

El efecto del Salario Mínimo (efecto dominó/efecto faro) en la distribución salarial de la Economía Mexicana

Autores: Grupo Salario (OIT Ginebra y OIT México)
Fecha: 16 Mayo, 2016
Versión: Documento final

Objetivo:

El objetivo de este documento es presentar resultados empíricos para el análisis del efecto del salario mínimo en la distribución salarial mexicana: el conocido como *efecto dominó* (en el caso de los asalariados formales) o posibles *efectos faro* (entre los asalariados informales). Para ello hemos utilizado las bases trimestrales de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) desde el 4º trimestre de 2012 al 3er trimestre del 2013. El documento argumenta que el cambio exógeno del salario mínimo dentro de este periodo (el 28 de noviembre de 2012) es la única instancia en tiempos recientes que nos permite detectar empíricamente posibles efectos del salario mínimo en la distribución salarial mexicana. Seguidos a una nota aclaratoria y un resumen ejecutivo, el documento incluye los siguientes apartados: (1) una breve introducción al tema a tratar dentro del contexto mexicano, (2) método empírico utilizado para detectar efectos del salario mínimo en la distribución salarial mexicana, (3) resultados y (4) comentarios.

(i) Nota aclaratoria:

Deseamos aclarar la diferencia entre los términos *Efecto Dominó* (en inglés, *Ripple Effect*) y el *Efecto Faro* (en inglés, *Lighthouse Effect*).

El *Efecto Dominó* se refiere al efecto del salario mínimo en tramos de la distribución salarial que están por encima del salario mínimo. Se considera que existe tal efecto cuando un cambio/ajuste del salario mínimo causa un aumento de los salarios que están por encima de la zona de política salarial. Es de suponer que tal efecto decae a medida que los tramos salariales se alejan del salario mínimo, es decir, decae a medida que los salarios se acercan a la zona alta de la distribución. En general, el efecto dominó se asocia a los efectos indirectos del salario mínimo en la distribución salarial de la economía formal ya que es entre estos donde existe una mayor probabilidad de cumplimiento de políticas laborales. En el caso de existir, es de suponer que el efecto dominó traslada la distribución salarial hacia la derecha; a su vez, el efecto dominó podría resultar en un menor impacto del salario mínimo en su objetivo de reducir la desigualdad salarial entre los asalariados.

En contraste, el *Efecto Faro* suele referirse al efecto del salario mínimo en la distribución salarial de los trabajadores informales (sobre todo entre aquellos asalariados informales que operan en la economía informal). Se asume que el salario mínimo actúa como una señal (un *faro*) tal que tanto trabajadores como empleadores que operan en la economía informal lo toman de referencia a la hora de fijar salarios.¹ En el caso de existir, y siempre y cuando la distribución salarial de los informales se sitúe en los tramos bajos de la distribución salarial de los formales, el efecto faro podría trasladar la distribución salarial de los informales hacia la derecha induciendo menor desigualdad salarial entre formales e informales.

En general, se suele estudiar el efecto dominó en mercados laborales de países desarrollados con economía informales relativamente pequeñas. En estos casos el interés de los estudios suele radicar en estimar el efecto dominó en la inflación o el empleo. En cambio, los estudios empíricos del salario mínimo en países emergentes o en vías de desarrollo suelen estar dominados por un intento de hallar el efecto faro en la distribución salarial de los trabajadores informales. Esto es debido a que en un contexto de país emergente o país de bajo ingreso el número de asalariados informales es similar (o incluso domina) al número de trabajadores formales. En tal caso, el interés del estudio radica en saber si las políticas salariales tiene efectos indirectos (pero positivos) hacia aquellos trabajadores cuyas condiciones laborales pueden verse menos favorecidas por las leyes laborales vigentes en el país.

¹ La primera referencia que se tiene de un estudio donde se acuña el término 'Efecto Faro' es en el trabajo de Souza y Baltar (1979) y su '*Teoria do Farol*'. Otras referencias de relevancia más recientes son, por ejemplo, Conzaga y Camargo (2000), Amdeo, Gill y Neri (2002).

(ii) Resumen Ejecutivo

El objetivo de este estudio es investigar la existencia de efectos del salario mínimo en zonas de la distribución salarial que están por encima del salario mínimo (efecto dominó); también se quiere estudiar el posible efecto del salario mínimo en la cola baja de la distribución salarial de los informales (efecto faro).

Para detectar estos efectos utilizamos el incremento del salario mínimo en noviembre de 2012 que supuso un incremento real del piso salarial de un 3% para los asalariados en municipalidades clasificadas como zona B. El salto se dio de forma inesperada por lo que supuso un cambio exógeno, no anticipado y que además aplicó únicamente en ciertas zonas; los municipios beneficiados (el grupo tratado, zona B) y los que no experimentaron el cambio (el grupo control, zonas A o C) se determinaron de tal forma que no hay ni anticipación ni autoselección y por lo tanto emula un proceso de asignación aleatoria como sería el caso de un experimento natural. Este proceso es ideal para identificar efectos de políticas sociales sin riesgo de inconsistencia o de sesgos en la estimación puesto que permite comparar salarios entre municipios afectados y no afectados a través del tiempo. Para ello utilizamos la técnica de Diferencias en Diferencias comparando los salarios – en tramos de deciles – entre el 4º trimestre del 2012 y los primeros tres trimestres del 2013 (trimestre por trimestre). Para ello hemos utilizado los datos micro del ENOE que permite identificar al grupo de asalariados, por trimestre y sus características.

Nuestras estimaciones se realizan en dos grupos de comparación: por un lado comparamos el cambio en la distribución salarial de los asalariados en zonas B contra los asalariados en zona C, y por otro lado comparando con los de zona A. El hecho es que estas dos zonas presentan desarrollo económico diferenciado y, por lo tanto, un posible diferencial en la determinación de salarios que podría contaminar la comparación si mezclamos las dos zonas en un solo grupo de controles.

Los resultados arrojan una conclusión unánime: no se detectan efectos dominó en la distribución salarial Mexicana. En un primer momento el cambio de salario mínimo aumenta levemente el ingreso de los asalariados en los deciles bajos de la distribución salarial de aquellos individuos que se localizan en las municipalidades de zona B; esto era de esperar puesto que el salario mínimo está diseñado para impactar en este sub-grupo de asalariados de la población. Pero este efecto parece ser muy a corto plazo y muere una vez han pasado de 3 a 6 meses después del cambio de política salarial. En cuanto a los tramos que están por encima del salario mínimo – en particular, en los deciles que van del 2º al 5º – no se detecta que estos aumenten a causa del salto exógeno del salario mínimo: es decir, no hay evidencias de un efecto dominó en la distribución salarial mexicana. Tampoco se han detectado efectos positivos del salario mínimo entre los asalariados de la economía informal y por lo tanto tampoco se puede hablar de un efecto faro en la economía Mexicana. Las estimaciones se han realizado tanto para la muestra total de los asalariados como para una muestra restringida a los asalariados de jornada completa – pensando que estos últimos tienen un vínculo más fuerte con políticas de mercado laboral. También se han realizado las estimaciones usando el salario real y el salario nominal. En todos los casos se concluye que no hay evidencia del efecto domino o del efecto faro.

Cabe destacar que los resultados se basan en utilizar solamente aquellos Estados Federales que anterior al cambio exógeno contaban con municipios clasificados en zona B: estos son solamente 5 de los 33 Estados Federales (Jalisco, Nueva León, Sonora, Tamaulipas y Veracruz). Por lo tanto hay que tener cautela en reflejar los resultados de estos Estados en relación al conjunto de los Estados Federales. Por otro lado, el cambio de salario mínimo en México, incluso el salto exógeno, ha sido cercano al cero, por lo menos en los últimos 10 a 12 años. Esto quiere decir que no sería de extrañar que no se detecten grandes cambios en la distribución salarial a causa de un cambio que ha sido marginal a través del tiempo. Es posible que otros factores sean más determinísticos a la hora de determinar los cambios salariales que un cambio marginal del salario mínimo. Por ejemplo, estamos evaluando cambios en la distribución salarial en un periodo en el que los salarios han perdido hasta el 15% del poder adquisitivo: bajo estas circunstancias es probable que el salario mínimo haya actuado como un 'faro' para ayudar a que los salarios de los tramos de la distribución cercanos al salario mínimo a no caer tanto como lo han hecho los salarios en los tramos más altos de la distribución (ver Anexo B).

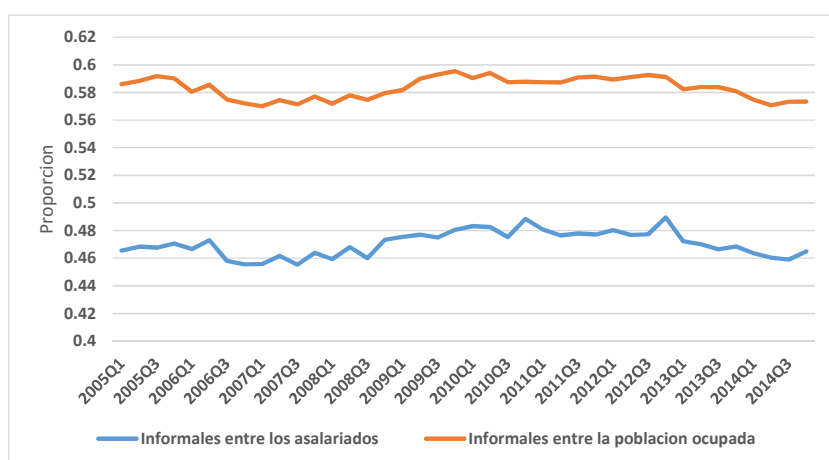
Por último, es importante destacar que los resultados en este informe pueden estar contaminados por los efectos de la Reforma Laboral que se dio a la misma vez que el cambio exógeno del salario mínimo. El hecho es que así como el salario mínimo cambio para una selección de municipios, la Reforma Laboral se realizó para todos los municipios de México a la misma vez. Bajo el marco micro que determina nuestras estimaciones, no es posible desenmarañar el efecto de la Reforma Laboral de posibles impactos del cambio exógeno del salario mínimo. Pero subrayamos que las estimaciones detectan una mejora significativa para los asalariados en la parte alta de la distribución en zona B comparados con zona C; y que esta mejora también se aprecia – pero en menor medida – cuando comparamos la distribución salarial de zona B con la de zona A. Podría ser, por lo tanto, que en relación a otros municipios, el beneficio de la Reforma en términos de salario haya sido notable para los municipios antiguamente denominados como zona B.

1. Introducción

1.1 La dualidad del mercado mexicano

Una de las características principales del mercado laboral mexicano es el alto grado de informalidad entre la población ocupada. La Ilustración 1 muestra que el tamaño de la población ocupada informal es considerable, oscilando con persistencia entre el 56% y el 60% en los últimos 10 años. El porcentaje de asalariados informales (en base a todos los asalariados) ha seguido la misma tendencia pero en menor porcentaje, oscilando también con persistencia entre un 46% y 48% en el mismo periodo de 10 años.

**Ilustración 1:
Informalidad en México**



Fuente: ENOE, propias estimaciones

La diferencia entre las dos tendencias de la Ilustración 1 muestra que la informalidad en México esta significativamente propiciada por los trabajadores asalariados y en menor medida por los trabajadores por cuenta propia: utilizando el último trimestre de 2014 observamos que entre los informales, los asalariados constituyen el 57% de todos los informales, seguido por los trabajadores por cuenta propia (38.2%) y los empleadores informales (5.2%).

Bajo tales condiciones de dualidad, un estudio de cómo afecta el salario mínimo a la distribución salarial requiere clarificar si lo que buscamos es identificar el efecto dominó, el efecto faro, o ambos. Si nos ceñimos a los asalariados formales el objetivo del estudio sería detectar el efecto dominó en la distribución salarial de los formales. En el caso de los informales se tendría que considerar que el efecto del salario mínimo puede tener tanto un efecto faro como un efecto dominó. Claramente, se podría dar un efecto faro entre los informales si la distribución salarial de estos últimos se agolpa en la cola baja de la distribución salarial de los formales. En cambio, si la distribución salarial de los asalariados informales comparte soporte con la de los formales podríamos también considerar encontrar un efecto dominó en la distribución salarial de los asalariados informales. Es decir, si las dos poblaciones de asalariados comparten soporte esto implica que no podemos descartar que la determinación de los salarios en las dos economías se

rige por criterios similares, incluyendo la posibilidad que en ambas economías el ajuste de los salarios están sujetos a un efecto dominó.

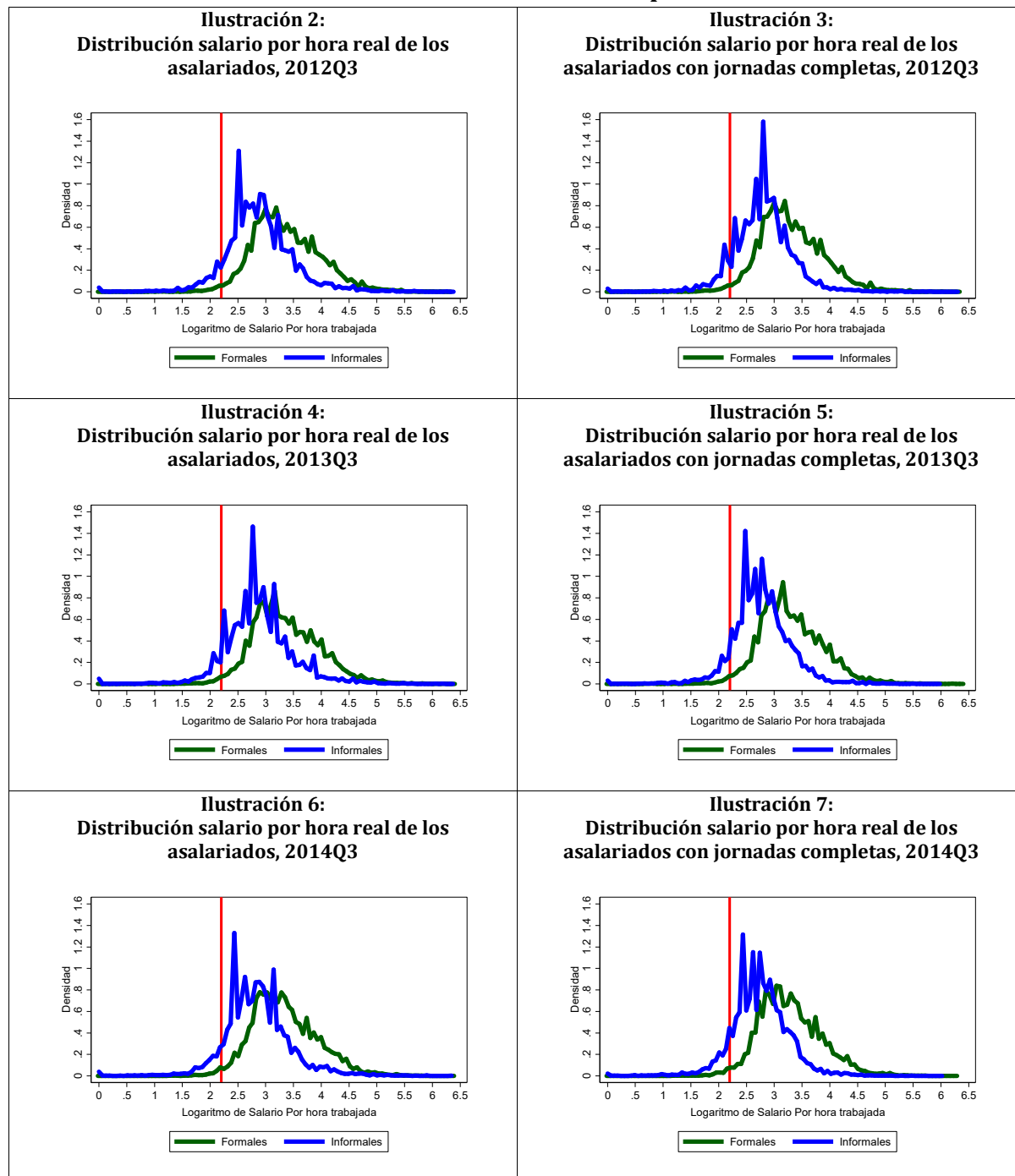
Para poder determinar a qué tipo de análisis nos enfrentamos, es imprescindible comparar las distribuciones de los dos grupos de asalariados e inspeccionar cómo ha evolucionado a través del tiempo. Puesto que nuestros datos son trimestrales – y requerimos la heterogeneidad que nos proporcionan los individuos – nos vemos obligados a elegir uno de los cuatro trimestres para nuestra inspección. Elegimos comparar los terceros trimestres de los últimos 3 años de la base de datos disponible considerando que en 3^{er} trimestre de cualquier año el efecto de estacionalidad es menor y, en el caso de México, seguramente es el trimestre menos afectado por cambios de política salarial. La Ilustración 2 compara la distribución salarial de los asalariados formales e informales en el 3^{er} trimestre del 2012, utilizando el logaritmo neperiano del salario por hora real (en base del primer trimestre del 2012). En la Ilustración 3 hacemos el mismo ejercicio pero nos fijamos solamente en los asalariados que trabajan jornadas completas (es decir, 35 horas o más a la semana). Las parejas de ilustraciones 4-5 y 6-7 muestran lo mismo que las ilustraciones 2 y 3 pero para los terceros trimestres del 2013 y 2014 respectivamente: esto nos ayuda a inspeccionar la evolución salarial de las dos poblaciones entre ellas y a través del tiempo. Todas las ilustraciones señalan el salario mínimo real (por hora, asumiendo jornada completa) con una línea roja. Nuestro enfoque en los últimos tres años permiten inspeccionar la evolución contemporánea de los salarios; como complemento el Anexo A compara la distribución del salario real por hora trabajada de los terceros trimestres de cada año entre el 2005 y el 2014, considerando la población completa de asalariados – jornada completa y parcial.

