en Campos-Vazquez et al. (2020) ya que encuentran un incremento de aproximadamente 4.0 por ciento. En este documento, la probabilidad de que esta transición ocurra es menor (1.40 por ciento), pero estos resultados son más robustos puesto que se controla la endogeneidad a nivel individual y se identifica dinámicamente el periodo donde esta probabilidad fue significativa.

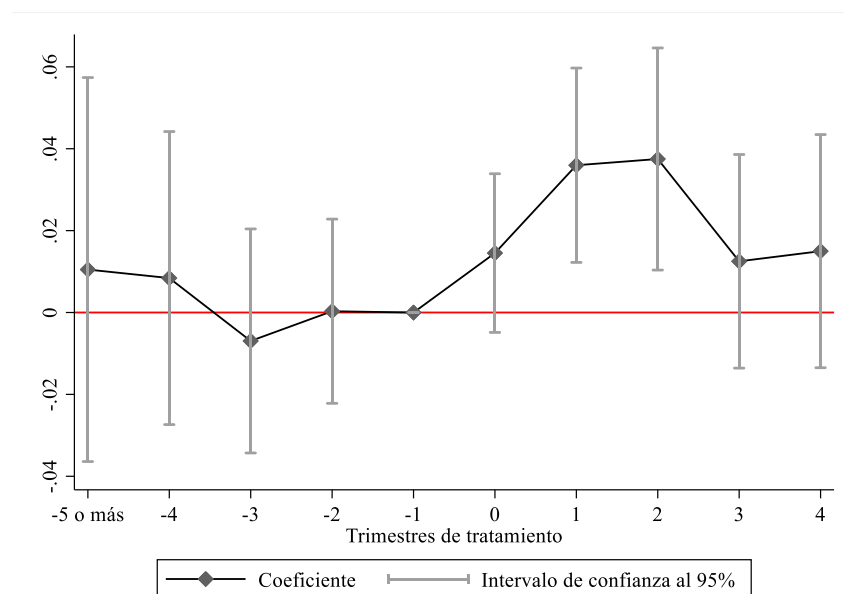
5.3 Efectos sobre el salario real

Esta subsección presenta los resultados del incremento del SM en la ZLFN sobre los salarios reales por hora. Al igual que en los resultados anteriores, se presentan los coeficientes asociados a los *leads* y *lags* de ZLFN con intervalos de confianza al 95 por ciento para facilitar la interpretación. Los resultados más detallados se pueden consultar en la Tabla A7 de los Anexos.

Primeramente, la Figura 5.12 muestra los efectos sobre el ingreso del total de trabajadores asalariados. Se observa que la política salarial de la ZLFN tiene efectos positivos, y significativos, en al menos dos trimestres, siendo estos un incremento de 3.60 por ciento ($p < 0.01$) en 2019/2 y de 3.75 por ciento ($p < 0.01$) en 2019/3. Posteriormente a ello, el efecto

sigue siendo positivo, pero pierde significancia. Estos resultados son robustos puesto que los *leads* de ZLFN no son significativos; es decir que hay evidencia de que, previo al incremento salarial, había tendencias paralelas en ambos grupos.

Figura 5.12. Efectos sobre el ingreso medio - Total



Nota: Coeficientes de un modelo de regresión lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora a precios de enero 2020 de ocupados asalariados. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

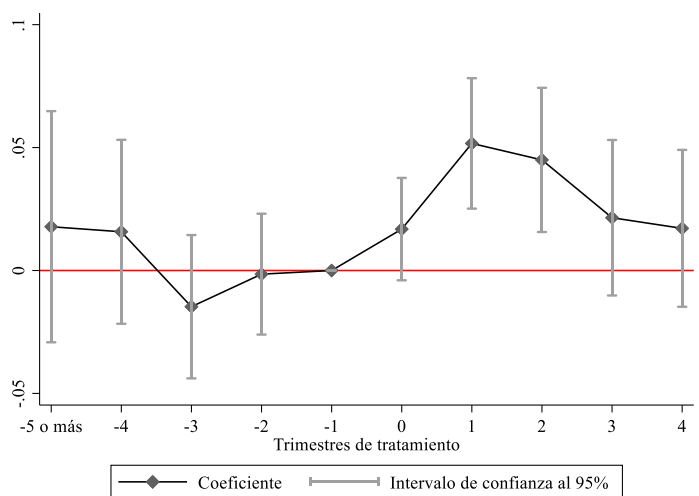
Por sector, la Figura 5.13 permite observar los efectos sobre los salarios reales por hora de asalariados formales e informales. En primera instancia, los resultados por sector permiten complementar los obtenidos en la sección anterior sobre la probabilidad de migrar del empleo informal a formal y sus efectos sobre los salarios de ambos sectores.

En la Figura 5.13, se reportan los efectos sobre los salarios reales de los asalariados formales e informales. En el caso de asalariados formales, el supuesto de tendencias paralelas se cumple al no haber significatividad en los *leads* asociados a ZLFN. Ahora bien, los efectos del tratamiento

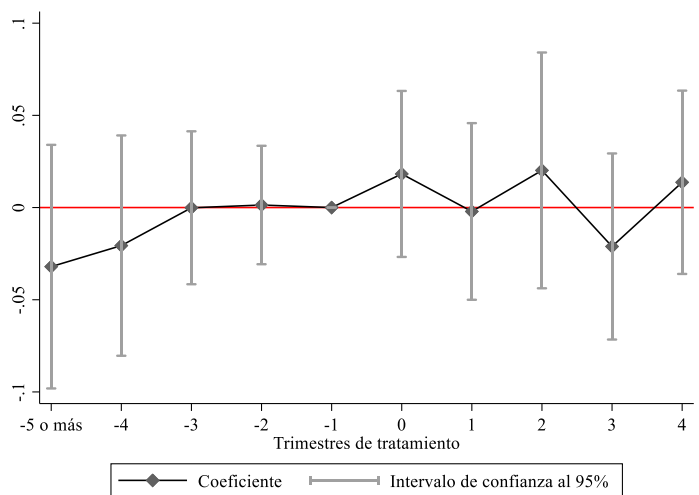
son positivos, mas solo significativos en 2019/2 - 2019/3, al igual que con el total de asalariados. En 2019/2 el incremento es, sin embargo, de 5.17 por ciento ($p < 0.01$) y para 2019/3 es de 4.50 por ciento ($p < 0.01$). De igual forma, posteriormente estos efectos disminuyen y pierden significancia. De igual forma, para asalariados informales el supuesto de tendencias paralelas se cumple puesto que los leads de ZLFN no son significativos. Sin embargo, el tratamiento tampoco tiene efectos significativos, entonces los efectos fueron nulos sobre los salarios de los informales.

Figura 5.13. Efectos sobre el ingreso medio - por sector

a) Formal



b) Informal



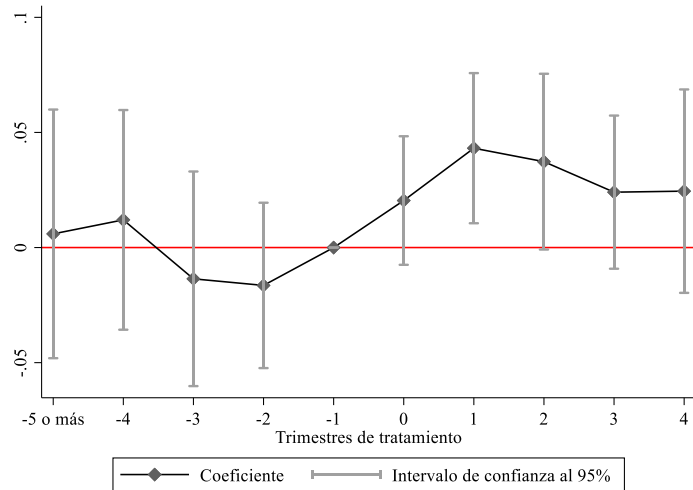
Nota: Coeficientes de un modelo de regresión lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora a precios de enero 2020 de ocupados asalariados. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Por último, la Figura 5.14 muestra los efectos sobre los salarios reales por hora de asalariados según el sexo de la persona trabajadora. Cabe mencionar que para estas estimaciones las observaciones se limitaron a personas ocupadas como asalariadas; por tanto, los resultados sobre el salario real por hora de mujeres y hombres se refiere al de asalariados(as). En ambos casos el supuesto de tendencias paralelas se cumple, ya que los *leads* asociados a ZLFN no son significativos, entonces, previo al incremento del SM, en ambos grupos no había diferencias significativas en los salarios reales por hora.