La primero que notamos al inspeccionar las ilustraciones 2 a 7 es que existe un soporte común entre los salarios de los formales y los informales: ciertamente la probabilidad de estar localizado en los tramo altos de la distribución es menor entre los asalariados informales, pero ambos grupos comparten una misma gama salarial, para cualquiera de las dos poblaciones (con o sin jornada completa) y a través de los últimos tres años. Por lo tanto, no podemos excluir la posibilidad de que los dos mercados re rijan por los mismos criterios a la hora de fijar salarios. Por ejemplo, en ambos mercados puede haber un efecto dominó de tal forma que en ambos se utiliza el salario mínimo para ajustar salarios que están por encima del piso salarial. Lo segundo que notamos es el salto en la densidad alrededor del salario mínimo para los asalariados informales, salto que no está visualmente presente en la distribución salarial de los formales. En la práctica, la probabilidad de obtener un salario igual o por debajo del salario mínimo para asalariados formales es casi negligente: por ejemplo, en el 2014Q3 la fracción de asalariados formales con salarios (por hora) igual o por debajo del salario mínimo fue de 0.89% (0.96% entre los asalariados formales con jornada completa). Esto indicaría que el salario mínimo para los asalariados formales no es vinculante. En cambio, el salario mínimo sí parece tener un efecto entre los asalariados informales, como demuestra el salto en la vecindad del salario mínimo en todas las distribuciones de esta población: en el caso de los informales existe una fracción no negligente que recibe salarios igual o por debajo del salario mínimo (7.2% en el grupo y 8.3% entre los asalariados informales con jornada completa). Y según se desprende de las distribuciones, en este tramo de la distribución salarial se utiliza el salario mínimo como referencia para fijar el salario de los asalariados. Lo tercero que observamos es la estabilidad de la distribución salarial de los asalariados a través del tiempo, tanto la de los formales como la de

los informales. En ninguno de los dos casos se puede apreciar un movimiento hacia la derecha de la distribución real del salario. ¿Podría ser esto congruente con un efecto dominó prolongado en el tiempo? En el Anexo A se comparan las distribuciones del 2005 y el 2014 para cada grupo; utilizando el *salario nominal* sí que se aprecia un traslado de las distribuciones (formal e informal) hacia la derecha. Además, en el caso de los formales se aprecia un posible efecto múltiple del salario mínimo en tramos altos de la distribución; es decir, la densidad de la distribución salta de forma regular en tramos equidistantes al salario mínimo. Pero tanto en el caso de los formales como de los informales no se aprecia que la distribución del *salario real* se haya desplazado hacia la derecha a través del tiempo, por lo menos no en los últimos 10 años. La comparación del movimiento distribucional real y nominal en el tiempo, junto con un posible efecto múltiple del salario mínimo nominal entre los formales, podría tener la siguiente lectura: a un ajuste del salario mínimo le sigue un ajuste nominal que es afín con un posible efecto dominó en los tramos salariales que están por encima del salario mínimo – tanto para formales como para informales. El incremento del poder adquisitivo nominal se elimina con un incremento de la inflación gradual que deja la distribución real en una misma posición. Pero esto no necesariamente implica que el efecto dominó induzca a un proceso inflacionario; de lo contrario observaríamos algún movimiento hacia la derecha de la distribución *salarial real* y, a su vez, observaríamos que el promedio salarial de los asalariados ha incrementado o bien se ha mantenido en su valor real a través de los 10 años observados. Las ilustraciones del Anexo B muestran que en términos reales, para los asalariados que están por encima del salario mínimo, los salarios han bajado entre un 5 y un 15%. El deterioro real de los salarios se da tanto para los asalariados formales como los informales. Por lo tanto, es poco probable pensar en una posible causalidad del efecto dominó hacia la inflación. Más bien se podría pensar que los salarios se han ajustado según el aumento nominal del salario mínimo, el cual aumentó marginalmente por debajo del índice inflacionario en la década 2005-2014. Pero ciertamente los salarios se han ajustado muy por debajo del incremento de la inflación, lo cual indica que el incremento inflacionario está dado posiblemente por causas relativamente ajenas al incremento del coste salarial. Lo que muestran las evidencias descriptivas es la posible relación entre ajustes salariales y cambios de política, relación que de hecho podría darse durante la recuperación gradual del salario mínimo.

Dadas las observaciones descriptivas, concluimos no descartar las siguientes posibilidades: ante todo, el efecto dominó podría darse tanto en la población de los asalariados formales como en la de los informales puesto que ambas poblaciones comparten gama de salarios en la distribución salarial. Por lo tanto la sección empírica identifica y cuantifica el efecto dominó para los formales y los informales por separado. La descripción de los datos también destaca la importancia de analizar el efecto dominó utilizando medidas reales y medidas nominales de los salarios, lo cual también se va a ver reflejado en la sección empírica. Por otro lado observamos diferencias entre las distribuciones de todos los asalariados y la de los asalariados de jornada completa (ver cuadro 1 y apéndice C) donde estos últimos pueden tener un mayor vínculo con políticas de mercados salarial. Por lo tanto la sección empírica también distingue entre estas dos sub-poblaciones dentro los dos grupos de asalariados (formales e informales). Finalmente, si se detectan efectos significativos del salario mínimo en la cola baja de la distribución salarial de los informales esto significa la existencia de un efecto faro a la hora de fijar salarios entre los asalariados informales.

Cuadro 1: Distribuciones Salariales a través del tiempo



1.2 Cambio porcentual en tramos de la distribución salarial

Hasta este momento solo hemos descrito e inspeccionado las diferencias relativas entre los dos grupos de asalariados mexicanos: los formales y los informales. Esta distinción es necesaria dado el peso específico de la informalidad en México y los rasgos diferenciados entre las distribuciones de los dos grupos. En general, esta descripción nos da a entender que si el efecto dominó existe este se puede dar en la distribución salarial de los dos grupos. Pero la inspección de los datos

anterior no son indicación ni del efecto dominó ni del efecto faro: simplemente muestran que no se puede descartar la presencia de estos efectos en la distribución salarial mexicana. ¿Que nos podría indicar, a modo descriptivo, un efecto dominó en la distribución salarial mexicana?

Tradicionalmente el ajuste del salario mínimo en México se anuncia en diciembre de cada año y se torna efectivo a partir del 1 de enero del año siguiente. Una forma de inspeccionar – que no de identificar o cuantificar – posibles efectos del salario mínimo en la distribución salarial (bien efecto dominó o efecto faro) es comparando pares de tramos salariales entre periodos adyacentes. Por ejemplo, comparar el promedio salarial de los deciles de la distribución salarial antes de un cambio de salario mínimo con deciles de la distribución salarial un periodo después del cambio salarial. El ENOE nos proporciona una base de datos trimestral que nos permite comparar deciles de la distribución salarial entre el 4º trimestre de un año t con el 1º trimestre del año $t+1$; de la misma manera podemos comparar deciles salariales entre el 1º y el 2º trimestre, el 2º y el 3º trimestre y el 3º y el 4º trimestre dentro de un mismo año t .² Dado que el salario mínimo se anuncia en el mes de diciembre (el 4º trimestre dentro de la data disponible) el efecto dominó (o efecto faro) se tendría que manifestar con un aumento en el promedio salarial de los deciles que están por encima del salario mínimo en el 1º trimestre del año $t+1$. En cambio, cuando ya paso el anuncio de ajuste de salario mínimo – a partir del 1º trimestre de cualquier año – la comparación del promedio salarial entre tramos parejos de la distribución y entre trimestres adyacentes – es decir, entre el 1º y el 2º trimestre, el 2º y el 3º trimestre y el 3º y el 4º trimestre – no tendrían por qué detectar un aumento gradual (y seguramente decadente) en el promedio salarial entre tramos parejos de la distribución.

El cuadro 2 muestra el cambio proporcional entre deciles de la distribución comparando estos cambios según se dan entre el 1er y el 4º trimestre de años adyacentes, y entre trimestres adyacentes de un mismo año (2º & 1º, 3º & 2º y 4º & 3º). El cuadro muestra estos cambios utilizando el salario real por hora, para cada uno de los años disponibles (del 2005 al 2014) distinguiendo entre asalariados formales e informales. El Anexo D muestra los resultados para el salario nominal por hora. En los dos casos hemos utilizado a todos los asalariados (sin condicionar en jornada completa).

La lectura de las ilustraciones en el Cuadro 2 se hace de la siguiente manera; tomamos como ejemplo el cambio porcentual entre el 2005Q4 y el 2006Q4 para los asalariados formales (cuadrante superior izquierdo del Cuadro 2). El promedio real de los salarios en el tramo hasta el 5º percentil es de \$9.7 y \$9.9 pesos/hora para el 4º trimestre del 2005 y el 1º del 2006, respectivamente. Por lo tanto, entre los dos periodos adyacentes el promedio salarial en este tramo aumento un 2.1%, tal y como se muestra con la barra oscura en la ilustración. Dentro de este mismo tramo que va hasta el 5º percentil hemos medido que el cambio en el promedio salarial entre el los trimestres 1º y 2º del 2006 es de 3.6%, entre los trimestres 2º y 3º del 2006

² En este informe utilizamos la estructura de serie transversal del ENOE de tal forma que ganamos precisión si comparamos con la utilización de la estructura panel.

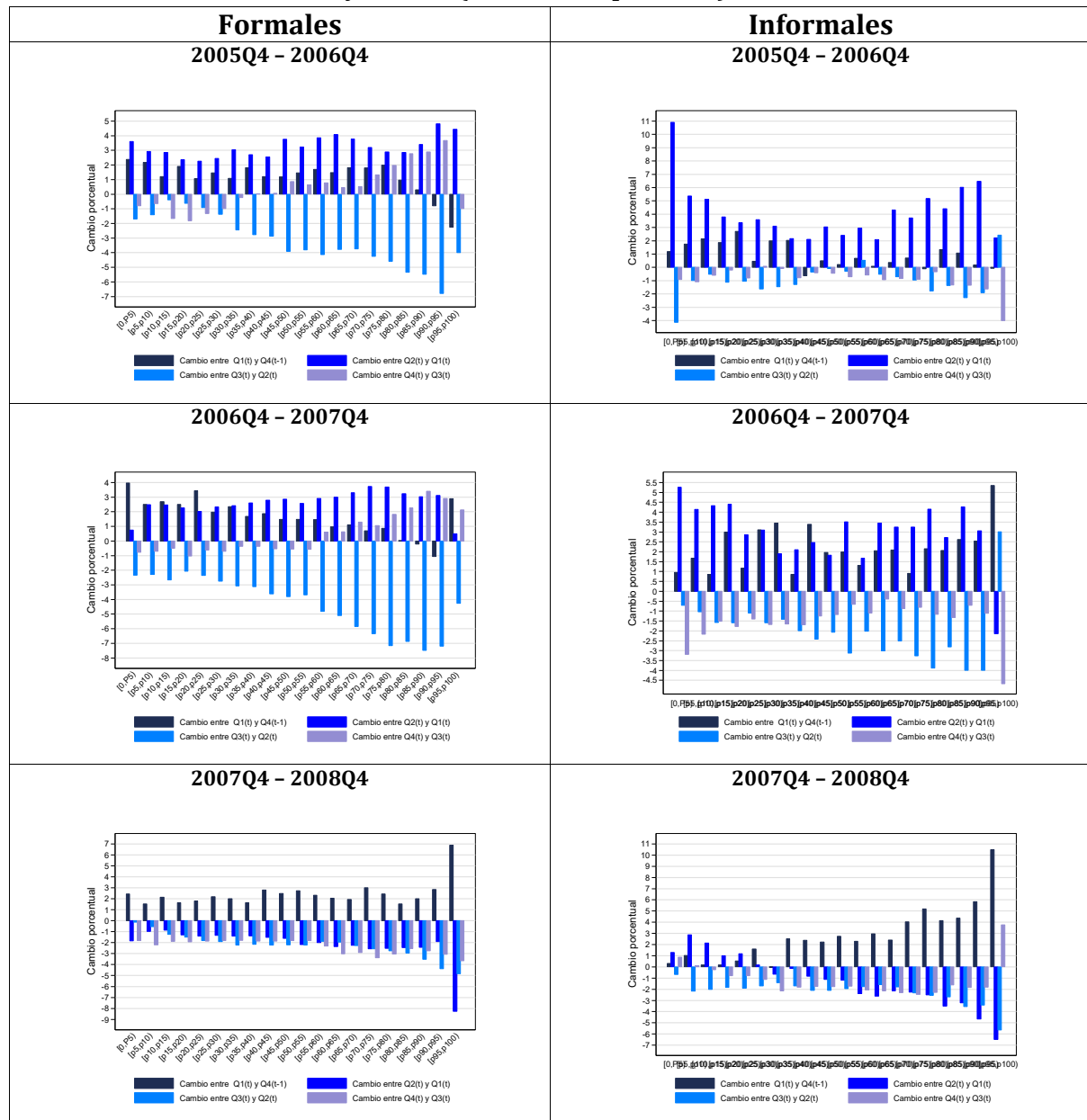
el salario promedio desciende en 1.7% y entre los trimestres 3º y 4º del 2006 sigue descendiendo un 0.8%. Este ejercicio se hace para cada uno de los 20 tramos de la distribución salarial – del salario más bajo hasta el 5º percentil, por encima del 5º percentil hasta el 10º percentil, y así sucesivamente hasta llegar al 20º tramo que abarca desde por encima del 95º percentil hasta el salario más alto. Si observamos la ilustración globalmente vemos ciertos patrones: una vez se realiza el cambio de salario mínimo en el 4º trimestre, los salarios reales en el 1º trimestre aumentan en 18 de los 20 tramos de la distribución. Este aumento se da sobre todo en el primer y segundo tramo – es decir, entre los asalariados cercanos al salario mínimo – y el efecto positivo comienza a decaer a partir del 3º tramo. Este patrón es compatible con un efecto dominó en la distribución salarial de los formales. A la vez, el cambio entre trimestres más lejanos al momento de ajuste de salario mínimo (entre el 3º y el 2º, o entre el 4º y el 3º) muestra patrones dispares y poco consistentes con el efecto dominó, como sería de esperar entre trimestres que actúan como contra-factual al trimestre que abarca el cambio de salario mínimo (entre el 1º y el 4º de años adyacentes). En el ejemplo que hemos elegido para ilustrar la lectura (2005Q4 – 2006Q4) se da el caso que el cambio entre trimestres 2º y 1º es positivo para los 20 tramos: esto podría interpretarse como un efecto dominó tardío. Si miramos a la ilustración análoga para los asalariados informales (cuadrante superior derecho del Cuadro 2) observamos que hay cambios positivos entre dos periodos: entre 4º trimestre del 2005 y 1º trimestre del 2006 (el momento de cambio del salario mínimo) y entre los trimestres 1º y 2º del año. Esto es por lo tanto similar a lo observado en los cambios distribucionales por tramos entre los asalariados formales.