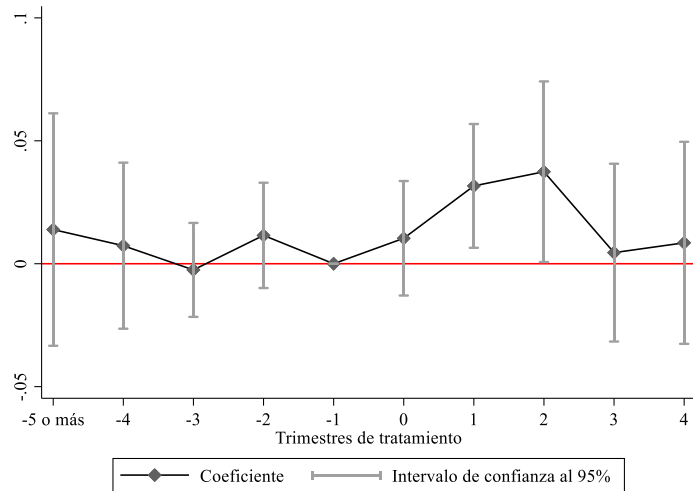
En el caso de mujeres asalariadas, el efecto positivo observado es de 4.32 por ciento ($p < 0.01$). Para 2020/3 el coeficiente asociado a ZLFN es de 3.73 por ciento, pero el efecto es nulo ($p < 0.1$). No obstante, para el caso de los hombres los efectos significativos se observan hasta en dos trimestres: 2019/2 - 2019/3. Para 2019/2 el efecto sobre el salario real por hora de hombres asalariados asciende a 3.17 por ciento ($p < 0.05$), mientras que para 2019/3 es de 3.74 por ciento ($p < 0.05$). Posteriormente los efectos son nulos.

Figura 5.14. Efectos sobre el salario real por hora- por sexo

a) Mujeres



b) Hombres



Nota: Coeficientes de un modelo de regresión lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora a precios de enero 2020 de ocupados asalariados. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Al igual que en secciones anteriores, el contraste considerando el resto del país como grupo de control se puede consultar en Anexos, en específico en la Tabla A8. Al igual que respecto a ENTFRONT, comparando con el ASMG el supuesto de tendencias paralelas para el salario real por hora se cumple. De igual forma, los efectos post-tratamiento son positivos. Sin embargo, los efectos dinámicos de la política salarial se pueden observar a partir del trimestre de adopción de esta. Así, los efectos para el total de asalariados son significativos en 4 trimestres observándose

el mayor en efecto en 2019/2 con 4.50 por ciento ($p < 0.01$). Por sector, se confirman los efectos nulos para asalariados informales, mientras que para formales los efectos dinámicos se observan de 2019/1 a 2019/3, presentándose el mayor incremento en 2019/2 con 5.59 por ciento ($p < 0.01$). Por sexo, los efectos positivos se observan en 2019/1 - 2019/3. En el caso de las mujeres asalariadas, el mayor incremento corresponde a 2019/2 con un aumento de 5.10 por ciento ($p < 0.01$), mientras para los hombres asalariados el mayor incremento fue en el mismo trimestre con 4.11 por ciento ($p < 0.01$).

Estos resultados en el ingreso medio son similares a los reportados en Campos-Vazquez et al. (2020). En ese documento el efecto sobre el salario del total de trabajadores rondaba el 3 y 6 por ciento como incremento promedio de la política, mientras que para formales el incremento promedio fue de 9 por ciento.

Recapitulando lo expuesto en esta sección, el incremento salarial en la ZLFN tuvo efectos positivos en el salario real por hora del total de asalariados. Por sector, los únicos beneficiados fueron los asalariados formales. Mientras que, por sexo, si bien para ambos hubo incrementos positivos, el mayor de ellos se observó para las mujeres asalariadas.

5.4 Efectos a lo largo de la distribución salarial

Esta subsección presenta los resultados del incremento del SM en la ZLFN a lo largo de la distribución salarial. Se reportan los coeficientes asociados a los *leads* y *lags* de ZLFN así como errores estándar agrupados a nivel municipal calculados vía *bootstrap* de 100 repeticiones.

En primera instancia, la Tabla 5.2 muestra los resultados por cuartiles para el total de asalariados. Ya que los *leads* asociados a ZLFN no son significativos, estos resultados cumplen el supuesto de tendencias paralelas. De esta forma, se observa que duplicar el SM incrementó el salario real por hora de los asalariados que están hasta en el segundo cuartil de la distribución.

Contrario a lo que se pensaría, los mayores efectos se observan sobre la mediana que sobre el primer cuartil. Para los asalariados, dentro de la mediana de la distribución, los efectos dinámicos del incremento salarial aparecen significativamente a partir de 2019/2 con 9.26 por ciento ($p<0.01$), aunque este luego incrementa para el siguiente trimestre a 9.30 por ciento ($p<0.01$) y luego desaparece tras 2019/4 con 6.82 por ciento ($p<0.05$). Por otra parte, para los salarios dentro del primer cuartil, los efectos dinámicos se observan únicamente en 2019/2-2019/3, siendo de 8.987 por ciento ($p<0.05$) y 7.67 por ciento ($p<0.05$) respectivamente.

Tabla 5.2 Efectos a lo largo de la distribución. Total de asalariados

Trimestre de tratamiento \ Percentil	Q25	Q50	Q75
Trimestre t-5 y anteriores	0.0084 (0.0403)	0.0064 (0.0303)	-0.0257 (0.0313)
Trimestre t-4	0.0369 (0.0302)	0.0190 (0.0254)	0.0024 (0.0317)
Trimestre t-3	-0.0089 (0.0357)	0.0009 (0.0223)	0.0148 (0.0268)
Trimestre t-2	0.0002 (0.0290)	0.0078 (0.0211)	0.0091 (0.0256)
Trimestre de adopción	0.0130 (0.0229)	0.0247 (0.0243)	0.0271 (0.0264)
Trimestre 1	0.0897** (0.0354)	0.0926*** (0.0250)	0.0108 (0.0273)
Trimestre 2	0.0767** (0.0379)	0.0930*** (0.0268)	0.0153 (0.0332)
Trimestre 3	0.0526 (0.0402)	0.0682** (0.0285)	0.0148 (0.0318)
Trimestre 4	0.0479 (0.0340)	0.0445 (0.0306)	0.0360 (0.0326)
R ²	0.5688	0.6291	0.6746
N	276,496	276,496	276,496

*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$.

Nota: Coeficientes de una regresión RIF con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Errores estándar agrupados a nivel municipal calculados vía *bootstrap* de 100 repeticiones entre paréntesis. Grupo de control: ENTFRONT.