En general, si observamos las ilustraciones del Cuadro 2 a través del tiempo el patrón es relativamente claro: en trimestres sucesivos a un cambio de política de salario mínimo se detecta que los salarios incrementan tanto en la vecindad del salario mínimo como en tramos de la distribución por encima del salario mínimo. En cambio, comparando pares de trimestres sucesivos sin cambio de política de salario mínimo el patrón de cambio no es tan evidente. Esto pasa entre los formales y – aunque en menor medida – entre los informales. Cabe también destacar que en el periodo de la crisis financiera (2007Q4 – 2008Q4 y 2008Q4 – 2009Q4) solamente se detectan incrementos en los salarios entre 4º y 1º trimestres y para los trimestres 2º y 1º del año 2009. Claramente, si no hubiese efecto dominó – y considerando el efecto agudo de la crisis – la tendencia de los salarios entre el 1º trimestre del 2009 y el último del 2008 hubiese sido similar a la tendencia observada desde el 2º trimestre del 2008, es decir, de decadencia. Pero de repente los salarios incrementan entre el trimestre 1 del 2009 y el último del 2008. Esto son posibles evidencias del efecto faro – por lo menos entre la población de los asalariados formales. También cabe destacar que en el caso de los informales las ilustraciones muestran algo de evidencias de un efecto faro entre el 2008 y el 2012 y también entre el 2013 y el 2014.

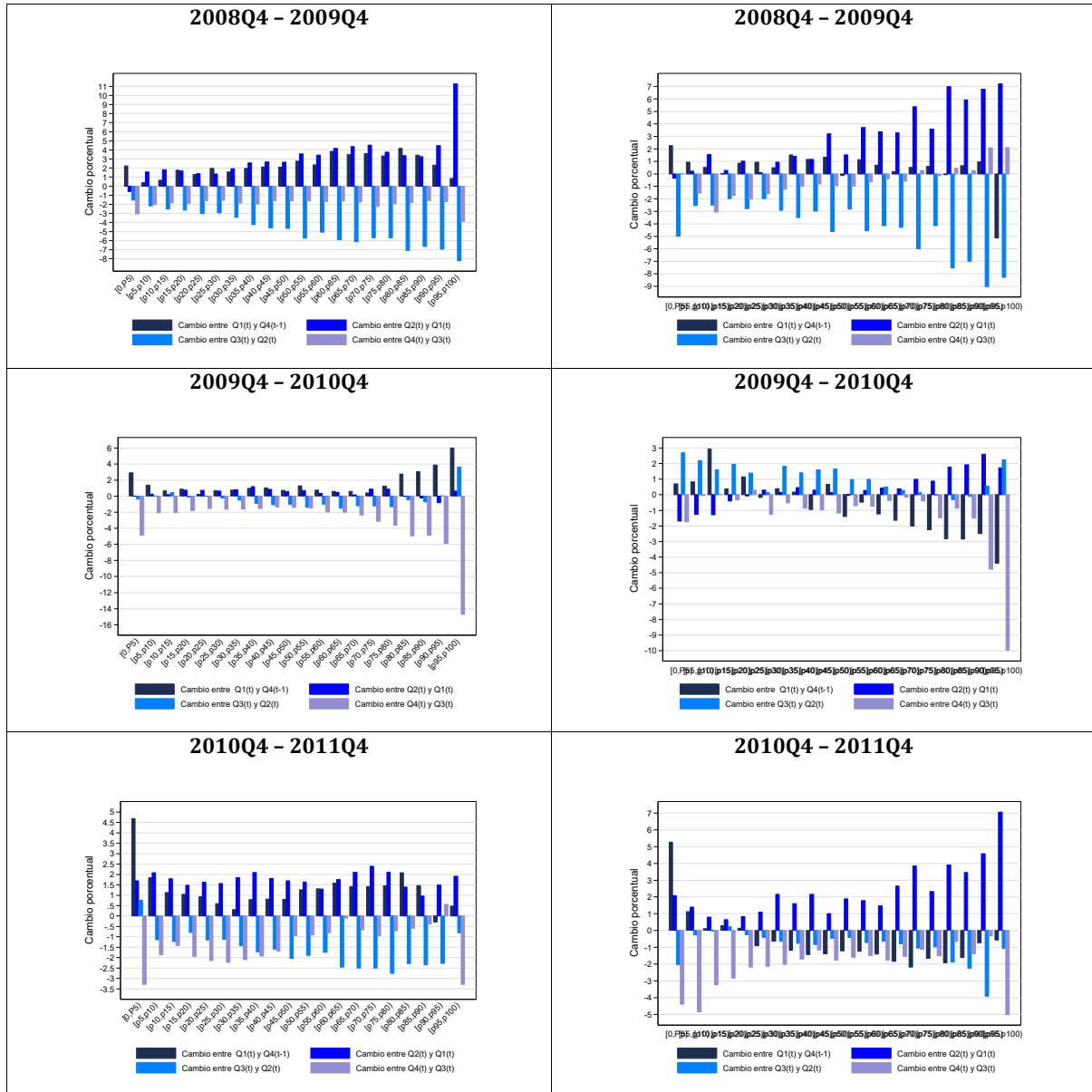
Finalmente, el Anexo D muestra los cambios distribucionales análogos a los del Cuadro 2 pero utilizando el salario nominal por hora. En este caso destacamos que las tendencias son similares a las que hemos encontrado utilizando el salario real pero que las conclusiones se agudizan con un visible incremento en el impacto del salario mínimo en el 1º trimestre de cada año – en relación al 4º trimestre del año anterior.

Este ejercicio nos ha da evidencias descriptivas que apuntan hacia un efecto dominó, sobre todo entre los asalariados formales. El siguiente paso es formalizar estas evidencias con estimaciones empíricas que nos ayuden a identificar si el impacto existe y, en tal caso, cuantificar el efecto dominó en los diferentes tramos de la distribución salarial.

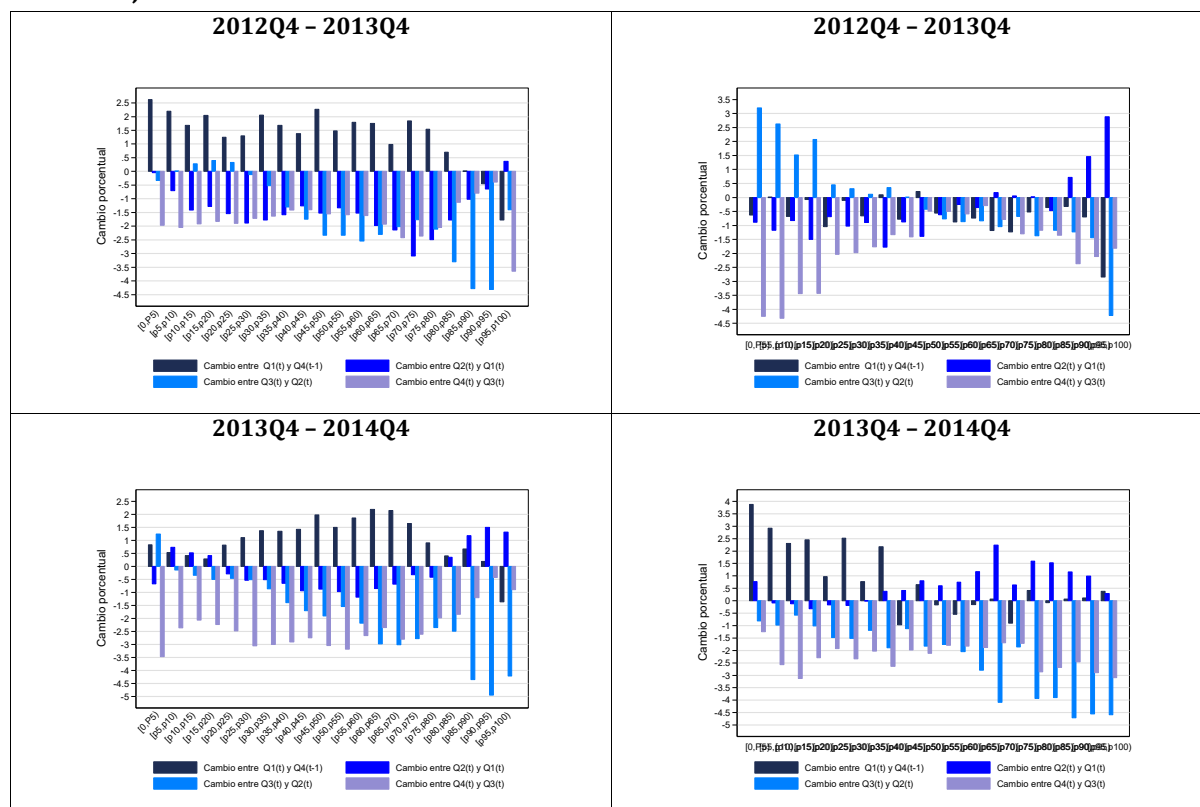
Cuadro 2: Cambios en el promedio salarial en los percentiles de la distribución entre trimestres adyacentes (salario real por hora)



Cuadro 2, continua:



Continúa, Cuadro 2



2. Identificación del efecto del salario mínimo en la distribución salarial: método y datos.

2.1 Modelo e Identificación

La identificación de los posibles efectos del salario mínimo en la distribución salarial, o bien faro o bien dominó, requiere un método adecuado que aisle los efectos de interés 'limpiando' aquellos otros que impactan en la distribución salarial pero que no están asociados con el cambio del salario mínimo. Por ejemplo, los cambios observados entre trimestres consecutivos (1^{er} - 4^o trimestre, o 2^o - 1^{er} trimestre) en el Cuadro 2 pueden ser a causa de ajustes de convenios colectivos que afectan a todos los trabajadores y que también suceden a principios de año - pero independientemente al salario mínimo; otras causas podrían ser los efectos de un rezago en las pagas extras a los trabajadores por causas estacionales (ej. pagas extras de Navidad en el 1^{er} trimestre o de Semana Santa en el 2^o trimestre).

De la misma manera, la identificación también requiere una estructura adecuada de la data. En el caso de México, la estructura adecuada de la data para la identificación de los efectos dominó y faro se da a partir del 4^o trimestre de 2012. Hasta finales de noviembre del 2012 México contaba con tres zonas de salario mínimo, A, B y C, siendo las municipalidades de la zona A las que tenían un mayor salario mínimo y las municipalidades de la zona C con el salario mínimo general más bajo del país. El 27 de noviembre del 2012 se unificaron las zonas A y B: ese día la municipalidades

de la zona B pasaron de un salario mínimo de 60.57 pesos por día trabajado a tener el mismo piso salarial que la Zona A (62.33 pesos), lo cual supuso un aumento real del 2.9% en los municipios de la Zona B. El cambio se dio de forma inesperada por lo que supuso un cambio exógeno, no anticipado y que además aplico únicamente a las municipalidades de zona B: estas condiciones emulan las de un experimento natural. Los municipios afectados (el grupo tratado) y los no afectados (el grupo control) se determinaron de tal forma que no hay ni anticipación ni autoselección y por lo tanto emula un proceso de asignación aleatoria. Este proceso es necesario para identificar efectos de políticas sociales sin riesgo de inconsistencia o de sesgos en la estimación. La estrategia de identificación consiste en utilizar bases de datos a nivel micro para comparar la variable de interés (ej., los salarios) entre los municipios tratados y los municipios controles, antes y después del cambio. Es decir, el pase del tiempo es el instrumento de identificación. La virtud de esta estrategia empírica – conocida en econométrica como estimador de Diferencia en Diferencia (DID) – radica en poder aislar efectos atribuibles al cambio de la política de otros efectos que siendo ajenos al cambio de la política ocurrieron simultáneos en el tiempo. Para cumplir con los requisitos de la estrategia es necesario contar con una base de datos a nivel micro y representativa de la población económicamente activa del país. En el caso de México este requisito se cumple utilizando los trimestres adecuados de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE).

En términos de especificación econométrica, se definen dos grupos en la población, el grupo de controles ($T=0$) y el grupo de tratados ($T=1$). En nuestro caso el grupo de tratados son los asalariados en municipalidades de la zona B, en cuanto al grupo de controles son los asalariados en municipalidades de la zona A o C. Así mismo definimos una variable binaria (t) que distingue el periodo previo al cambio exógeno del salario mínimo ($t=0$) de un periodo posterior al mismo cambio ($t=1$). Dejemos que Y exprese la variable de interés (ej., el promedio de los salarios) para un conjunto de N individuos ($i=1, \dots, N$) que representan a la población de asalariados mexicana. En tal caso, la observación realizada de los salarios para cualquier individuo $i \in N$ se puede modelar de la siguiente manera:

$$Y_i = \alpha + \gamma t_i + \sum_k x_{i,k} \beta + \tau T_i + \delta(T_i \cdot t_i) + \varepsilon_i \quad (1)$$

La expresión (1) asume una relación lineal entre realizaciones y factores explicativos: esto es solo una simplificación que facilita la exposición del parámetro a identificar.³ El objetivo es utilizar un modelo adecuado – por ejemplo, mínimos cuadrados ordinarios – para obtener estimaciones de los parámetros del modelo ($\alpha, \gamma, \beta', \tau, \delta$). El parámetro α es la constante que captura efectos promedios, constantes en el tiempo y comunes a los dos grupos de asalariados. El parámetro γ

³ En términos más generales la expresión se define como $Y_i = f(X_i, T_i, t_i; \varepsilon_i)$ donde asumimos que la variable T está incluida en el conjunto X . La exposición lineal es adecuada a nuestros interés (determinación de la variable salarios) que además nos permite una clara interpretación del coeficiente de interés (δ).

contrasta el periodo previo al cambio de política ($t=1$) al periodo posterior ($t=0$), por lo que captura cambios promedios a través del tiempo comunes para el grupo de tratados y controles, por ejemplo, rezagos en el pago de salarios extras por causas estacionales. El vector de parámetros β captura diferencias sistemáticas entre el grupo control y el grupo tratados que podrían afectar a los salarios antes y después del cambio de la política salarial: en la práctica condicionar el resultado a una selección k de variables (X) implica limpiar efectos relacionados a las características de los individuos que podrían afectar a los salarios (Y_i) incluso a través de como el cambio del salario mínimo afecta a la distribución salarial.⁴ Finalmente, el parámetro δ captura el efecto del cambio de política salarial en el variable salario (o en nuestro caso, en la distribución salarial). Esto se puede ver porque la variable asociada con el coeficiente ($T \cdot t$) es igual a 1 para los tratados ($T=1$) en el periodo posterior al cambio de política ($t=1$) e igual a 0 para ambos, tratados ($T=1$) y controles ($T=0$) en un periodo anterior al cambio ($t=0$). Por lo tanto, el coeficiente δ captura el efecto del tiempo (del cambio de política) en Y para los tratados ($T=1$) mientras que el grupo de controles ayudan a limpiar cualquier otro movimiento en el tiempo (α, γ y β') que no están relacionados con el cambio de política salarial. Se puede demostrar que la estimación del coeficiente δ a través de modelos standard (por ejemplo, MCO) es equivalente al promedio de la diferencia entre los dos tiempos para los tratados (por el cambio de política salarial) neta de cualquier otro efecto que pudiese haber acontecido entre los dos tiempos:

$$\hat{\delta} = E[\bar{Y}_1^T] - E[\bar{Y}_0^T] - \{E[\bar{Y}_1^C] - E[\bar{Y}_0^C]\} \quad (2)$$

El componente $E[\bar{Y}_1^T] - E[\bar{Y}_0^T]$ explica la diferencia en el promedio de los salarios antes y después del cambio de política salarial para los trabajadores afectados por el cambio (municipios de zona B). Pero este componente incluye tanto el efecto del cambio del salario mínimo como el efecto de otros cambios que han afectado a los salarios entre los periodos $t=0$ y $t=1$. Estos otros cambios son comunes en la población y por lo tanto se pueden capturar con el grupo control; es decir, el componente $E[\bar{Y}_1^C] - E[\bar{Y}_0^C]$ captura estos otros cambios temporales y, dado que los controles (municipios A o C) no estuvieron sometidos a cambios de política de salario mínimo, el componente $E[\bar{Y}_1^C] - E[\bar{Y}_0^C]$ no incluye el efecto del cambio exógeno del salario mínimo en

⁴ Por ejemplo, la variable 'educación' tiene impacto en el salario de los individuos y a la vez es posible que el cambio de salario mínimo afecte la distribución salarial de forma diferente según el nivel de educación de cada persona. Si omitimos la variable 'educación' en el conjunto X estamos haciendo el supuesto que el impacto del cambio de salario mínimo es idéntico para cualquier nivel educacional lo cual puede crear un sesgo en la estimación del parámetro de interés (δ). En cambio si incluimos la variable 'educación' el coeficiente $\beta_{educacion}$ absorbe el efecto de la educación en la distribución salarial y permite estimar el coeficiente δ con menor riesgo de sesgos. En general, se seleccionan variables X que determinan Y_i sin ser determinadas por el cambio de política salarial; es decir, son exógenas al proceso de cambio salarial para evitar problemas de consistencia en la estimación.

noviembre de 2012. Restando la segunda diferencia de la primera diferencia se consigue una estimación del parámetro δ y con ello se ha logrado aislar el efecto del cambio de política en la variable salarios. Es fácil demostrar que la expresión (2) es equivalente a obtener el coeficiente δ a partir de una regresión lineal con el modelo presentado en la expresión (1).⁵ El valor del parámetro δ se interpreta como el cambio porcentual en la variable Y a causa del cambio de política – en nuestro caso, a causa del cambio exógeno del salario mínimo el 27 de noviembre del 2012. Cabe remarcar que el proceso implica tres supuestos básicos: primero, que tanto la función como la especificación son adecuadas; segundo, que la muestra de individuos en los dos tiempos son similares en sus características, y tercero que cambios capturados por γ son comunes en las dos poblaciones, en nuestro caso, son comunes entre los asalariados de México independientemente al municipio al que pertenecen. Por ejemplo, en noviembre de 2012 no solo hubo un cambio de política de salario mínimo en los municipios B sino que además se implementó la Reforma Laboral de 2012 en todos los Estados Federales. El supuesto de un parámetro γ común implica que la Reforma Laboral impacto en el salario de todos los asalariados independientemente de su ubicación según la zona de salario mínimo.