Por sector, la Tabla 5.3 muestra los resultados por cuartiles para asalariados formales. Para los salarios de este sector, el supuesto de tendencias paralelas también se cumple. Los efectos dinámicos, por su parte, sí difieren de los del total de asalariados. Para los salarios del primer cuartil, el único efecto positivo y significativo se observa en 2019/2 con un incremento de 4.36 por ciento ($p < 0.05$). Para los salarios en la mediana, el único incremento significativo se ubica en el mismo trimestre, pero de 6.79 por ciento ($p < 0.01$). Por último, para los salarios en el tercer cuartil tuvieron efectos significativos durante tres trimestres desde el trimestre de adopción hasta 2019/3. Estos incrementos fueron aumentando pasando de 4.63 por ciento en 2019/1 ($p < 0.05$) a 6.64 por ciento en 2019/3 ($p < 0.05$). De acuerdo a la evidencia empírica (Bouchot Viveros, 2018; Pérez Pérez, 2020), el hecho de que en los percentiles altos haya efectos positivos, significativos y mayores que en percentiles bajos, implica que este incremento salarial pudo aumentar la dispersión salarial en este sector.

Tabla 5.3. Efectos a lo largo de la distribución. Asalariados formales

Trimestre de tratamiento \ Percentil	Q25	Q50	Q75
Trimestre t-5 y anteriores	0.0244 (0.0406)	-0.0059 (0.0306)	-0.0040 (0.0237)
Trimestre t-4	0.0446 (0.0310)	0.0258 (0.0273)	-0.0227 (0.0293)
Trimestre t-3	-0.0098 (0.0333)	-0.0195 (0.0214)	0.0055 (0.0251)
Trimestre t-2	0.0025 (0.0269)	0.0074 (0.0196)	0.0150 (0.0225)
Trimestre de adopción	0.0024 (0.0237)	-0.0065 (0.0176)	0.0463** (0.0194)

Trimestre 1	0.0436** (0.0220)	0.0679*** (0.0185)	0.0631*** (0.0244)
Trimestre 2	0.0355 (0.0235)	0.0361* (0.0207)	0.0664** (0.0324)
Trimestre 3	0.0323 (0.0275)	0.0164 (0.0241)	0.0186 (0.0326)
Trimestre 4	0.0306 (0.0252)	0.0222 (0.0229)	0.0380 (0.0315)
R ²	0.5763	0.6493	0.6999
N	197,252	197,252	197,252

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

Nota: Coeficientes de una regresión RIF con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Errores estándar agrupados a nivel municipal calculados vía *bootstrap* de 100 repeticiones entre paréntesis. Grupo de control: ENTFRONT.

En línea con lo anterior, la Tabla 5.4 muestra los efectos dinámicos sobre los salarios de los asalariados informales en cuartiles. A diferencia del total de asalariados y de los formales, en los informales el único incremento positivo y significativo se observa para los salarios del primer cuartil. En específico, hubo un incremento de 9.69 por ciento ($p<0.05$) en 2019/2 y de 11.05 por ciento ($p<0.05$) en 2020/1 para los informales con salarios en este cuartil. De igual forma, siguiendo la literatura empírica, el hecho de que solo haya efectos significativos en el primer cuartil, implicaría que el incremento salarial pudo disminuir la dispersión salarial del sector informal.

Tabla 5.4. Efectos a lo largo de la distribución. Asalariados informales

Trimestre de tratamiento \ Percentil	Q25	Q50	Q75
Trimestre t-5 y anteriores	-0.0132 (0.0534)	-0.0464 (0.0324)	-0.0681 (0.0504)
Trimestre t-4	0.0023	-0.0531	-0.0542

	(0.0489)	(0.0329)	(0.0499)
Trimestre t-3	-0.0401	-0.0379	-0.0295
	(0.0504)	(0.0354)	(0.0376)
Trimestre t-2	-0.0009	0.0081	-0.0031
	(0.0374)	(0.0304)	(0.0492)
Trimestre de adopción	0.0266	-0.0217	-0.0079
	(0.0404)	(0.0272)	(0.0351)
Trimestre 1	0.0670	-0.0129	-0.0551
	(0.0455)	(0.0311)	(0.0470)
Trimestre 2	0.0969**	-0.0155	-0.0427
	(0.0402)	(0.0404)	(0.0567)
Trimestre 3	0.0634	-0.0183	-0.0583
	(0.0403)	(0.0490)	(0.0599)
Trimestre 4	0.1105**	-0.0203	0.0043
	(0.0448)	(0.0452)	(0.0622)
R ²	0.5892	0.6190	0.6277
N	62,378	62,378	62,378

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

Nota: Coeficientes de una regresión RIF con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Errores estándar agrupados a nivel municipal calculados vía *bootstrap* de 100 repeticiones entre paréntesis. Grupo de control: ENTFRONT.

Por último, considerando como grupo de control al resto del país, los resultados anteriores se mantienen (véase Tabla A9, A10 y A11 en Anexos): hay efectos positivos significativos post-tratamiento y se cumplen los supuestos de tendencias paralelas. Para el total de asalariados, en este caso, los efectos significativos solo se observan para salarios en la mediana de la distribución para todos los trimestres de tratamiento; sin embargo, el mayor incremento se observa en 2019/3 con 8.14 por ciento ($p<0.01$). Para los salarios formales, los efectos se observan en todos los percentiles de interés. Para salarios en el percentil 25 el mayor efecto corresponde a 2019/3 con 7.44 por ciento ($p<0.01$). Para los salarios en P50 y P75, el periodo 2019/2 es el más importante puesto que para P50 es el único donde el efecto es significativo con

7.07 por ciento de incremento ($p < 0.01$), mientras que para P75 hubo un incremento de 6.27 por ciento ($p < 0.01$).

Respecto a resultados de otras investigaciones en este tema, el único documento donde se analizan efectos a lo largo de la distribución es el de Campos Vázquez y Rodas Milián (2020) donde utilizan datos del IMSS y, por tanto, los resultados se refieren al sector formal. En línea con esto, los resultados de esta investigación para asalariados formales se asemejan con los reportados en Campos Vázquez y Rodas Milián (2020) quienes advierten que el efecto del salario se pierde en el percentil 70. En este caso, en el percentil 75 hay periodos donde el efecto aún se mantiene. En resumen, esta sección presentó evidencia de efectos dinámicos positivos como resultado de duplicar el SM en la ZLFN para asalariados del sector formal e informal.

Para asalariados formales, los efectos se pueden encontrar hasta en el percentil 75, pero siendo menores que el mayor efecto observado en la mediana. Por otra parte, si bien los resultados para el salario medio (sección anterior) de asalariados informales reportaban efectos nulos en el ingreso, en esta sección se mostró que sí hubo efectos positivos en los salarios de este sector, solo que fue para percentiles bajos. Lo anterior podría implicar que los empleadores del sector informal ajustaron solamente los salarios de sus trabajadores de bajo nivel salarial para de cierta forma ‘mantenerlos’ en sus nóminas, mientras que los empleadores formales ajustaron salarios para el resto de sus trabajadores. Con lo cual, el incremento del SM benefició, en menor o mayor medida, a gran parte de los asalariados formales, mientras que benefició únicamente a asalariados informales de bajos ingresos.

CONCLUSIONES

En esta investigación se analiza el efecto de duplicar el SM en la región fronteriza norte de México. Desde 2019, se establecieron dos zonas salariales; una en los municipios fronterizos con EE.UU. (ZLFN) y el resto del país (ASMG). A partir de ello y haciendo uso de estudio de eventos, se identifican los efectos dinámicos de esta política salarial en el mercado laboral y el ingreso.