2.2 Tratamiento de los datos para identificar el parámetro δ

Nuestro objetivo es utilizar el método de Diferencias en Diferencias para identificar un posible efecto dominó (y efecto faro) entre los asalariados mexicanos. El salto exógeno del salario mínimo se dio el 27 de noviembre del 2012 por lo tanto definimos el 4º trimestre del 2012 como periodo previo al cambio de salario mínimo ($t=0$). Para ello excluimos a los asalariados que fueron entrevistados en el mes de diciembre puesto que estos ya están bajo el efecto del cambio de política salarial. El primer periodo de contraste ($t=1$) es el 1º trimestre del 2013; si los trabajadores que están por encima del salario mínimo negocian un salario a la alza a causa de la nueva política salarial es más probable que esto se vea reflejado inmediatamente después del cambio de política salarial y no en trimestres más posteriores al cambio (en 2º o 3º del 2013, por ejemplo). De todas formas, si la tradición ha sido ajustar salarios en el 1º y 2º trimestre (como viene a sugerir el Cuadro 2) podría darse el caso que la patronal y los trabajadores acuerden

⁵ En general, el valor esperado de la variable Y para los tratados ($T=1$) en el tiempo post-cambio ($t=1$) es igual a $E[\bar{Y}_1^t] = \hat{\alpha} + \hat{\beta}^{t,1} + \hat{\gamma} + \hat{\delta}$; en cambio, en el tiempo pre-cambio el valor esperado es igual a $E[\bar{Y}_0^t] = \hat{\alpha} + \hat{\beta}^{t,0}$. La diferencia entre los dos equivale a $\hat{\gamma} + \hat{\delta}$ si hacemos el supuesto que ambos grupos comparten un soporte común en características X – es decir, $\hat{\beta}^{t,1} = \hat{\beta}^{t,0}$. Por lo tanto usar solamente un grupo de ‘tratados’ por un cambio de política no es suficiente para identificar el efecto de esta puesto que el resultado es una mezcla entre el cambio debido a la política ($\hat{\delta}$) y otros posibles cambios a través del tiempo ($\hat{\gamma}$). La única forma que tenemos de identificar el efecto de la política es utilizar un grupo de individuos que sirvan para aislar el efecto $\hat{\gamma}$. Si tenemos un grupo que no ha estado expuesto al cambio de política estos pueden actuar como grupo control tal que $E[Y_1^c] - E[Y_0^c] = \hat{\alpha} + \hat{\beta}^{c,1} + \hat{\gamma} - \hat{\alpha} + \hat{\beta}^{c,0} = \hat{\gamma}$. Por lo tanto, la doble diferencia $\{E[Y_1^t] - E[Y_0^t]\} - \{E[Y_1^c] - E[Y_0^c]\}$ identifica el parámetro $\hat{\delta}$ que a su vez es equivalente al que se obtiene con una regresión lineal de la expresión (1).

ajustar salarios – en base al cambio exógeno del 2012 – pero retrasando este ajuste hasta más allá del 1^{er} trimestre. Es por esto que nuestras estimaciones consideran contrastar el 4^o trimestre del 2012 con el 1^{er}, 2^o y 3^{er} trimestre del 2013, por separado.

No todos los Estados Federales de México tenían municipalidades de zona B en noviembre de 2012. De hecho, solamente los Estados de Jalisco, Nueva León, Sonora, Tamaulipas y Veracruz tenían municipalidades en zona B. En la estrategia empírica es importante identificar los efectos del salario mínimo contrastando salarios de zona B (tratados) con los de zonas A o C (controles) reduciendo – en la medida de lo posible – cualquier variación exógena en la determinación del salario entre los dos grupos. Es por esto que a pesar de que otros Estados Federales ofrecen controles de zona A y C, nuestras estimaciones se basan exclusivamente en contrastar tratados y controles dentro de los cinco Estados Federales con municipalidades antiguamente definidas como zona B. Este tratamiento de la data hace que los grupos contrastados sean más homogéneos en relación a incidencias y políticas de mercado laboral y por lo tanto reduce la posibilidad de sesgar la estimación del parámetro γ . Por otro lado se ha de tener cautela a la hora de extrapolar los resultados para el conjunto de México cuando estos están basados en una evaluación empírica con solamente 5 de los 33 Estados Federales: esta problemática es típica de evaluación de experimentos naturales. También cabe destacar que tenemos dos grupos de controles diferentes: los controles de la zona A y los de la zona C. Puesto que la definición de zonas se hace a partir del grado de desarrollo económico de las municipalidades no sería de extrañar que cada una experimente un cambio en el tiempo (es decir, γ) diferente. Si mezclamos las dos zonas a modo de obtener un solo grupo de controles corremos el riesgo de obtener un parámetro γ que no permita la eliminación de los efectos temporales exógenos al salario mínimo. Por ejemplo, la Reforma Laboral del 2012 puede haber tenido un efecto positivo en las municipalidades de la zona B y negativo en las de la zona A, tal que $\bar{\gamma}_A$ y $\bar{\gamma}_C$ se contra-restan y por lo tanto el parámetro $\hat{\gamma}$ obtenido como promedio de las dos zonas no ayudaría a estimar un valor adecuado de $\hat{\gamma}$ y con ello no podríamos identificar $\hat{\delta}$. Lo único que podemos hacer en esta situación es comparar las tendencias de los salarios y del empleo (ambos indicadores del comportamiento del mercado laboral) entre zonas A, B y C para ver cuál de las dos zonas (A o C) es más cercana al comportamiento de las municipalidades de la zona B. El Anexo B muestra que en la evolución de los salarios y del empleo formal e informal, la evolución entre zonas B y C son más similares. Por lo tanto, nuestros comentarios (Sección 5) se basan ante todo en la valoración de las estimaciones utilizando las municipalidades de la zona C como control; relegamos las estimaciones utilizando la zona A al Anexo F.

Los criterios que definen la muestra se basan en seleccionar a los trabajadores asalariados comprendidos entre 15 y 70 años excluyendo solamente a los trabajadores asalariados no remunerados (familiares, remunerados en especie, etc.). Esto significa excluir aproximadamente al 0.4% de la muestra de asalariados comprendidos entre los 15 y 70, para los 5 Estados Federales mencionado y habiendo eliminado a los trabajadores entrevistados en el mes de diciembre del 2012. El Anexo E describe la muestra, su distribución entre los 5 Estados Federales, según la zona de salario mínimo y según la zona geográfica del salario mínimo. Todas las estimaciones se basan en utilizar el factor de expansión de tal forma que las estimaciones a partir de la muestra son válidas para hacer inferencias en la población. El factor de expansión se aplica tanto a las

estimaciones descriptivas como a las estimaciones analíticas (Sección 3). Destacamos dos elementos que son importantes para la validación de los resultados analíticos; primero, hay suficiente densidad de individuos – tratados y controles – en los 5 Estados Federales, lo cual implica que todos los estados se pueden utilizar para identificar los efectos del salario mínimo. Pero destacamos que la densidad en las zonas C es mayor que la de las zona A, por lo tanto la utilización de controles en la zona C aumenta la posibilidad de encontrar mayor similitud en características entre individuos de la zona C y las zonas tratadas (municipios de zona B). Segundo, el promedio de las variables que se utilizan para condicionar (X) es similar entre grupos de tratados y de controles tanto en el periodo previo al cambio de la política como en el periodo posterior al cambio. Esto es importante porque indica que estamos comparando individuos que – a pesar de ser tratados o controles – son similares en características y, por lo tanto, se cumple la condición necesaria de soporte común entre las poblaciones.⁶

En cuestión de modelo utilizamos el método de cuadrado ordinario en una especificación lineal en logaritmos tal y como se expresa en (1) para la identificación del parámetro definido en la expresión (2). De esta forma, la variable dependiente (Y) es el logaritmo del salario en pesos por hora trabajada utilizando tanto el salario nominal como el salario real. Las variables explicativas son la edad, la edad al cuadrado, número de años de educación formal, sexo del individuo, el número de horas trabajadas por semana, la ocupación del individuo (4 categorías) y la industrial donde se ubica la empresa (9 categorías incluyendo una categoría exclusiva para trabajadoras domésticas). También se incluyen condicionales a nivel del hogar para controlar por posibles efectos socio-económicos en la escala salarial de los individuos; en particular se incluye el número de hijos, estatus matrimonial y el grado de urbanización de la zona donde se ubica el hogar. Finalmente se controla por los efectos fijos de las Federaciones incluyendo variables mudas para cada una de los 5 Estados Federales. Incluir variables a nivel de hogar sabiendo que los hogares pueden aportar más de un trabajador asalariado en la muestra puede resultar en una violación de la condición de independencia entre los individuos de la muestra, lo cual afectaría a la evaluación del significado de los coeficientes. Por ello se ha realizado una inspección de las estimaciones con la varianza robusta ajustados a nivel de hogar, lo cual deriva en errores estándar que son muy parecidos a una estimación no robusta. En cambio, si ajustamos la varianza por municipios (209 entre los 5 Estados Federales) los errores estándar robustos cambian sustancialmente la inferencia de los resultados. Por lo tanto todas las estimaciones se realizan con la varianzas ponderadas por municipios tal que los errores estándar son robustos a la dependencia de la variable salarios entre municipios.

⁶ Por ejemplo, si todos los tratados están en la industria manufacturera y todos los controles están en la industria del comercio, dado que la variable industria tiene un efecto en el salario, la comparación entre controles y tratados no nos despejaría si hay efecto del salario mínimo: no sabríamos a si es debido al cambio de política salarial o a la diferencia salarial entre industrial. En cambio, si ambas muestras tienen individuos en manufactura y comercio estamos comparando individuos con similares características (industria) y por lo tanto controlando el efecto de estas características en los salarios.

También consideramos posibles diferencias entre trabajadores según la intensidad de la jornada; puesto que la intensidad con la cual los individuos participan en el mercado laboral también determina el vínculo entre estos y su capacidad de negociar, las estimaciones distinguen entre ‘todos los asalariados’ y los ‘asalariados de jornada completa’: estos últimos se definen como aquellos que trabajan 35 horas o más por semana.

Finalmente, a pesar de que no esperamos encontrar diferencias destacables entre la distribución salarial nominal y la distribución salarial real, las estimaciones se hacen para las dos medidas por separado. Esto permite inspeccionar posibles efectos de un cambio del coste de vida entre los diferentes trimestres de la data puesto que las estimaciones abarcan un total de 4 trimestres. Por ejemplo, en caso de que un trimestre tenga una subida del coste de vida comparado con los otros, esto podría desplazar la distribución hacia la izquierda y afectar las comparaciones. EL Cuadro 3 describe la combinación de estimaciones (48 en total) que se llevan a cabo en la Sección 3.

Cuadro 3: Sub-grupos en la estimación del efecto de salario mínimo

Economía según condición de trabajo de los asalariados	Grupo Control	Punto de referencia (t=1) posterior al salto exógeno del salario mínimo en noviembre de 2012	Grupo según la intensidad en el trabajo	Variable Dependiente
a) Formal b) Informal	a) Zona A b) Zona C	a) 2013Q1 b) 2013Q2 c) 2013Q3	a) Todos los trabajadores asalariados b) Los trabajadores asalariados con jornadas completas	a) Salario real por hora trabajada b) Salario nominal por hora trabajada

2.3 Proceso para identificar el efecto dominó utilizando el método de DID

Tal y como se ha descrito hasta ahora, el método de Diferencias en Diferencias (DID) solo podría utilizarse para identificar el efecto del cambio exógeno del salario mínimo (noviembre del 2012) en una medida de la distribución de los salarios, por ejemplo, el promedio, la mediana o cualquier otro cuantil. Pero el método de DID se puede utilizar para estimar el parámetro δ en particiones diferenciadas de la distribución salarial. En la practica el efecto dominó implica que una política de salario mínimo impacta positivamente en los salarios que están por encima del salario mínimo. Por lo tanto, una forma de identificar el efecto dominó (o el efecto faro) con el método de DID es la estimación del parámetro δ en cada uno de los deciles de la distribución. Para que este sea operacional procedemos de la siguiente manera:

- I. Para cada una de las 48 combinaciones en el Cuadro 3 podemos identificar los grupo de tratados y de control en el periodo pre-cambio ($t = 0$) y en el periodo post-cambio ($t = 1$). Por lo tanto, cada una de las 48 muestras incluye 4 subgrupos: $(T, t = 0)$, $(T, t = 1)$, $(C, t = 0)$ y $(C, t = 1)$
- II. Para cada uno de estos sub-grupos estimamos la función cumulativa de la variable y otorgamos una posición a cada individuo según el ranking en la distribución salarial. El ranking permite agrupar a los individuos en particiones equidistantes

de la distribución; por ejemplo, si agrupamos a los individuos en deciles la agrupación permite $(T, t=0)^d$, $(T, t=1)^d$, $(C, t=0)^d$ y $(C, t=1)^d$; $d = 1, \dots, 10$

- III. Si existe un efecto dominó esto se tiene que reflejar en un aumento del promedio del salario comparando pares de deciles entre los tiempos (t=0) y (t=1). También es posible que el aumento del promedio de los salarios por deciles decaiga a medida que nos alejamos de la zona del salario mínimo. En cambio, el ranking de los individuos dentro de la distribución no tiene por qué cambiar necesariamente: simplemente una gran parte de los individuos se podrían ver desplazados hacia la derecha de la distribución.
- IV. Por lo tanto la identificación consisten en aplica la expresión (2) para comparar entre los cuatro grupos - $(T, t=0)$, $(T, t=1)$, $(C, t=0)$ y $(C, t=1)$ - pero en cada una de las particiones. Siguiendo con el ejemplo de los deciles, el resultado es la estimación de 10 parámetros δ , uno por cada efecto que tiene el salario mínimo en tramos diferenciados de la distribución. El efecto faro se detecta si el parámetro δ correspondiente a los deciles cercano al salario mínimo (los deciles 1 y 2 de la distribución) es positivo y significativo para las sub-poblaciones de asalariados informales definidas en el Cuadro 3.

En este momento es importante aclarar porque no se ha utilizado la estructura de panel para las estimaciones del efecto dominó o efecto faro: la estructura de panel del ENOE tiene la característica de perder un 20% de la muestra panel en cada trimestre - por lo que la data se ve compensada con un remplazado que deja la sección transversal intacta en su representación de la población. La selección de los 5 Estados Federales reduce la muestra considerablemente; si además tenemos que subdividir ésta según los criterios del Cuadro 3 y a su vez, estos en deciles, el tamaño de cada una de las celdas para la estimación de los coeficientes δ^d , $d = 1, \dots, 10$ se reduce drásticamente. La utilización de la estructura transversal nos permite incrementar la muestra en un 20% lo cual ayuda a reducir incertidumbres en la estimación. Por otro lado el método de DID el caso de utilizar la estructura panel de la data se tendría que modificar en vista de que no necesariamente se mantiene el ranking de los individuos a través del tiempo.⁷

3. Resultados

Comenzamos con un ejemplo detallado de la estimación del parámetro δ ; para el caso utilizamos los asalariados formales, comparando el periodo 2012Q4 (t=0) con el periodo 2013Q1 (t=1), basado en todos los asalariados (jornada completa y jornada parcial) y en relación al salario real por hora trabajada - es decir, la secuencia {a, b, a, a, a} del Cuadro 3. El Anexo F muestra en detalle

⁷ En el caso de utilizar el panel se tendría que pensar en una estrategia de contra-factuales que comparase tanto el salario como el ranking de los individuos en tiempo (t+1) relativo al tiempo (t).

los coeficientes resultantes de estimar la expresión (1) utilizando mínimo de cuadrados ordinarios en el logaritmo del salario por hora en dicha muestra.