Los resultados de esta investigación para el mercado laboral son dos: efectos nulos en la participación laboral y el empleo; así como efectos positivos en la probabilidad de migrar del empleo asalariado informal a formal. En específico, este incremento en la probabilidad se asocia al total de asalariados y mujeres asalariadas, principalmente. Para el total de asalariados, la transición de sector tuvo un incremento de 1.40 por ciento en 2019/2, siendo este el único trimestre con efectos significativos. Por otra parte, para mujeres asalariadas el incremento en la probabilidad se observa desde el trimestre de adopción de la política salarial y el siguiente; aunque la mayor probabilidad se observa en 2019/1 con 2.82 por ciento.

En cuanto al ingreso medio, los resultados muestran incrementos significativos para todas las submuestras de asalariados a excepción de informales, por lo que el incremento del SM tuvo efectos nulos en el ingreso medio de asalariados informales. No obstante, para el total de asalariados, asalariados formales y de ambos sexos, hay incrementos significativos en el ingreso como resultado de esta política, principalmente de 2019/2 a 2019/3. Lo anterior, de entrada, implica que tomó un trimestre para que se viera reflejado este incremento en el salario real por hora. El mayor incremento significativo para el ingreso medio del total de asalariados fue de 3.75 por ciento, mientras que para formales lo fue de 5.17 por ciento. Asimismo, por sexo, las mujeres asalariadas fueron quienes más vieron incrementar su salario con 4.32 por ciento respecto al 3.74 por ciento de los hombres asalariados.

Por último, los efectos a lo largo de la distribución muestran efectos para ambos sectores de la economía. Para asalariados formales, hay efectos significativos para salario de P75, mientras que para asalariados informales los efectos solo se observan para salarios en P25. Lo anterior implica que esta política salarial mejoró las percepciones salariales de la mayoría de aquellos trabajadores contratados en la formalidad, mientras que solo benefició a trabajadores de bajos salarios del sector informal. Esto último se puede deber a un ajuste por parte de los empleadores de este sector para mantener los puestos de trabajo.

Cabe mencionar que los resultados principales de efectos nulos en la participación laboral y el empleo, incremento en la probabilidad de migrar de sector informal a formal para el total de asalariados y mujeres asalariadas, y efectos positivos en el ingreso son similares si se utiliza el factor de expansión como peso de muestreo (ver Tabla A12 en Anexos).²⁰

Los resultados de esta investigación son congruentes a los resultados de CONASAMI (2019), Campos Vázquez y Rodas Milián (2020), Campos-Vazquez et al. (2020) y Campos-Vazquez y Esquivel (2021). En términos generales, estos autores encuentran efectos positivos en el ingreso, efectos no significativos en el empleo y efectos a lo largo de la distribución. Asimismo, Campos-Vazquez et al. (2020) encuentran efectos similares en la transición del trabajo informal a formal.

En resumen, lo que aporta esta investigación es, entonces, más evidencia de efectos positivos en el ingreso, efectos nulos en la participación laboral y ocupación, asimismo incrementos en la probabilidad de migrar del trabajo asalariado informal a formal (principalmente mujeres), así como efectos positivos para salarios informales del P25

Asimismo, futuras líneas de investigación para este incremento salarial pueden tratar de estimar efectos diferenciales por grupo etario, sobre la brecha salarial o sobre el ingreso de los hogares.

²⁰ No se reportan RIF utilizando pesos de muestreo porque la estimación de estos vía *Bootstrap* es un proceso computacionalmente extenso.

Otro gran reto es expandir el periodo de análisis tratando de diferenciar los posibles efectos en el mercado laboral por la contingencia por COVID-19..

REFERENCIAS

- Abadie, A., Athey, S., Imbens, G.W. y Wooldridge, J. (2017). *When Should You Adjust Standard Errors for Clustering?* (Working Paper Núm. w24003). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/0.3386/w24003>
- Autor, D.H., Manning, A. y Smith, C.L. (2016). The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(1), 58-99. <http://dx.doi.org/10.1257/app.20140073>
- BANXICO. (2019). *Evolución Reciente del Empleo Afiliado al IMSS a Nivel Sectorial y Regional. Extracto del Informe Trimestral Abril-Junio 2019*, 28-32. <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/informes-trimestrales/recuadros/%7B5BCC0666-7B3C-CF35-6CAD-69E84B483BA1%7D.pdf>
- Bell, L.A. (1997). The Impact of Minimum Wage in Mexico and Colombia. *Journal of Labor Economics*, 15(S3), S102-S135. <https://doi.org/10.1086/209878>
- Bishop, J. (2018). *The Effect of Minimum Wage Increases on Wages, Hours Worked and Job Loss*. Reserve Bank of Australia. <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/2018/2018-06/full.html>.
- Borjas, G.J. (2015). *Labour Economics* (Seventh edition). McGraw Hill.
- Bosch, M. y Manacorda, M. (2010). Minimum Wages and Earnings Inequality in Urban Mexico. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(4), 128-149. <http://dx.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* [D_ph, University of Birmingham]. <https://etheses.bham.ac.uk/id/eprint/8487/>.
- Brouillette, D., Cheung, C., Gao, D., y Gervais, O. (2017). *The Impacts of Minimum Wage Increases on the Canadian Economy* (Staff Analytical Note Núm. 2017-26). Bank of Canada. <https://www.bankofcanada.ca/2017/12/staff-analytical-note-2017-26/>
- 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. <https://www.jstor.org/stable/2724487>
- Callaway, B. y Sant'Anna, P.H.C. (2021). Difference-in-Differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- Cameron, A.C. y Trivedi, P.K. (2009). *Microeconometrics using Stata*. Stata Press Publication
- Campos Vázquez, R. M. (2015). El salario mínimo y el empleo: Evidencia internacional y posibles impactos para el caso mexicano. *Economía UNAM*, 12(36), 90-106. <https://doi.org/10.1016/j.eunam.2015.10.006>.

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*, 2017(122), 205–234. <https://doi.org/10.18356/413e4aea-es>.

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. <https://doi.org/10.20430/ete.v87i345.859>.

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). <https://doi.org/10.2478/izajolp-2020-0012>

Campos-Vazquez, R.M. y Esquivel, G. (2021). The effect of doubling the minimum wage on employment and earnings in Mexico. *Economic Letters*, 209, 110124. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.110124>

Card, D. (1992). Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-89. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), 38–54. <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. <https://www.jstor.org/stable/2118030>

Clemens, J. y Wither, M. (2019). The minimum wage and the Great Recession: Evidence of effects on the employment and income trajectories of low-skilled workers. *Journal of Public Economics*, 170, 53-67. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2019.01.004>

CONASAMI. (2012). El Consejo de Representantes de la CONASAMI resolvió la revisión de los salarios mínimos de las áreas geográficas B y A. [Boletín de prensa]. <https://www.gob.mx/conasami/prensa/el-consejo-de-representantes-de-la-conasami-resolvio-la-revision-de-los-salarios-minimos-generales-y-profesionales-de-las-area-geograficas-b-y-a>.

CONASAMI. (2015). El Consejo de Representantes de la CONASAMI resolvió avanzar en el proceso para fijar un solo salario mínimo general para todo el país [Boletín de prensa]. <https://www.gob.mx/conasami/prensa/el-consejo-de-representantes-de-la-conasami-resolvio-avanzar-en-el-proceso-para-fijar-un-solo-salario-minimo-general-para-todo-el-pais-20879>.

CONASAMI. (2018). Publica Diario Oficial de la Federación la nueva Política de Salarios Mínimos (Boletín informativo Núm. 004/2018). <https://www.gob.mx/conasami/prensa/publica-diario-oficial-de-la-federacion-la-nueva-politica-de-salarios-minimos-193508>.

CONASAMI. (2019). Evaluación de impacto: Efectos del aumento del salario mínimo en la Zona Libre de la Frontera Norte. <https://www.gob.mx/conasami/articulos/evaluacion-de-impacto-del-salario-minimo-en-la-zona-libre-de-la-frontera-norte>.

Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos. (1917). <http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/ref/cpeum.htm>

Correia, S. (2015). *Singletons, Cluster-Robust Standard Errors and Fixed Effects: A Bad Mix*. Working Paper. <http://scoreia.com/research/singletons.pdf>

- Correia, S. (2017). reghdfe: Stata module for linear and instrumental-variable/GMM regression absorbing multiple levels of fixed effects. *Statistical Software Components S457874*, Boston College Department of Economics. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457874.html>
- Deloitte. (2020). Zona Económica Fronteriza II. El pulso del sector empresarial y un análisis estratégico del impacto para Frontera Norte. <https://www2.deloitte.com/mx/es/pages/tax/articles/zona-economica-fronteriza-II.html>
- Diario Oficial de la Federación. (2018, 31 de diciembre). Decreto de estímulos fiscales región fronteriza. http://dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5547485&fecha=31%2F12%2F2018
- Dickens, R., Machin, S. y Manning, A. (1999). The Effects of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from Britain. *Journal of Labor Economics*, 17(1), 1-22. <https://doi.org/10.1086/209911>
- DiNardo, J., Fortin, N. y Lemieux, T. (1996). Labour Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64(5), 1001-1044. <https://doi.org/10.2307/2171954>
- 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. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00653.x>
- Dube, A. (2018). Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes (Working Paper Núm. w25240). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w25240>.
- Fernández Bujanda, L. (2020). The Impact of minimum wage on low wage formal employment. CEMLA Working Paper. <https://www.cemla.org/actividades/2020-final/2020-10-xxv-meeting-cbrn/Session%20P/2.%20The%20impact%20of%20minimum%20wage...%20Bujanda.pdf>
- Firpo, S., Fortin, N.M. y Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), 952-973. <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254-277. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>
- Grau, N., Miranda, J., y Puentes, E. (2018). The Effects of the Minimum Wage on Employment and Wages (SDT 466). Facultad Economía y Negocios de la Universidad de Chile - Serie de Documentos de Trabajo. <https://repositorioslatinoamericanos.uchile.cl/handle/2250/2455472>
- Jardim, E., Long, M., Plotnick, R., van Inwegen, E., Vigdor, J., y Wething, H. (2017). Minimum Wage Increases, Wages, and Low-Wage Employment: Evidence from Seattle (Working Paper Núm. w23532; p. w23532). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w23532>.
- Kaplan, D. S., y Pérez Arce Novaro, F. (2006). El efecto de los salarios mínimos en los ingresos laborales de México. *El Trimestre Económico*, 73(289), 139-173. <https://doi.org/10.20430/ete.v73i289.556>.
- Katzkowicz, S., Pedetti, G., Querejeta, M. y Bergolo, M. (2021). Low-skilled workers and the effects of minimum wage in a developing country: Evidence based on a density-discontinuity approach. *World Development*, 139, 105279. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105279>

- Katz, 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. <https://doi.org/10.1177/001979399204600102>
- Lemos, S. (2009). Minimum wage effects in a developing country. *Labour Economics*, 16(2), 224-237. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2008.07.003>
- López Arévalo, J. y Peláez Herreros, Ó. (2015). El desigual impacto de la crisis económica de 2008-2009 en los mercados de trabajo de las regiones de México: la frontera norte frente a la región sur. *Contaduría y Administración*, 60, 195-218. <http://dx.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. <https://doi.org/10.21670/ref.2010.21.a01>
- Meyer, R.H. y Wise, D.A. (1983). The Effects of the Minimum Wage on the Employment and Earnings of Youth. *Journal of Labor Economics*, 1(1), 66-100. <https://www.jstor.org/stable/2534932>
- Mincer, J. (1976). Unemployment Effects of Minimum Wages. *Journal of Political Economy*, 84(4), S87-S104. <https://doi.org/10.1086/260534>
- Pérez Pérez, J. (2020). The minimum wage in formal and informal sectors: Evidence from an inflation shock. *World Development*, 133, 104999. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.104999>
- Pomeranz, D. (2017). Impact Evaluation Methods in Public Economics: A Brief Introduction to Randomized Evaluations and Comparison with Other Methods. *Public Finance Review*, 45(1), 10-43. <https://doi.org/10.1177/1091142115614392>
- Rinz, K., y Voorheis, J. (2018). *The Distributional Effects of Minimum Wages: Evidence from Linked Survey and Administrative Data*. En CARRA Working Papers (Núm. 2018–02; CARRA Working Papers). Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau. <https://ideas.repec.org/p/cen/cpaper/2018-02.html>.
- Rios-Avila, F. (2020). Recentered influence functions (RIFs) in Stata: RIF regression and RIF decomposition. *The Stata Journal*, 20(1), 51-94. <https://doi.org/10.1177/1536867X20909690>
- Stewart, M. (2004). The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low-Wage Workers. *Journal of the European Economic Association*, 2(1), 67-97. <http://www.jstor.org/stable/40004869>
- Stigler, G.J. (1946). The Economics of Minimum Wage Legislation. *The American Economic Review*, 36(3), 358-365. <https://www.jstor.org/stable/1801842>
- STPS. (2019). Estudio sobre el incremento al Salario Mínimo en la Frontera Norte. <https://www.gob.mx/stps/documentos/estudio-sobre-el-incremento-al-salario-minimo-en-la-frontera-norte?idiom=es>
- Sun, L. y Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175-199. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>

Welch, F. (1973). Minimum Wage Legislation in the United States. *The Rand Paper Series*, P-5145. <https://www.rand.org/pubs/papers/P5145.html>

Welch, F. y Cunningham, J. (1978). Effects of Minimum Wages on the Level and Age Composition of Youth Employment. *The Review of Economics and Statistics*, 60(1), 140-145. <https://doi.org/10.2307/1924342>

Wong, S. A. (2019). Minimum wage impacts on wages and hours worked of low-income workers in Ecuador. *World Development*, 116, 77–99. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.12.004>

ANEXOS

Tabla 01. Efectos sobre la participación laboral

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Total	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	0.0091 (0.0081)	0.0126 (0.0147)	0.0052 (0.0058)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0126** (0.0049)	0.0182** (0.0084)	0.0066 (0.0051)
<i>Trimestre t-3</i>	0.0048 (0.0033)	0.0108* (0.0060)	-0.0014 (0.0045)
<i>Trimestre t-2</i>	0.0032 (0.0035)	0.0092 (0.0056)	-0.0031 (0.0044)
<i>Trimestre de adopción</i>	0.0010 (0.0030)	0.0003 (0.0048)	0.0017 (0.0035)
<i>Trimestre 1</i>	0.0006 (0.0045)	-0.0021 (0.0071)	0.0034 (0.0049)
<i>Trimestre 2</i>	-0.0034 (0.0047)	-0.0079 (0.0069)	0.0013 (0.0045)
<i>Trimestre 3</i>	-0.0015 (0.0048)	-0.0031 (0.0082)	0.0004 (0.0037)
<i>Trimestre 4</i>	-0.0056 (0.0044)	-0.0153** (0.0075)	0.0046 (0.0055)
R ²	0.7752	0.7396	0.7677
N	821,167	419,896	401,271

Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que forman parte de la fuerza laboral, y 0 para los que no. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, una variable dicotómica para identificar estudiantes, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Tabla 02. Efectos sobre la participación laboral. *Análisis de robustez*

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Total	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	0.0036 (0.0075)	0.0013 (0.0140)	0.0056 (0.0052)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0044 (0.0041)	0.0032 (0.0072)	0.0053 (0.0048)
<i>Trimestre t-3</i>	0.0046* (0.0027)	0.0064 (0.0050)	0.0026 (0.0040)
<i>Trimestre t-2</i>	0.0004 (0.0028)	0.0019 (0.0046)	-0.0013 (0.0039)
<i>Trimestre de adopción</i>	-0.0042 (0.0026)	-0.0077* (0.0040)	-0.0007 (0.0031)
<i>Trimestre 1</i>	-0.0024 (0.0035)	-0.0090 (0.0058)	0.0046 (0.0039)
<i>Trimestre 2</i>	-0.0057 (0.0037)	-0.0142*** (0.0054)	0.0034 (0.0037)
<i>Trimestre 3</i>	-0.0045 (0.0042)	-0.0100 (0.0074)	0.0018 (0.0029)
<i>Trimestre 4</i>	-0.0113*** (0.0037)	-0.0233*** (0.0065)	0.0014 (0.0042)
R ²	0.7534	0.7167	0.7379
N	4,186,165	2,192,770	1,993,395

Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que forman parte de la fuerza laboral, y 0 para los que no. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, una variable dicotómica para identificar estudiantes, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ASMG.

Tabla 03. Efectos sobre la ocupación

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Total	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	0.0016 (0.0032)	0.0042 (0.0053)	-0.0002 (0.0038)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0002 (0.0047)	0.0041 (0.0058)	-0.0023 (0.0048)
<i>Trimestre t-3</i>	-0.0016 (0.0029)	0.0016 (0.0049)	-0.0036 (0.0034)
<i>Trimestre t-2</i>	0.0001 (0.0026)	0.0046 (0.0031)	-0.0027 (0.0034)
<i>Trimestre de adopción</i>	-0.0007 (0.0026)	0.0028 (0.0043)	-0.0030 (0.0026)
<i>Trimestre 1</i>	0.0013 (0.0033)	0.0070 (0.0042)	-0.0022 (0.0044)
<i>Trimestre 2</i>	0.0011 (0.0026)	0.0028 (0.0047)	0.0000 (0.0036)
<i>Trimestre 3</i>	-0.0022 (0.0027)	-0.0007 (0.0047)	-0.0032 (0.0041)
<i>Trimestre 4</i>	0.0006 (0.0034)	0.0033 (0.0062)	-0.0012 (0.0045)
A			
R²	0.4679	0.4992	0.4491
N	523,390	201,981	321,409

Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica, limitada a la PEA, que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando y 0 para los que no. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, una variable dicotómica para identificar estudiantes, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Tabla 04. Efectos sobre la ocupación. *Análisis de robustez*

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Total	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	-0.0034 (0.0028)	-0.0015 (0.0049)	-0.0047* (0.0028)
<i>Trimestre t-4</i>	-0.0051 (0.0043)	-0.0033 (0.0049)	-0.0063 (0.0043)
<i>Trimestre t-3</i>	-0.0040* (0.0024)	-0.0021 (0.0044)	-0.0052** (0.0026)
<i>Trimestre t-2</i>	-0.0023 (0.0019)	-0.0013 (0.0025)	-0.0029 (0.0025)
<i>Trimestre de adopción</i>	-0.0028 (0.0021)	-0.0020 (0.0034)	-0.0033 (0.0020)
<i>Trimestre 1</i>	0.0015 (0.0026)	0.0039 (0.0037)	0.0000 (0.0033)
<i>Trimestre 2</i>	0.0006 (0.0020)	-0.0026 (0.0036)	0.0026 (0.0031)
<i>Trimestre 3</i>	0.0004 (0.0021)	-0.0025 (0.0042)	0.0021 (0.0030)
<i>Trimestre 4</i>	-0.0009 (0.0029)	-0.0013 (0.0050)	-0.0005 (0.0036)
R ²	0.4614	0.4955	0.4416
N	2,607,321	1,021,000	1,586,321

Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica, limitada a la PEA, que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando y 0 para los que no. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, una variable dicotómica para identificar estudiantes, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ASMG.

Tabla 05. Efectos sobre la transición del empleo asalariado informal a formal

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Total	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	-0.0008 (0.0052)	-0.0005 (0.0088)	-0.0012 (0.0066)
<i>Trimestre t-4</i>	-0.0005 (0.0050)	0.0031 (0.0069)	-0.0028 (0.0073)
<i>Trimestre t-3</i>	-0.0032 (0.0057)	0.0074 (0.0078)	-0.0100 (0.0067)
<i>Trimestre t-2</i>	0.0015 (0.0078)	0.0040 (0.0061)	-0.0001 (0.0120)
<i>Trimestre de adopción</i>	0.0146* (0.0077)	0.0282*** (0.0089)	0.0060 (0.0095)
<i>Trimestre 1</i>	0.0140** (0.0067)	0.0264*** (0.0085)	0.0061 (0.0074)
<i>Trimestre 2</i>	0.0112 (0.0072)	0.0173* (0.0092)	0.0074 (0.0087)
<i>Trimestre 3</i>	0.0111 (0.0086)	0.0167 (0.0112)	0.0077 (0.0105)
<i>Trimestre 4</i>	0.0085 (0.0074)	0.0205* (0.0107)	0.0009 (0.0101)
R ²	0.7891	0.8175	0.7701
N	391,034	152,784	238,250

Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando como asalariados en el sector formal y 0 para los que están ocupados como asalariados en el sector informal. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Tabla 06. Efectos sobre la transición del empleo asalariado informal a formal. *Análisis de robustez*

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Total	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	-0.0036 (0.0049)	0.0002 (0.0077)	-0.0062 (0.0055)
<i>Trimestre t-4</i>	-0.0016 (0.0041)	0.0019 (0.0063)	-0.0041 (0.0057)
<i>Trimestre t-3</i>	-0.0072 (0.0046)	0.0018 (0.0072)	-0.0130** (0.0051)
<i>Trimestre t-2</i>	-0.0045 (0.0075)	0.0014 (0.0053)	-0.0083 (0.0115)
<i>Trimestre de adopción</i>	0.0109 (0.0071)	0.0241*** (0.0084)	0.0025 (0.0086)
<i>Trimestre 1</i>	0.0044 (0.0059)	0.0164** (0.0080)	-0.0033 (0.0060)
<i>Trimestre 2</i>	0.0093 (0.0061)	0.0189** (0.0077)	0.0031 (0.0074)
<i>Trimestre 3</i>	0.0080 (0.0083)	0.0151 (0.0101)	0.0033 (0.0096)
<i>Trimestre 4</i>	0.0099 (0.0070)	0.0228** (0.0102)	0.0016 (0.0094)
R ²	0.8082	0.8220	0.7994
N	1,769,897	695,206	1,074,691

Nota: Coeficientes de un modelo de probabilidad lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es una dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando como asalariados en el sector formal y 0 para los que están ocupados como asalariados en el sector informal. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ASMG.