Cuadro 4: Estimación de Diferencia en Diferencia, Por deciles de la distribución salarial, aplicación de expresión (2) a la estimación de expresión (1)
Variable dependiente: Salario real por hora (en logaritmos)

Tramos de la distribución salarial	Promedio salarial, periodo $t = 0$	Promedio salarial, periodo $t = 1$	Diferencia en Diferencia ($\hat{\delta}$)
1^{er} Decil	Zona B (tratados)=2.575 Zona C (controles)=2.46 Diferencia = 0.114	Zona B (tratados)=2.589 Zona C (controles)=2.458 Diferencia = 0.131	0.017 (0.039)
2^o Decil	Zona B (tratados)=2.91 Zona C (controles)=2.76 Diferencia =0.145	Zona B (tratados)=2.93 Zona C (controles)=2.80 Diferencia = 0.13	-0.013 (0.09)
3^{er} Decil	Zona B (tratados)=3.11 Zona C (controles)=2.97 Diferencia = 0.14	Zona B (tratados)=3.13 Zona C (controles)=3.00 Diferencia = 0.13	-0.015** (0.006)
4^o Decil	Zona B (tratados)=3.16 Zona C (controles)=30.3 Diferencia = 0.13	Zona B (tratados)=3.18 Zona C (controles)=30.1 Diferencia = 0.123	-0.006 (0.005)
5^o Decil	Zona B (tratados)=3.28 Zona C (controles)=3.19 Diferencia =0.085	Zona B (tratados)=3.31 Zona C (controles)=3.21 Diferencia = 0.11	0.023** (0.005)
6^o Decil	Zona B (tratados)=3.40 Zona C (controles)=3.32 Diferencia = 0.072	Zona B (tratados)=3.43 Zona C (controles)=3.33 Diferencia = 0.1	0.028** (0.006)
7^o Decil	Zona B (tratados)=3.55 Zona C (controles)=3.51 Diferencia =0.042	Zona B (tratados)=3.60 Zona C (controles)=3.50 Diferencia = 0.093	0.051** (0.007)
8^o Decil	Zona B (tratados)=3.81 Zona C (controles)=3.76 Diferencia = 0.055	Zona B (tratados)=3.84 Zona C (controles)=3.76 Diferencia =0.084	0.029** (0.010)
9^o Decil	Zona B (tratados)=4.09 Zona C (controles)=4.11 Diferencia = -0.02	Zona B (tratados)=4.13 Zona C (controles)=4.05 Diferencia = 0.081	0.101** (0.011)
10^o Decil	Zona B (tratados)=3.90 Zona C (controles)=4.04 Diferencia = -0.139	Zona B (tratados)=3.93 Zona C (controles)=3.90 Diferencia = 0.033	0.179** (0.041)

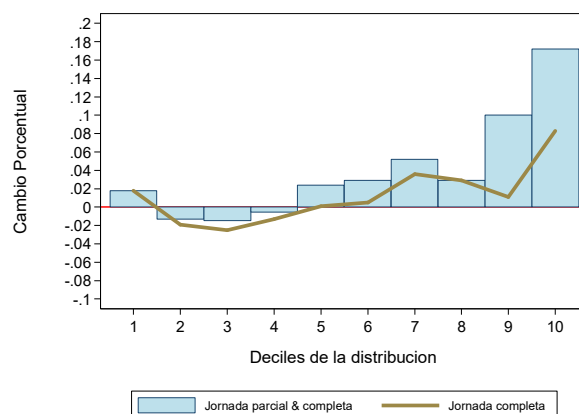
Notas: (**) Indica estadísticamente significativa al menos al 10%. Errores estándar robustos ajustados por municipios en paréntesis. Las estimaciones corresponden a los todos los asalariados formales, comparando municipios de Zona B a los de municipios de Zona C, entre el 4^o trimestre del 2012 y el primer trimestre del 2013. Ver Anexo F para la versión completa de la estimación y los coeficientes intermedarios.

El Cuadro 4 muestra el resumen de estos resultados habiendo aplicado la expresión (2) en cada decil de la distribución; es decir, el Cuadro 4 muestra el promedio condicional de los periodos previos y posteriores al cambio de política salarial. Por ejemplo, para el *1^{er} decil* de la distribución se estima que el salario promedio de tratados y controles en el primer periodo ($t=0$) es de 13.2 pesos y 11.7 pesos, respectivamente: estos valores son el promedio condicional según la selección de variables expuesta en el Anexo F. Siguiendo con el mismo decil, en el periodo posterior al cambio de política salarial el promedio condicional de los tratados y los controles es de 13.33 pesos y 11.7 pesos, respectivamente. Es decir, entre 2012Q4 y 2013Q1 el salario real de los asalariados formales de la zona B en el primer decil de la distribución incremento en 0.19 pesos (un 1.4%). En cambio los de la zona C disminuyeron apenas 0.04 pesos (-0.3%). Se hace el supuesto que el cambio de la zona B incluye tanto los efectos del salario mínimo como otros efectos en el tiempo, de tal forma que si no hubiese habido cambio exógeno del salario mínimo la zona B también hubiese experimentado una bajada del promedio de los salarios de 0.04 pesos: en resumen, el efecto del salto exógeno del salario mínimo ha sido de aumentar el promedio de

los salarios por hora de los asalariados formales en 0.23 pesos por hora que equivale al 1.7% de incremento de los salarios por hora.⁸ Por lo tanto, a causa del salario mínimo, un trabajador que está en este tramo de la distribución y que trabaja 8 horas diarias vería su salario incrementado en unos 2 pesos por día; esta cantidad se acerca mucho al incremento de 1.8 pesos en el salario mínimo en las municipalidades de la zona B a partir de diciembre del 2012. Todos los coeficientes de la cuarta columna en el Cuadro 4 se pueden interpretar de la misma manera.

La Ilustración 8 muestra los cambios porcentuales del salario real a través de la distribución: las barras pertenecen a los mismos porcentajes del Cuadro 4 (columna 4). La línea muestra las mismas estimaciones pero basándonos en una muestra acotada a los trabajadores con jornadas completas (de 35 horas o más por semana).

**Ilustración 8:
DID porcentual por decil (2012Q4-2013Q1) del Salario por hora real**



Nota: Basado en los asalariados formales comparando la zona B con la zona C. Ver columna 4 del Cuadro 4

Según las estimaciones mostradas en la ilustración, se aprecia que el salario mínimo aumentó el salario promedio en el primer decil de la distribución – justo el decil que acoge a al salario mínimo y su vecindad – pero tuvo un efecto casi marginal en los siguientes deciles hasta llegar a la mediana.⁹ A partir de la mediana observamos que el promedio de los salarios aumenta progresivamente desde un 2.1% alrededor de la mediana hasta un 17% en el decil más alto de la distribución. Según nuestro método y nuestras estimaciones los incrementos observados a partir

⁸ Según la especificación en (1), el coeficiente δ equivale a $\partial \ln w / \partial (T.t)$ cuyo denominador implica un cambio discreto del 1 (tratados en tiempo $t=1$) y 0 (cualquier otro grupo en la estimación). Por lo tanto se equipara a $\hat{\delta} = \partial \ln w / \partial (T.t)$ con un cambio porcentual en los salarios dada un cambio en el tratamiento según los tiempos; $\hat{\delta} = \{\partial \ln w / \partial (T, t = 1)\} - \{\partial \ln w / \partial (T, t = 0)\} - \{\{\partial \ln w / \partial (C, t = 1)\} - \{\partial \ln w / \partial (C, t = 0)\}\}$

⁹ En el caso del periodo 2012Q4 – 2013Q1, el salario mínimo en México estaba entre 9.0 y 9.5 pesos por hora trabajada; en este mismo periodo el primer decil de la distribución se sitúa entre 0 y 15 pesos por hora. Por lo tanto el primer decil es el rango que aloja al salario mínimo y su vecindad.

de la mediana tendrían que ser atribuible al impacto del cambio exógeno del salario mínimo. No podemos descartarlo pero tendríamos que preguntarnos por qué aumenta más cuando más nos alejamos de la mediana si en realidad el efecto dominó – cuando existe – se da normalmente en los deciles por debajo de la mediana. Una posibilidad es que la Reforma Laboral de noviembre del 2012 haya tenido un efecto diferenciado en las municipalidades antiguamente clasificadas como zona B si comparamos a estas con el efecto de la Reforma en las municipalidades de zona C. Y que tal efecto diferenciado tenga un impacto positivo y creciente en la distribución salarial. Esta explicación, y no un efecto dominó, sería la más plausible dado los resultados.

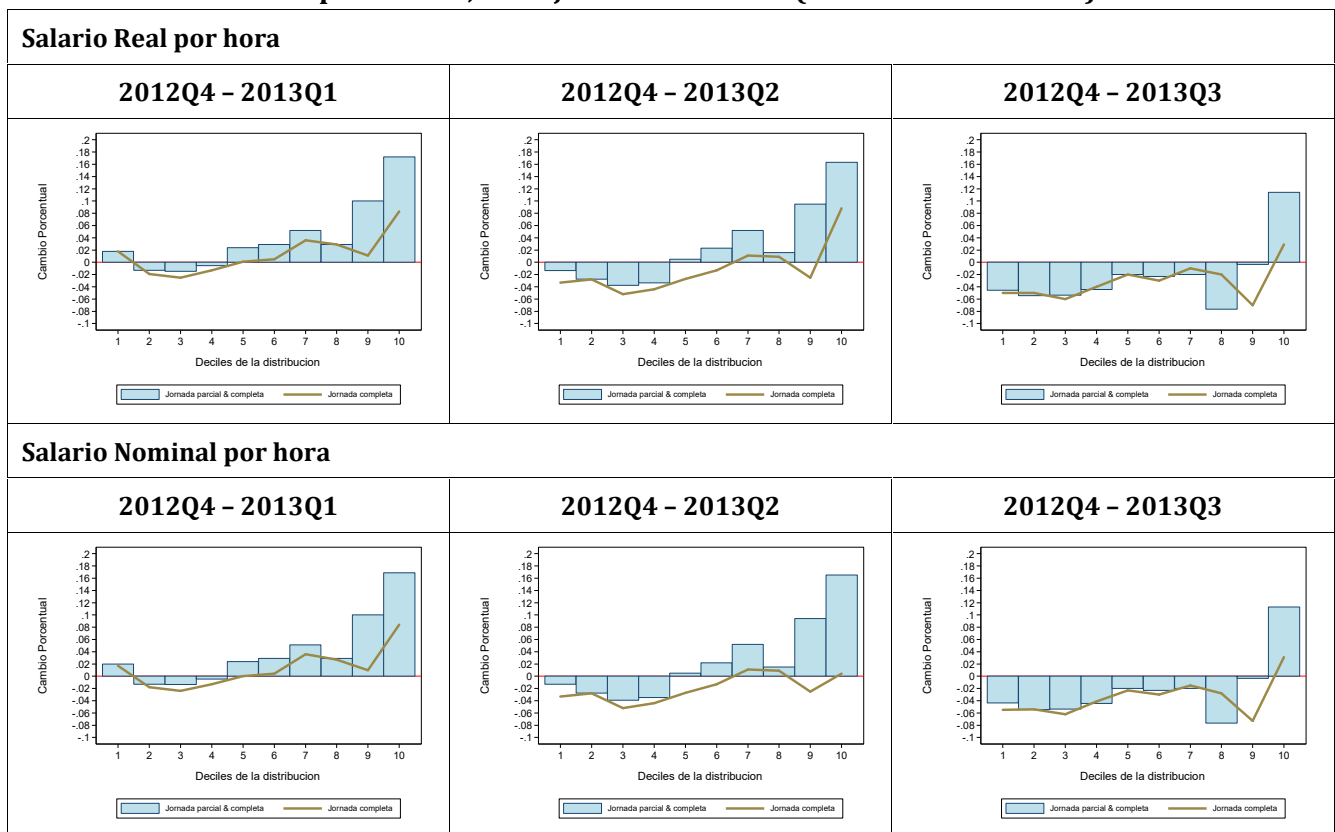
Para poder indagar con más detalle en un posible efecto dominó en la distribución salarial, revisamos estimaciones similares a las expuestas en la ilustración 8 según las diferentes combinaciones de muestras definidas en el Cuadro 3. El Cuadro 5 expone las estimaciones para los asalariados de la economía formal y el Cuadro 6 hace lo mismo pero basándonos en los asalariados de la economía informal.

Las ilustraciones del Cuadro 5 parecen indicar que no se detecta un efecto dominó, ni en términos reales ni en términos nominales; y el resultado y las conclusiones son las mismas tanto si las estimaciones se basan en una muestra completa o en la muestra de trabajadores con jornadas completas. En general, según las evidencias del Cuadro 5 (economía formal) parece ser que en un primer momento (justo en el trimestre después del cambio exógeno del salario mínimo), esto hace que los salarios de los trabajadores en zona B aumenten aproximadamente un 2% comparado con el salario de los trabajadores de zonas C localizados en el primer decil. De todas formas, este incremento relativo en el primer trimestre desaparece en los siguientes trimestres: por ejemplo, en el 2º trimestre de 2013, comparado con los trabajadores de zona C, los trabajadores asalariados de zona B experimentan una bajada de salarios tal que ahora están a 0.7% por debajo del salario promedio de los asalariados en zona C del 1º decil; la bajada en relación a la zona B persiste y en el 3º trimestre ya están el 4% por debajo. Es decir, el efecto del salto exógeno del salario mínimo es solo a corto plazo para aquellos trabajadores que supuestamente han de beneficiarse de ello. En cuanto al efecto dominó, que de existir tendría que detectarse en los tramos hasta llegar a la mediana, no parece ser evidente: del 2º al 5º decil, comparado con los asalariados de municipios de zona C, los asalariados de zona B sufren una bajada en el promedio de sus salarios, tanto a corto plazo (1º y 2º trimestre del 2013) como más a largo plazo (3º trimestre del 2013). Este resultado no es consistente con la existencia de un efecto dominó en la distribución de los asalariados formales. Lo que si se detecta es que los asalariados en la cola alta de la distribución en municipios de zona B experimentan un aumento significativo de sus salarios comparado con los asalariados en municipios de zona C. Este incremento persiste a través del tiempo, sobre todo para los asalariados del 10º decil. Para estos últimos el cambio entre 2012Q4 y 2013Q1 implica un aumento del promedio de salarios del 18% comparado con sus contrapartes de la zona C. Tal aumento sigue presente en el 2º trimestre del 2013 y decae a 12% en el 3º trimestre del 2013. Cabe resaltar que la tendencia se repite tanto para el grupo total como para el grupo de trabajadores con jornadas completas; y que estos resultados son casi idénticos tanto para la variable ‘salario real’ como la variable ‘salario nominal’. Los resultados tendrían que evaluarse en relación a los cambios de política que sucedieron junto con el cambio exógeno del salario mínimo. Es posible que el impacto de la Reforma Laboral del 2012 que ocurrió simultáneamente con el cambio exógeno del salario mínimo esté conduciendo

los resultados. Si la Reforma Laboral tuvo un efecto diferenciado en los municipios de zona B comparados a como afecto a los de la zona C, el valor de $\hat{\gamma}$ es diferente entre las dos zonas y esto es lo que observamos en el Cuadro 5.

El Anexo F muestra las estimaciones si comparamos el cambio de salario entre zonas B y zonas A. En el caso de los asalariados formales, la conclusión es la ausencia de efecto positivo del salario mínimo en el primer decil de la distribución: es decir, los salarios de la parte baja en la zona A aumentaron más que en la zona B, que es la que tendría que haber experimentado un incremento de salario por razones del salto exógeno del salario mínimo en esta zona. También hay ausencia del efecto dominó en la parte baja de la distribución comparando a los asalariados entre las dos zonas. En el caso de la comparación de la zona B con zona A se destaca que en el 3^{er} trimestre del 2013 los salarios aumentaron más en la zona B que en la zona A, pero este trimestre está demasiado lejos del cambio exógeno del salario mínimo como para otorgar este cambio al efecto dominó en la distribución.