Tabla 07. Efectos sobre el ingreso medio

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Total	Formales	Informales	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	0.0105 (0.0239)	0.0178 (0.0240)	-0.0321 (0.0337)	0.0059 (0.0276)	0.0139 (0.0241)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0084 (0.0183)	0.0158 (0.0191)	-0.0206 (0.0305)	0.0120 (0.0243)	0.0073 (0.0172)
<i>Trimestre t-3</i>	-0.0069 (0.0140)	-0.0147 (0.0149)	-0.0001 (0.0212)	-0.0136 (0.0238)	-0.0025 (0.0098)
<i>Trimestre t-2</i>	0.0003 (0.0115)	-0.0015 (0.0125)	0.0014 (0.0164)	-0.0164 (0.0183)	0.0115 (0.0109)
<i>Trimestre de adopción</i>	0.0145 (0.0099)	0.0168 (0.0106)	0.0182 (0.0230)	0.0204 (0.0142)	0.0103 (0.0119)
<i>Trimestre 1</i>	0.0360*** (0.0121)	0.0517*** (0.0135)	-0.0021 (0.0244)	0.0432** (0.0166)	0.0317** (0.0128)
<i>Trimestre 2</i>	0.0375*** (0.0138)	0.0450*** (0.0150)	0.0202 (0.0326)	0.0373* (0.0195)	0.0374** (0.0187)
<i>Trimestre 3</i>	0.0125 (0.0133)	0.0215 (0.0161)	-0.0211 (0.0257)	0.0241 (0.0170)	0.0045 (0.0184)
<i>Trimestre 4</i>	0.0150 (0.0145)	0.0172 (0.0163)	0.0137 (0.0254)	0.0245 (0.0225)	0.0085 (0.0210)
R ²	0.7475	0.7676	0.7065	0.7732	0.7303
N	276,496	197,252	62,378	107,394	169,102

Nota: Coeficientes de un modelo de regresión lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora a precios de enero 2020 de ocupados asalariados. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Tabla 08. Efectos sobre el ingreso medio. *Análisis de robustez*

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Total	Formales	Informales	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	0.0033 (0.0229)	0.0114 (0.0232)	-0.0289 (0.0320)	-0.0032 (0.0260)	0.0077 (0.0229)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0072 (0.0161)	0.0120 (0.0176)	-0.0127 (0.0267)	0.0120 (0.0212)	0.0047 (0.0154)
<i>Trimestre t-3</i>	-0.0051 (0.0128)	-0.0129 (0.0140)	0.0025 (0.0174)	-0.0116 (0.0231)	-0.0008 (0.0079)
<i>Trimestre t-2</i>	0.0013 (0.0097)	-0.0015 (0.0113)	0.0053 (0.0122)	-0.0164 (0.0157)	0.0129 (0.0090)
<i>Trimestre de adopción</i>	0.0217*** (0.0073)	0.0187** (0.0082)	0.0258 (0.0202)	0.0257** (0.0122)	0.0191** (0.0096)
<i>Trimestre 1</i>	0.0450*** (0.0107)	0.0559*** (0.0126)	0.0170 (0.0203)	0.0510*** (0.0149)	0.0411*** (0.0108)
<i>Trimestre 2</i>	0.0400*** (0.0122)	0.0415*** (0.0133)	0.0363 (0.0298)	0.0413** (0.0181)	0.0390** (0.0174)
<i>Trimestre 3</i>	0.0234* (0.0126)	0.0300* (0.0153)	0.0004 (0.0227)	0.0295* (0.0163)	0.0190 (0.0163)
<i>Trimestre 4</i>	0.0319** (0.0141)	0.0288* (0.0158)	0.0353 (0.0214)	0.0384* (0.0216)	0.0271 (0.0204)
R ²	0.7639	0.7901	0.6858	0.7912	0.7447
N	1,221,457	659,068	480,787	471,189	750,268

Nota: Coeficientes de un modelo de regresión lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora a precios de enero 2020 de ocupados asalariados. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ASMG.

Tabla 09. Efectos a lo largo de la distribución. Total de asalariados. *Análisis de robustez*

Trimestre de tratamiento \ Percentiles	P25	P50	P75
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	-0.0415 (0.0337)	0.0037 (0.0269)	-0.0380 (0.0313)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0055 (0.0250)	0.0113 (0.0244)	0.0015 (0.0265)
<i>Trimestre t-3</i>	-0.0350 (0.0289)	0.0030 (0.0173)	0.0089 (0.0237)
<i>Trimestre t-2</i>	-0.0281 (0.0203)	0.0140 (0.0181)	0.0112 (0.0193)
<i>Trimestre de adopción</i>	-0.0137 (0.0171)	0.0756*** (0.0193)	0.0246 (0.0168)
<i>Trimestre 1</i>	0.0274 (0.0210)	0.0786*** (0.0219)	0.0374* (0.0210)
<i>Trimestre 2</i>	0.0165 (0.0225)	0.0814*** (0.0212)	0.0377 (0.0265)
<i>Trimestre 3</i>	0.0085 (0.0243)	0.0617*** (0.0184)	0.0208 (0.0259)
<i>Trimestre 4</i>	0.0045 (0.0206)	0.0583** (0.0249)	0.0432 (0.0270)
R ²	0.5946	0.6498	0.6970
N	1,221,457	1,221,457	1,221,457

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

Nota: Coeficientes de una regresión RIF con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Errores estándar agrupados a nivel municipal calculados vía *bootstrap* de 100 repeticiones entre paréntesis. Grupo de control: ASMG.

Tabla 010. Efectos a lo largo de la distribución. Asalariados formales. *Análisis de robustez*

Trimestre de tratamiento \ Percentil	P25	P50	P75
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	0.0164 (0.0379)	-0.0035 (0.0324)	-0.0136 (0.0235)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0214 (0.0305)	0.0079 (0.0277)	-0.0251 (0.0283)
<i>Trimestre t-3</i>	-0.0183 (0.0258)	-0.0310 (0.0233)	-0.0023 (0.0204)
<i>Trimestre t-2</i>	0.0052 (0.0244)	0.0068 (0.0205)	0.0164 (0.0221)
<i>Trimestre de adopción</i>	0.0477** (0.0243)	-0.0132 (0.0207)	0.0340* (0.0175)
<i>Trimestre 1</i>	0.0458* (0.0261)	0.0707*** (0.0243)	0.0627** (0.0254)
<i>Trimestre 2</i>	0.0744*** (0.0275)	0.0246 (0.0260)	0.0572** (0.0278)
<i>Trimestre 3</i>	0.0624*** (0.0236)	0.0322 (0.0253)	0.0230 (0.0265)
<i>Trimestre 4</i>	0.0467** (0.0219)	0.0372 (0.0231)	0.0426 (0.0294)
R ²	0.6139	0.6928	0.7192
N	659,068	659,068	659,068

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

Nota: Coeficientes de una regresión RIF con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Errores estándar agrupados a nivel municipal calculados vía *bootstrap* de 100 repeticiones entre paréntesis. Grupo de control: ASMG.

Tabla 011. Efectos a lo largo de la distribución. Asalariados informales. *Análisis de robustez*

Trimestre de tratamiento \ Percentil	P25	P50	P75
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	0.0219 (0.0495)	-0.0383 (0.0311)	-0.0741 (0.0490)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0330 (0.0428)	-0.0369 (0.0299)	-0.0661 (0.0404)
<i>Trimestre t-3</i>	0.0084 (0.0450)	-0.0139 (0.0286)	-0.0429 (0.0364)
<i>Trimestre t-2</i>	0.0125 (0.0331)	0.0109 (0.0278)	0.0002 (0.0344)
<i>Trimestre de adopción</i>	-0.0351 (0.0453)	0.0026 (0.0216)	0.0334 (0.0409)
<i>Trimestre 1</i>	0.0633 (0.0422)	-0.0018 (0.0269)	-0.0206 (0.0381)
<i>Trimestre 2</i>	0.0956*** (0.0360)	0.0021 (0.0389)	-0.0130 (0.0557)
<i>Trimestre 3</i>	0.0688 (0.0440)	0.0824 (0.0514)	-0.0252 (0.0606)
<i>Trimestre 4</i>	0.1279*** (0.0438)	0.0663 (0.0455)	0.0137 (0.0503)
R ²	0.5741	0.6037	0.6102
N	480,787	480,787	480,787

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

Nota: Coeficientes de una regresión RIF con efectos fijos basados en la ecuación (4). La variable dependiente es el logaritmo natural del salario real por hora. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo, así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Errores estándar agrupados a nivel municipal calculados vía *bootstrap* de 100 repeticiones entre paréntesis. Grupo de control: ASMG.

Tabla 012. Efectos sobre participación laboral, ocupación, migrar de sector asalariado informal a formal e ingreso medio con pesos de muestreo

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Participación laboral			Ocupación			Migrar de asalariado informal a formal		
	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	0.0060 (0.0090)	0.0071 (0.0168)	0.0051 (0.0063)	0.0023 (0.0042)	0.0033 (0.0060)	0.0015 (0.0049)	-0.0026 (0.0073)	-0.0047 (0.0114)	-0.0015 (0.0087)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0111** (0.0054)	0.0150 (0.0101)	0.0072 (0.0062)	-0.0035 (0.0053)	0.0002 (0.0060)	-0.0057 (0.0058)	-0.0016 (0.0069)	0.0009 (0.0092)	-0.0033 (0.0090)
<i>Trimestre t-3</i>	0.0029 (0.0041)	0.0094 (0.0074)	-0.0036 (0.0056)	0.0004 (0.0038)	0.0021 (0.0058)	-0.0007 (0.0042)	-0.0075 (0.0064)	0.0043 (0.0092)	-0.0150* (0.0077)
<i>Trimestre t-2</i>	0.0045 (0.0037)	0.0110* (0.0062)	-0.0022 (0.0054)	0.0007 (0.0032)	0.0065 (0.0043)	-0.0027 (0.0039)	0.0035 (0.0075)	0.0041 (0.0081)	0.0029 (0.0100)
<i>Trimestre de adopción</i>	0.0016 (0.0040)	-0.0010 (0.0063)	0.0043 (0.0048)	0.0009 (0.0034)	0.0041 (0.0046)	-0.0010 (0.0042)	0.0159** (0.0080)	0.0284*** (0.0105)	0.0079 (0.0090)
<i>Trimestre 1</i>	0.0009 (0.0047)	-0.0010 (0.0075)	0.0030 (0.0053)	0.0019 (0.0039)	0.0070 (0.0054)	-0.0013 (0.0050)	0.0136* (0.0072)	0.0274*** (0.0100)	0.0047 (0.0081)
<i>Trimestre 2</i>	-0.0017 (0.0046)	-0.0050 (0.0071)	0.0021 (0.0054)	0.0003 (0.0035)	0.0001 (0.0061)	0.0005 (0.0047)	0.0131* (0.0078)	0.0207** (0.0104)	0.0082 (0.0098)
<i>Trimestre 3</i>	-0.0006 (0.0058)	-0.0035 (0.0096)	0.0027 (0.0051)	-0.0047 (0.0036)	-0.0006 (0.0063)	-0.0073 (0.0047)	0.0132 (0.0086)	0.0246* (0.0125)	0.0059 (0.0106)
<i>Trimestre 4</i>	-0.0086 (0.0060)	-0.0193** (0.0096)	0.0027 (0.0073)	-0.0020 (0.0046)	0.0039 (0.0078)	-0.0057 (0.0058)	0.0116 (0.0082)	0.0330** (0.0130)	-0.0022 (0.0106)
R ²	0.7745	0.7372	0.7632	0.4699	0.5062	0.4486	0.7919	0.8173	0.7760
N	821,167	419,896	401,271	523,390	201,981	321,409	391,034	152,784	238,250

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

Nota: Coeficientes de modelos de probabilidad y regresión lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4) utilizando pesos de muestreo. Las variables dependientes son una variable dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que forman parte de la fuerza laboral, y 0 para los que no; otra dicotómica, limitada a la PEA, que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando, y 0 para los que no; otra dicotómica, limitada a trabajadores asalariados, que toma valores de 1 para formales, y 0 para informales; y logaritmo natural del salario real por hora a precios de enero 2020 de ocupados asalariados. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo (esta se omite para participación laboral y ocupación), así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

Tabla A12. Efectos sobre participación laboral, ocupación, migrar de sector asalariado informal a formal e ingreso medio con pesos de muestreo (Continuación)

Trimestre de tratamiento \ Muestra	Ingreso medio				
	Total	Formales	Informales	Mujeres	Hombres
<i>Trimestre t-5 y anteriores</i>	0.0188 (0.0269)	0.0187 (0.0288)	-0.0019 (0.0359)	0.0067 (0.0296)	0.0279 (0.0285)
<i>Trimestre t-4</i>	0.0145 (0.0162)	0.0143 (0.0190)	0.0175 (0.0346)	0.0113 (0.0207)	0.0181 (0.0168)
<i>Trimestre t-3</i>	-0.0129 (0.0128)	-0.0279* (0.0143)	0.0139 (0.0238)	-0.0250 (0.0209)	-0.0044 (0.0110)
<i>Trimestre t-2</i>	-0.0053 (0.0122)	-0.0100 (0.0149)	0.0063 (0.0179)	-0.0235 (0.0161)	0.0080 (0.0144)
<i>Trimestre de adopción</i>	0.0215* (0.0111)	0.0180 (0.0135)	0.0341 (0.0288)	0.0306* (0.0179)	0.0151 (0.0124)
<i>Trimestre 1</i>	0.0353** (0.0148)	0.0472*** (0.0170)	-0.0008 (0.0274)	0.0517** (0.0199)	0.0252 (0.0167)
<i>Trimestre 2</i>	0.0256* (0.0141)	0.0344** (0.0162)	-0.0086 (0.0396)	0.0381* (0.0217)	0.0174 (0.0186)
<i>Trimestre 3</i>	0.0022 (0.0123)	0.0118 (0.0165)	-0.0472 (0.0294)	0.0333 (0.0212)	-0.0176 (0.0156)
<i>Trimestre 4</i>	0.0135 (0.0157)	0.0215 (0.0197)	-0.0138 (0.0357)	0.0561** (0.0248)	-0.0133 (0.0213)
R ²	0.7480	0.7717	0.7018	0.7723	0.7326
N	276,496	197,252	62,378	107,394	169,102

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1.

Nota: Coeficientes de modelos de probabilidad y regresión lineal con efectos fijos basados en la ecuación (4) utilizando pesos de muestreo. Las variables dependientes son una variable dicotómica que toma valores de 1 para aquellos individuos que forman parte de la fuerza laboral, y 0 para los que no; otra dicotómica, limitada a la PEA, que toma valores de 1 para aquellos individuos que están ocupados/trabajando, y 0 para los que no; otra dicotómica, limitada a trabajadores asalariados, que toma valores de 1 para formales, y 0 para informales; y logaritmo natural del salario real por hora a precios de enero 2020 de ocupados asalariados. Las variables de control son edad, cuadrado de la edad, variables dicotómicas para identificar estudiantes y trabajadores de tiempo completo (esta se omite para participación laboral y ocupación), así como efectos fijos individuales y temporales para el periodo de 2016/1 a 2020/1. Grupo de control: ENTFRONT.

El autor es Licenciado en Economía por la Universidad Autónoma de Tamaulipas. Egresado de la Maestría en Economía Aplicada de El Colegio de la Frontera Norte. Realizó una estancia de investigación en la Escuela de Negocios de la Universidad de Monterrey (UDEM). Fue ponente en el V Congreso Internacional de la Red Internacional de Egresados de Programas de Posgrado de El Colegio de la Frontera Norte (REDESCOLEF), en el seminario de investigación Yellow Research Lunch de la UDEM y en la Auditoría de desempeño 256 "Zona Libre de la Frontera Norte y de la Frontera Sur" de la Auditoría Superior de la Federación.. Su investigación se centra en las áreas de economía laboral y economía cultural.

Correo electrónico: ralvaradoperez@outlook.com

© Todos los derechos reservados. Se autorizan la reproducción y difusión total y parcial por cualquier medio, indicando la fuente.

Forma de citar:

Alvarado Pérez, R. (2022). *Efectos de duplicar el salario mínimo en el empleo y el ingreso de la Zona Libre de la Frontera Norte*. (Tesis de maestría). El Colegio de la Frontera Norte.