Cuadro 5: DID por deciles, trabajadores Formales (zona B contra zona C)

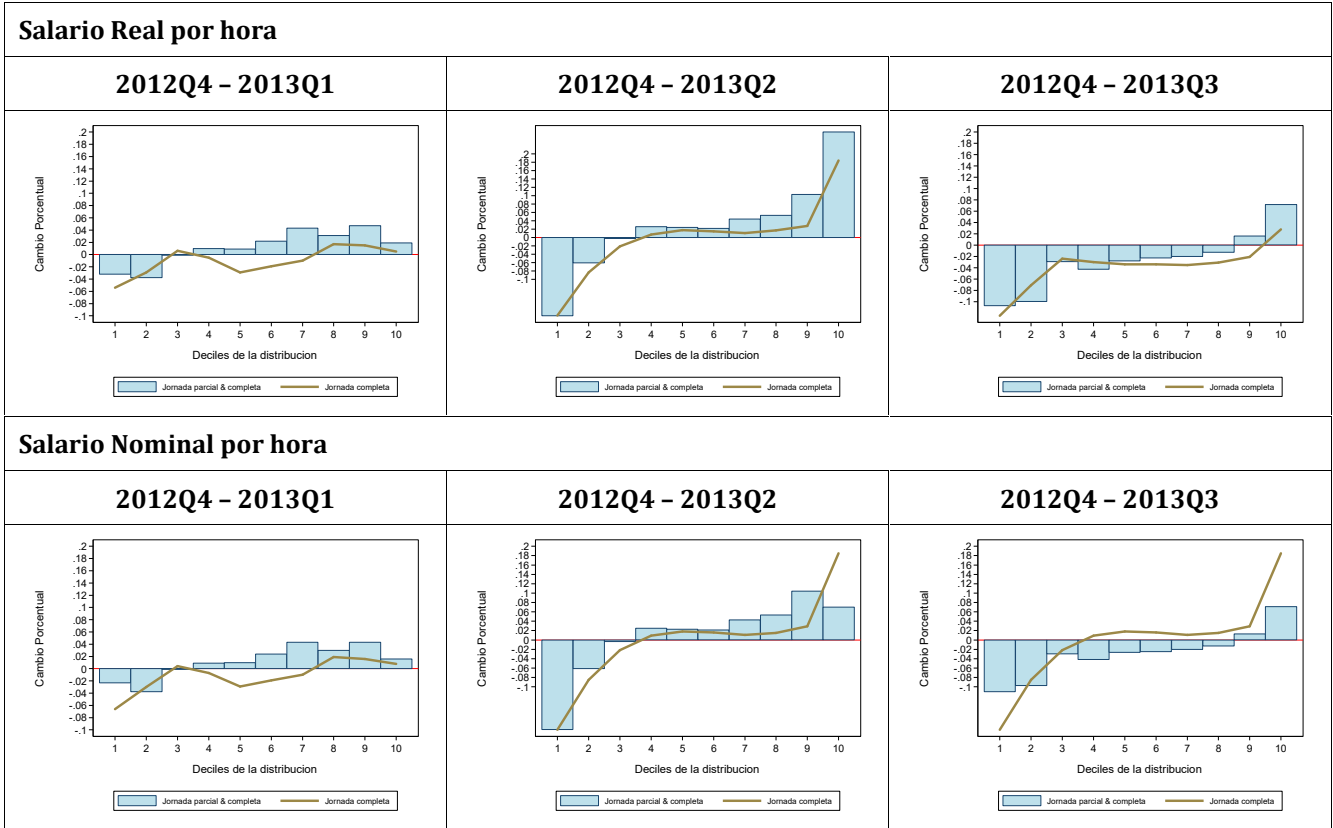


Por ultimo analizamos el posible efecto dominó y el posible efecto faro utilizando la muestra de trabajadores informales. Los resultados se muestran en el Cuadro 6. Según estos resultados no hay efecto faro en México: o por lo menos no se detecta un efecto positivo en la cola de la distribución de los asalariados informales sino más bien lo contrario. Según las estimaciones, si comparamos el cambio promedio de salarios en el 1^{er} decil de la distribución de los informales, vemos que el salario de estos pierde en relación a los informales de la zona C; en el 1^{er} trimestre

de 2013 la pérdida es de un 2.5%; en el 2º trimestre la pérdida aumenta un 17.5% hasta llegar a un diferencial del 20% comparado con los asalariados de la zona C; en el 3er trimestre del 2013 la pérdida es menor con salarios que están por debajo del 10% del promedio de los salarios de los asalariados informales del 1er decil de la zona C. Observamos que la bajada de salarios entre los informales de la zona B (en relación a los informales de la zona C) se da tanto en el 1º como en el 2º decil, y que no hay cambio significativo en los primeros 5 deciles. Por lo tanto las evidencias según la comparación con la zona C inducen a pensar que en el caso de México no se detecta un efecto faro ni un efecto dominó en la distribución salarial de los informales.

Por otro lado, el Anexo G muestra la misma comparación pero esta vez utilizamos a los asalariados informales de la zona A como controles comparativos de cambios en los municipios de la zona B. En este caso sí que se podría concluir que hay un efecto faro e incluso un efecto dominó: los salarios del primer decil aumentan comparados con los asalariados informales de la zona A y también aumentan los salarios de deciles por debajo de la mediana. Pero debemos destacar lo siguiente: hay que tener cautela cuando tomamos la zona A como punto comparativo – tanto de los formales como de los informales. Los municipios de zona A son aquellos que demostraban tener un alto grado de desarrollo que a su vez pueden haberse más impactados por la Reforma Laboral, y en especial con aquella parte de la Reforma que implica formalizar a los trabajadores informales. El hecho que los salarios de los trabajadores informales de la zona A hayan bajado en relación a los salarios de la zona B no implica una mejora para los salarios de los informales en la zona B. Por ejemplo, en la primera ilustración (Cuadro con las estimaciones de los informales, Anexo G) observamos que en relación a la zona A, los informales de la zona B experimentan un incremento de salarios del 16% (1er decil, cambio entre 2012Q4 y 2013Q1). Debajo de esta cifra se esconde lo siguiente: el promedio por hora trabajada de los informales en zona A bajo de 10.5 a 8.8 pesos por hora trabajada, en cambio, para los informales de zona B quedo casi inalterado con 11.1 pesos por hora en 2012Q4 y 11.2 pesos en 2013Q1. El cambio se debe que la diferencia en diferencia implica que comparado los dos grupos, en el tiempo, los informales de la zona B aumentan su salario en 1.82 pesos (el 16% de 11.1). Si este aumento se debiese a un aumento en zona B en relación a zona A, podríamos estar delante de evidencias del efecto faro. Pero las evidencias no son congruentes con un efecto faro (o un efecto dominó a través de los tramos de la distribución cercanos al tramo del salario mínimo).

Cuadro 6: DID por deciles, trabajadores Informales (zona B contra zona C)



4. Comentarios

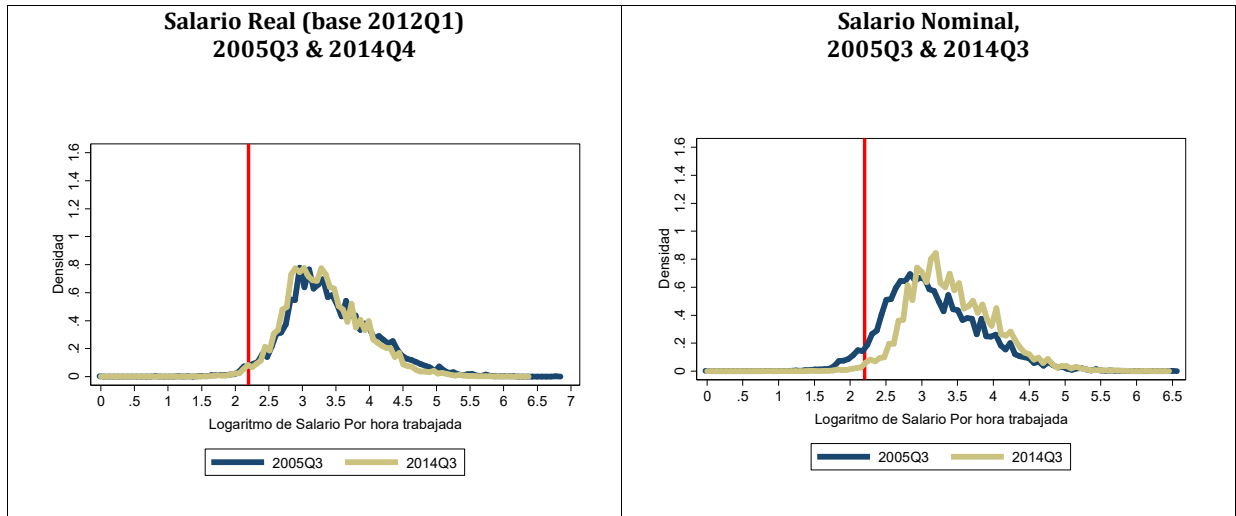
El propósito de este informe es de proporcionar elementos empíricos que determinen si el efecto domino está presente en la distribución salarial de México (para los asalariados formales o informales) así como determinar si hay efecto faro en la distribución salarial de los informales.

Según las evidencias empíricas de este informe no parecen haber indicios de un efecto domino o un efecto faro. Si tomamos a los asalariados formales, las estimaciones muestran que a causa de un aumento del salario mínimo aquellos asalariados que están en el primer decil de la distribución experimentan un leve incremento salarial – en promedio – que apenas alcanza el 2%. Pero el incremento es solo a corto plazo y desaparece en un periodo de 6 meses. Los deciles que le siguen al primer decil y hasta llegar a la mediana no incrementan con el salario mínimo, como sería de esperar si existiese un efecto domino significativo. Esto es evidente tanto para los asalariados formales, como para los informales; también si consideramos salarios reales o salarios nominales, y tanto si realizamos nuestras estimaciones con todos los asalariados como si las realizamos restringiendo el grupo de asalariados a aquellos que son trabajadores con jornadas completas.

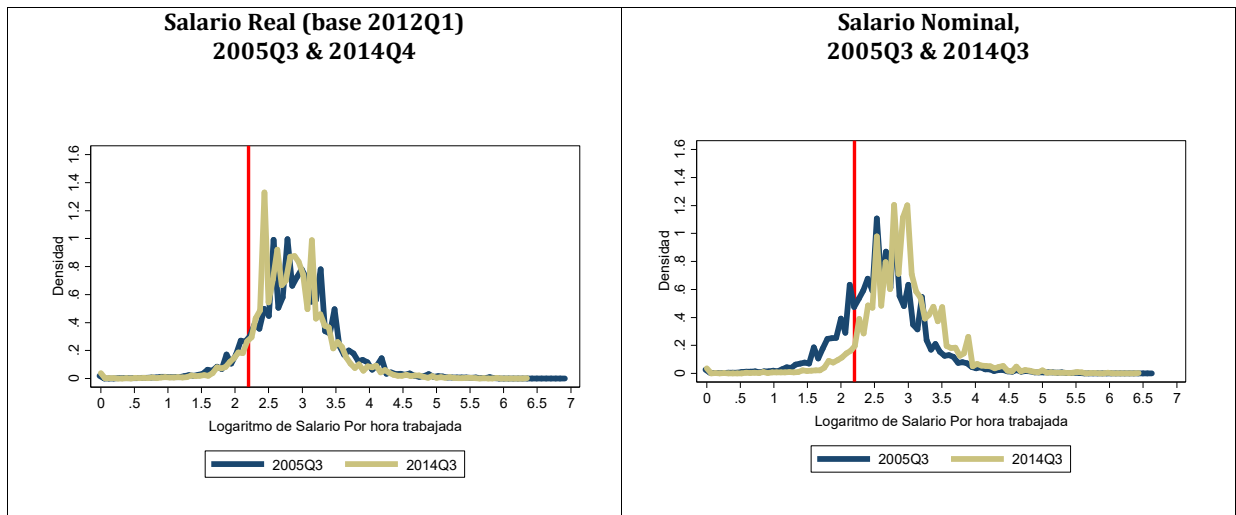
Nuestras estimaciones también detectan un incremento salarial en la cola alta de los asalariados de la zona B – comparando estos con asalariados de la zona C o la zona A. Pero este beneficio se detecta después del salario mínimo y persistente a través del tiempo. Por lo tanto no es razonable pensar que este cambio es debido al cambio en la política salarial sino a otros cambios que han acontecido a través del tiempo, por ejemplo, la posibilidad que la Reforma Laboral de noviembre de 2012 haya tenido un impacto más positivo en la distribución salarial de la zona B comparado con otros municipio clasificados en otras zonas de salario mínimo.

Anexo A: Distribuciones Salariales a través del tiempo (salario por hora trabajada, todos los trabajadores asalariados)

Formales

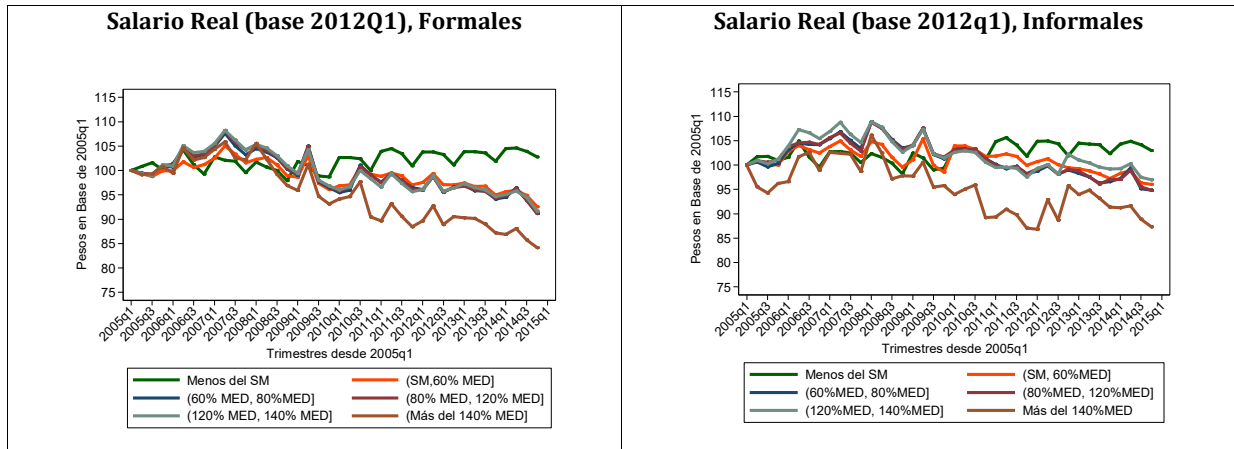


Informales

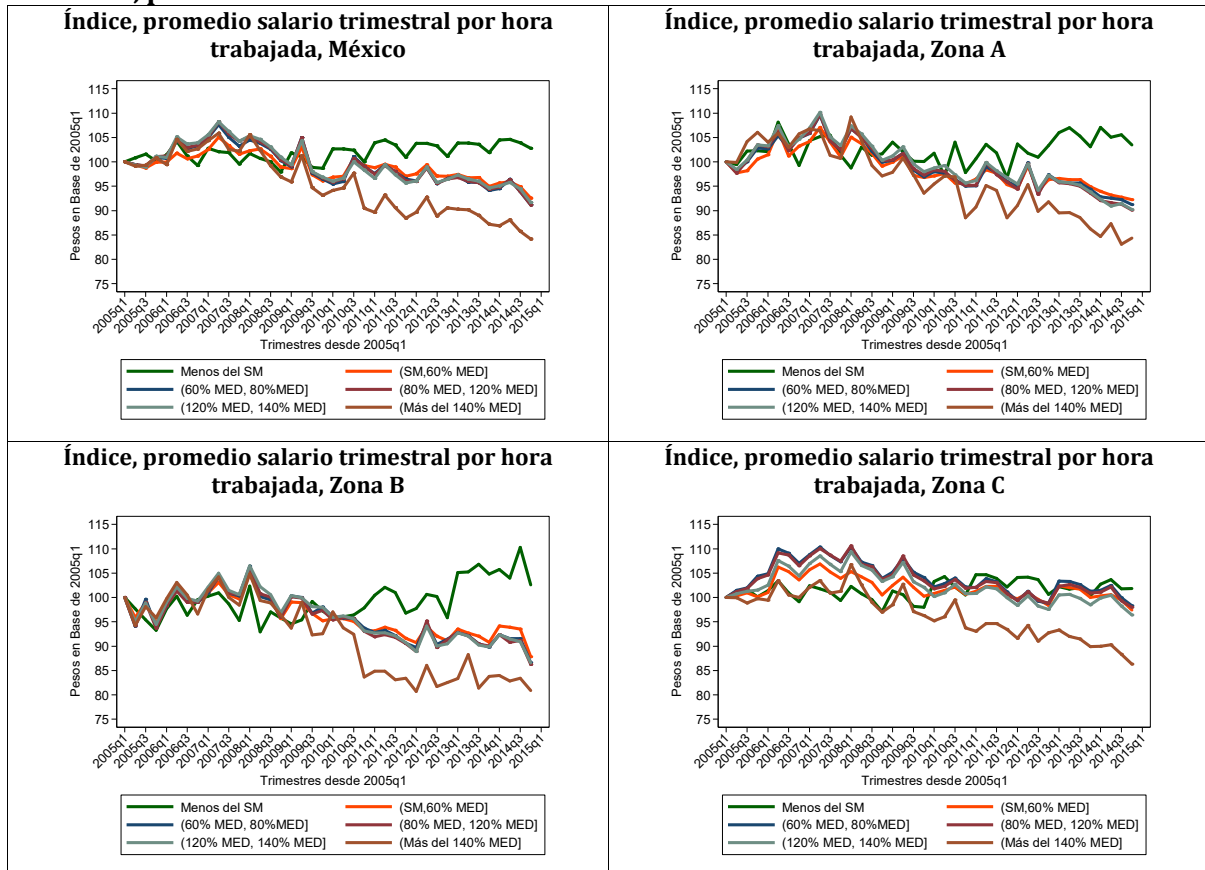


Anexo B: Evolución del salario real (salario por hora trabajada, todos los trabajadores asalariados)

Formales e informales, México

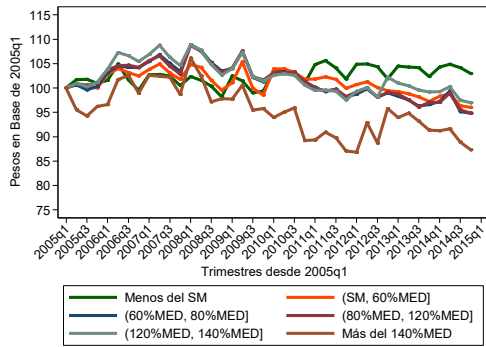


Formales, por zona de salario mínimo

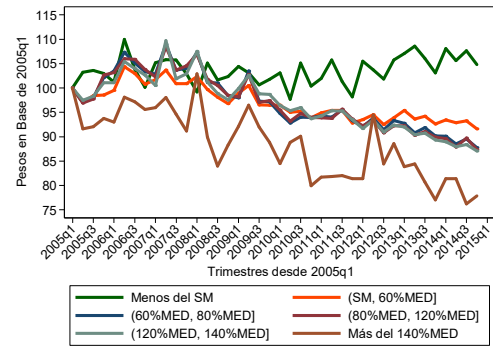


Informales, por zona de salario mínimo

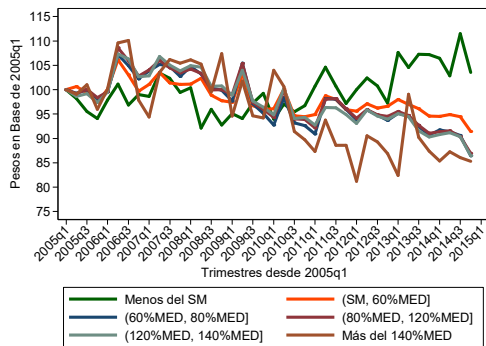
Índice, promedio salario trimestral por hora trabajada INFORMALES, México



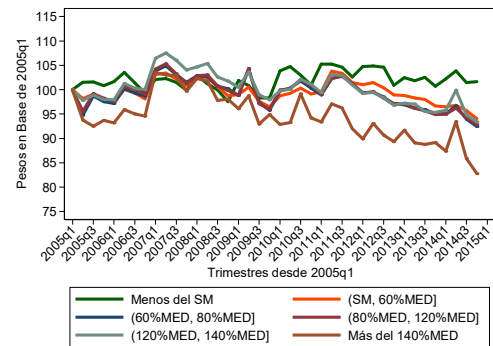
Índice, promedio salario trimestral por hora trabajada INFORMALES, Zona A



Índice, promedio salario trimestral por hora trabajada INFORMALES, Zona B



Índice, promedio salario trimestral por hora trabajada INFORMALES, Zona C



Anexo C: Distribuciones Salariales a través del tiempo (salario nominal por hora trabajada)

Ilustración 2:
Distribución salario por hora nominal de los asalariados, 2012Q3

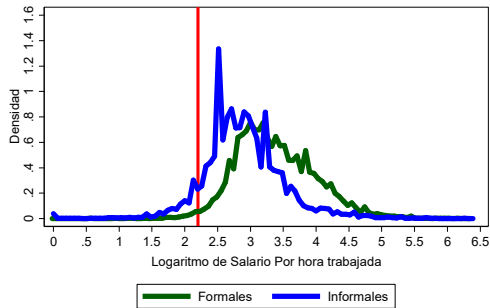


Ilustración 3:
Distribución salario por hora nominal de los asalariados con jornadas completas, 2012Q3

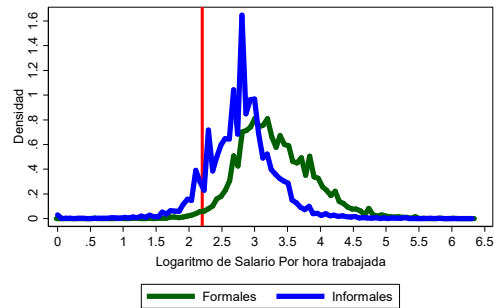


Ilustración 4:
Distribución salario por hora nominal de los asalariados, 2013Q3

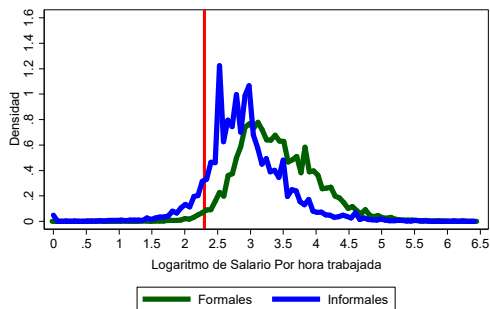


Ilustración 5:
Distribución salario por hora nominal de los asalariados con jornadas completas, 2013Q3

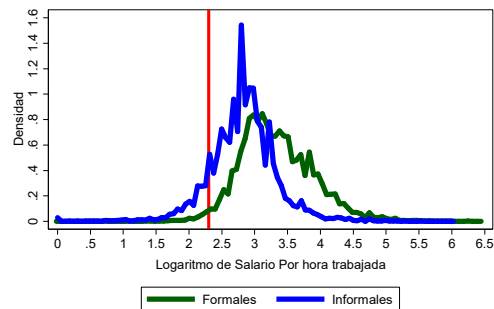


Ilustración 6:
Distribución salario por hora nominal de los asalariados, 2014Q3

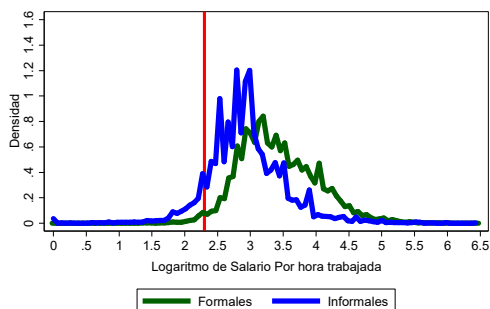
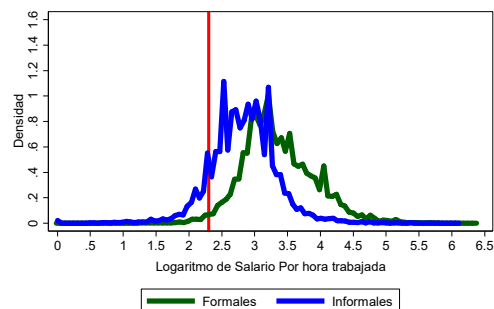
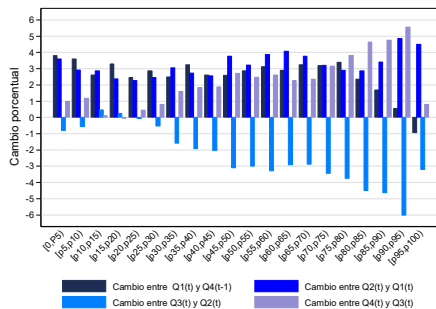


Ilustración 7:
Distribución salario por hora nominal de los asalariados con jornadas completas, 2014Q3

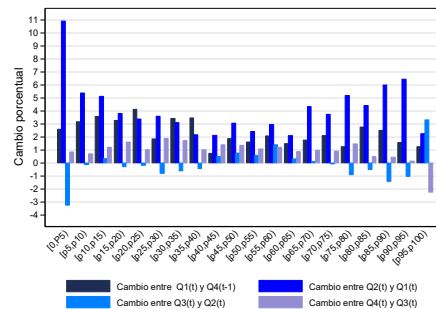


Anexo D: Cambios en el promedio salarial en los percentiles de la distribución entre trimestres adyacentes (salario nominal por hora)

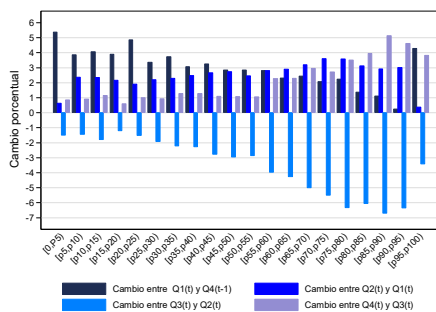
Formales
2005Q4 - 2006Q4



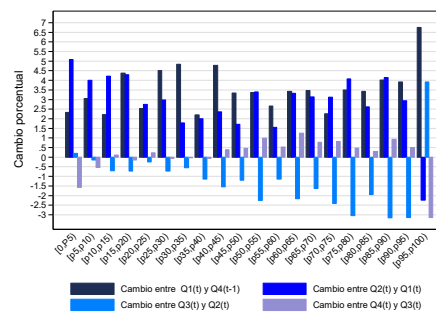
Informales
2005Q4 - 2006Q4



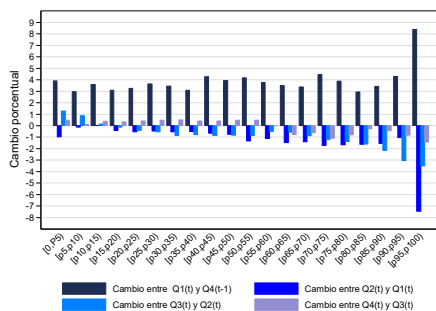
Formales
2006Q4 - 2007Q4



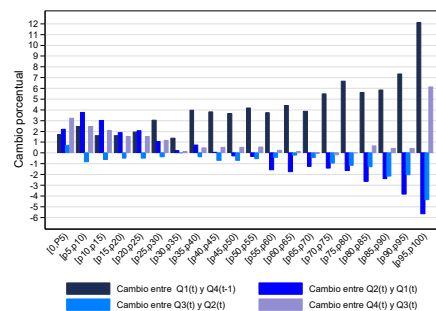
Informales
2006Q4 - 2007Q4



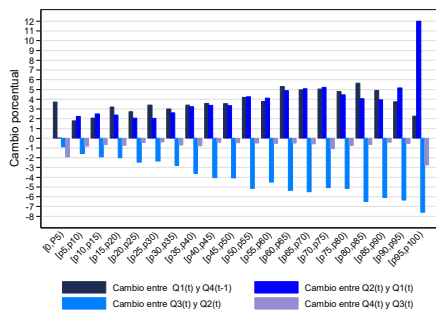
Formales
2007Q4 - 2008Q4



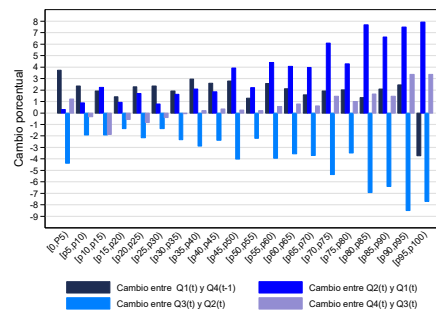
Informales
2007Q4 - 2008Q4



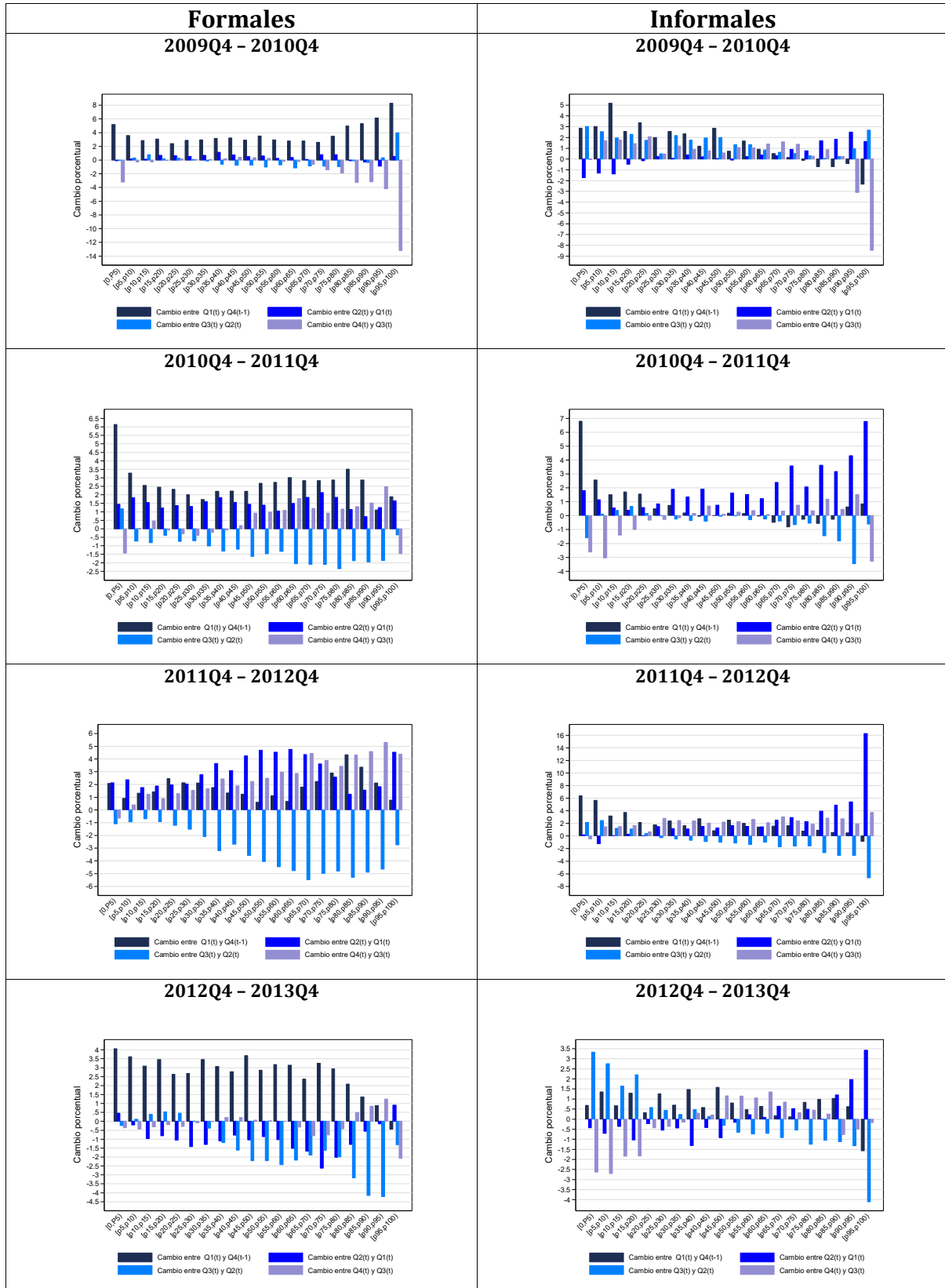
Formales
2008Q4 - 2009Q4



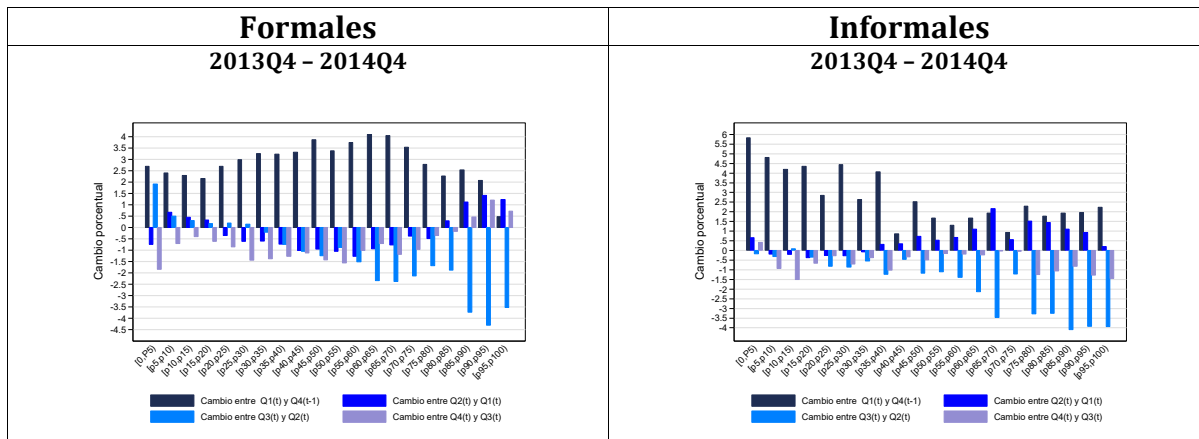
Informales
2008Q4 - 2009Q4



Continúa, Anexo D



Continúa, Anexo D



Anexo E

Descripción de la muestra

	Tratados: Zona B en Noviembre de 2012				Controles: Zona A				Controles: Zona C			
	T=0	T=1 (Q1)	T=1 (Q2)	T=1 (Q3)	T=0	T=1 (Q1)	T=1 (Q2)	T=1 (Q3)	T=0	T=1 (Q1)	T=1 (Q2)	T=1 (Q3)
Unidades en la muestra según Estado Federal												
Jalisco	2,416	3,312	3,330	3,399	--	--	--	--	712	1,063	1,050	1,112
Nueva León	2,310	3,201	3,282	3,322	--	--	--	--	688	980	1,048	1,118
Sonora	2,278	3,167	3,199	3,062	262	400	406	414	83	79	82	96
Tamaulipas	1,386	1,937	1,968	1,922	547	852	965	1,013	227	351	313	286
Veracruz	107	131	105	85	167	224	277	254	2,380	3,295	3,266	3,274
Salario por hora (pesos)												
Promedio Real												
Formales	36.2	37.5	37.9	36.2	34.8	34.9	35.9	33.4	35.8	33.7	33.9	34.8
Informales	26.2	26.3	29.6	27.2	24.9	23.4	23.4	23.4	20.9	20.9	20.4	21.7
Promedio Nominal												
Formales	37.1	38.9	39.5	37.8	35.6	36.2	37.4	34.8	36.6	34.9	35.4	36.3
Informales	26.8	27.3	30.9	28.3	25.4	24.3	24.4	24.5	21.4	21.7	21.3	22.7
Factores condicionantes												
Número de hijos	1.1	1.1	1.1	1.1	1.2	1.1	1.1	1.1	1.2	1.2	1.2	1.2
Casado	57%	56%	56%	56%	59%	61%	63%	64%	61%	61%	60%	60%
Hombre	60%	60%	59%	60%	62%	62%	62%	63%	64%	65%	64%	63%
Edad	36	36	36	36	37	36	36	36	35	36	36	36
Años de educación	11	11	11	11	10	10	10	10	9	9	9	9
Horas trabajadas	44	43	43	44	45	45	45	46	43	44	43	43
Grado de urbanización												
Urbano Alto	87%	88%	86%	88%	73%	75%	69%	68%	19%	21%	21%	21%
Urbano Medio	4%	6%	6%	6%	21%	17%	18%	19%	30%	28%	28%	28%
Urbano Bajo	5%	3%	4%	4%	2%	3%	8%	8%	24%	22%	20%	21%
Rural	4%	4%	4%	3%	4%	5%	4%	5%	27%	29%	30%	30%
Industria												
Agropecuaria	3%	4%	3%	2%	4%	2%	2%	2%	19%	19%	18%	17%
Manufactura	23%	23%	24%	24%	25%	28%	31%	33%	13%	14%	15%	16%
Construcción	8%	7%	7%	8%	9%	7%	7%	7%	10%	9%	8%	8%
Comercio	21%	22%	21%	22%	19%	20%	19%	20%	19%	18%	19%	18%
Transporte & comunica	6%	6%	5%	6%	7%	9%	8%	7%	6%	5%	6%	5%
Negocios y financieras	11%	10%	11%	10%	7%	6%	5%	4%	4%	4%	4%	5%
Servicios (excluye TD)	17%	17%	17%	17%	17%	17%	17%	17%	13%	14%	15%	16%
Trabajadora domestica	7%	7%	7%	6%	8%	7%	7%	6%	10%	9%	9%	9%
Administración publica	5%	5%	5%	5%	4%	4%	5%	5%	5%	7%	7%	7%
Ocupación												
Alta capacitación	16%	16%	16%	15%	10%	13%	12%	12%	10%	11%	12%	12%
Mediana capacitación	61%	62%	63%	64%	60%	61%	61%	62%	44%	45%	47%	48%
Baja capacitación	19%	18%	18%	18%	25%	23%	23%	23%	27%	24%	22%	22%
No requiere capacitación	3%	4%	3%	3%	5%	4%	4%	3%	19%	20%	19%	18%

Nota: Los Estados Federales de Jalisco y Nueva León solamente contienen municipalidades de zona A y C - en relación al periodo anterior a noviembre de 2012. Todas las estimaciones están basadas en la muestra ponderada con el factor de expansión para la población.

Anexo F

Estimación de Diferencia en Diferencia, Por deciles de la distribución salarial, Expresión (1)

Variable Dependiente: Salarios Reales por Hora trabada

Muestra: Todos los Trabajadores formales entre el trimestre 4 del 2012 y el trimestre 1 del 2013

Parámetro del efecto del salario mínimo en el salario promedio: [Zona B] \times [t=1] (δ)

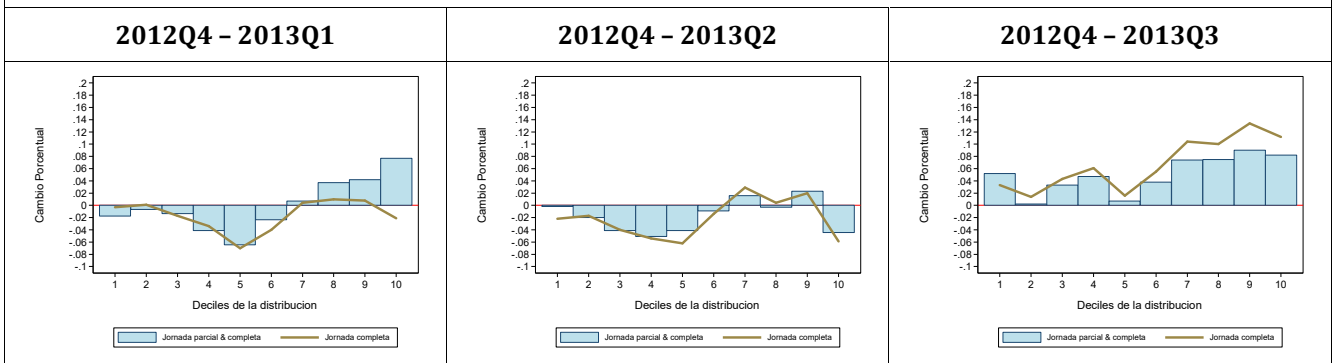
	1er DECIL		2o DECIL		3er DECIL		4o DECIL		5o DECIL		6o DECIL		7o DECIL		8o DECIL		9o DECIL		10o DECIL	
Constante, ($\hat{\alpha}$)	2.46	0.19	2.76	0.04	2.97	0.02	3.03	0.02	3.19	0.02	3.32	0.02	3.51	0.02	3.76	0.04	4.11	0.05	4.04	0.19
t=1, ($\hat{\gamma}$)	0.00	0.04	0.04	0.01	0.03	0.01	0.03	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.06	0.01	0.14	0.04
[Zona B] \times [t=1], ($\hat{\delta}$)	0.02	0.04	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.03	0.01	0.05	0.01	0.03	0.01	0.10	0.01	0.17	0.04
Zona B = 1	0.11	0.04	0.14	0.01	0.14	0.01	0.13	0.00	0.09	0.01	0.07	0.00	0.04	0.01	0.05	0.01	0.02	0.01	0.14	0.05
No. Niños en el hogar	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01
Casado	0.02	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.02
Hombre	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.04	0.02
Edad	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01
Edad al cuadrado	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Agropecuaria	0.20	0.09	0.05	0.03	0.05	0.01	0.03	0.01	0.01	0.02	0.05	0.01	0.03	0.02	0.07	0.02	0.00	om	0.63	0.15
Manufatura	0.13	0.08	0.04	0.03	0.04	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.03	0.01	0.03	0.01	0.06	0.01	0.00	0.02	0.46	0.06
Construcción	0.15	0.09	0.05	0.04	0.03	0.01	0.00	0.01	0.02	0.01	0.02	0.01	0.03	0.01	0.06	0.01	0.00	0.02	0.35	0.05
Comercio	0.11	0.06	0.05	0.03	0.04	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.03	0.01	0.03	0.01	0.09	0.01	0.01	0.03	0.47	0.06
Transporte & Comunicación	0.12	0.07	0.04	0.03	0.03	0.01	0.00	0.01	0.02	0.01	0.03	0.01	0.02	0.01	0.06	0.01	0.01	0.02	0.46	0.07
Servicio negocios	0.10	0.07	0.05	0.03	0.04	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.03	0.01	0.02	0.01	0.06	0.01	0.00	0.02	0.45	0.08
Otros servicios	0.14	0.06	0.04	0.03	0.04	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.03	0.00	0.03	0.01	0.06	0.01	0.00	0.02	0.28	0.06
Trabajador doméstico	0.17	0.10	0.04	0.04	0.04	0.01	0.01	0.01	om	0.00	0.01	0.02	0.01	0.04	0.03	0.03	0.05	0.00	om	om

Administración pública	-0.12	0.07	-0.06	0.04	-0.05	0.01	-0.01	0.01	0.01	0.01	-0.03	0.01	-0.04	0.01	-0.05	0.01	-0.10	0.02	0.32	0.07
Años de educación	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00
Horas trabajada semana	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00
Tamaño empresa	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01
Jalisco	0.17	0.05	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.04	0.03
Nuevo León	0.14	0.06	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.02
Sonora	0.15	0.07	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	om	0.01	0.00	0.00	om	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.06	0.03
Tamaulipas	0.11	0.05	0.00	om	0.00	om	0.00	om	0.00	0.01	0.00	om	0.00	0.00	0.00	om	0.00	om	0.00	om
Veracruz	0.00	om	0.00	0.01	-0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.08	0.03
Alto Urbano	-0.03	0.03	0.01	0.01	-0.01	0.00	-0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.09	0.06
Mediano Urbano	-0.05	0.03	0.00	0.01	-0.00	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.02	0.02	0.11	0.06
Bajo Urbano	0.00	om	0.01	0.01	0.00	om	0.00	om	-0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	om	0.00	om	0.00	om	0.00	om
Rural	-0.04	0.04	0.00	om	-0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	om	0.00	om	0.00	0.01	0.02	0.01	0.02	0.02	0.26	0.05
Diagnósticos	1er DECIL No T=1414 No. C=468 Municipios=123 R2:0.15	2o DECIL No T=1368 No. C=470 Municipios=110 R2:0.66	3er DECIL No T=493 No. C=1285 Municipios=116 R2:0.73	4o DECIL No T=1282 No. C=473 Municipios=119 R2:0.75	5o DECIL No T=1331 No. C=521 Municipios=112 R2:0.65	6o DECIL No T=1276 No. C=512 Municipios=116 R2:0.58	7o DECIL No T=1361 No. C=494 Municipios=114 R2:0.41	8o DECIL No T=1362 No. C=553 Municipios=114 R2:0.31	9o DECIL No T=1386 No. C=496 Municipios=113 R2:0.15	10o DECIL No T=1347 No. C=442 Municipios=100 R2:0.15										

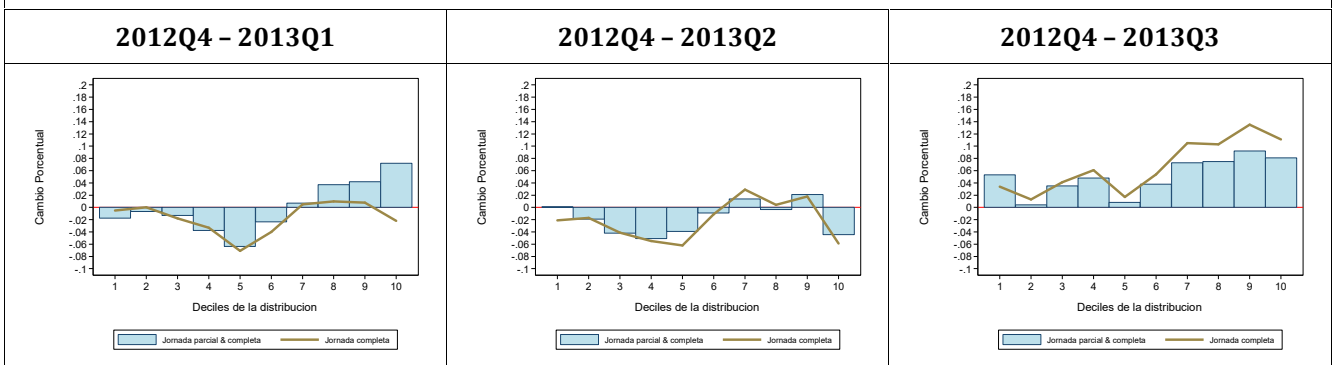
Anexo G

DID por deciles, trabajadores FORMALES (zona B contra zona A)

Salario Real por hora

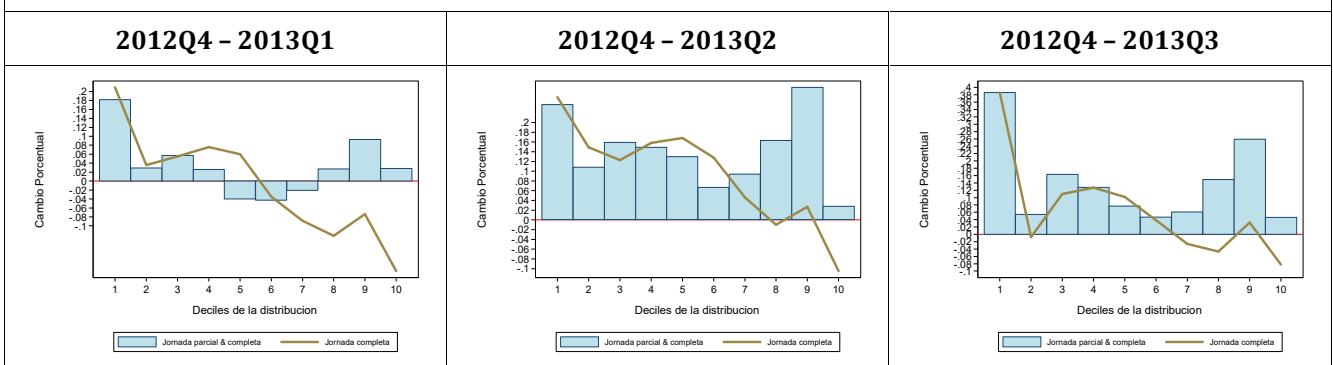


Salario Nominal por hora



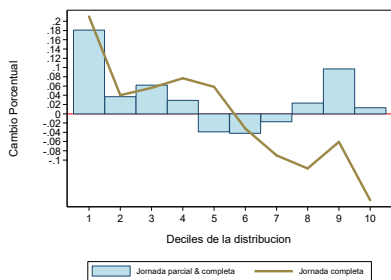
DID por deciles, trabajadores INFORMALES (zona B contra zona A)

Salario Real por hora

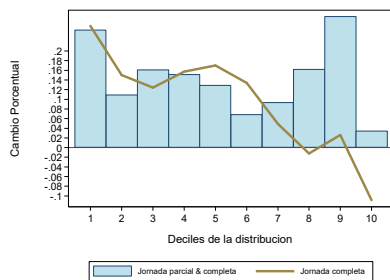


Salario Nominal por hora

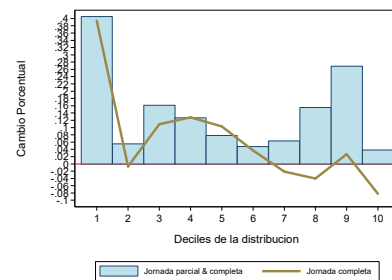
2012Q4 - 2013Q1



2012Q4 - 2013Q2



2012Q4 - 2013Q3



Referencias

- OIT (2015/16), El efecto del salto exógeno en el empleo y la desigualdad salarial, Documento interno preparado para la Comisión Nacional de Salario Mínimo
- OIT (2015/16), El efecto del salario mínimo sobre la demanda de empleo a largo plazo, Documento interno preparado para la Comisión Nacional de Salario Mínimo
- OIT (2015/16), Salario mínimo y empleo: evidencia empírica y relevancia para México, Documento interno preparado para la Comisión Nacional de Salario Mínimo.
- Sanchez-Castañeda, (2014), Los diez temas fundamentales de la reforma labora en materia individual, Friedrich Ebert Stiftung, México
- Wooldridge, J, (2005), Econometric analysis of cross section and panel data, MIT press