

# Salario mínimo, distribución salarial y pobreza en México Un análisis de largo plazo (1950–2018)

| Enrique Hernández Laos\*

## 1. Introducción

Desde la óptica de la teoría neoclásica, el salario es solamente el «precio de un factor más de producción: el trabajo»,<sup>2</sup> y desde la perspectiva marxista el «salario no es más que la forma transfigurada del valor o precio de la fuerza de trabajo».<sup>3</sup> Desde ambas perspectivas, además del papel central que el salario adopta en sus respectivas teorías del valor, toma un sentido práctico muy relevante en la lucha de los capitales por mantenerse en el mercado. En este sentido, un menor ‘salario’ por unidad de tiempo (o por unidad de producto generado), puede traducirse en una mayor ganancia, en un caso a consecuencia de los menores costos de producción que implica o a consecuencia de la mayor plusvalía absoluta que genera.<sup>4</sup>

Por ello, más allá de la función desempeñada en la esfera de la teoría del valor de ambos enfoques, el salario, en una acepción pragmática y en términos agregados, al formar parte de los ‘costos primos’ de las empresas e industrias domésticas,<sup>5</sup> incide de manera determinante en el proceso de competencia con

---

\* Profesor-investigador de la Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa. (SNI-III). Ciudad de México, abril 15 de 2020.

<sup>2</sup> Stiglitz (2002:10).

<sup>3</sup> Marx (1968: I, XIX: 462).

<sup>4</sup> En el caso neoclásico se afirma, por ejemplo: «Un empresario tendrá el interés de alquilar [los servicios de] un trabajador cuando el ingreso que éste genere sea mayor de lo que (al empresario) le cuesta contratarlo» (Cahuc y Zylberberg, 2004: 172). Para Marx, la ‘forma salario’ es el vehículo que elimina todo rastro de la división de la jornada laboral entre el trabajo necesario y el plus-trabajo, es decir, entre trabajo pagado y no pagado. Todo el trabajo aparece como trabajo pagado» (Marx, *Ibid.*).

<sup>5</sup> Keynes (1964: 53).

importaciones en los mercados domésticos o como exportaciones domésticas en mercados extranjeros.<sup>6</sup>

Por otra parte, los cambios en las remuneraciones salariales, al variar el valor agregado de la economía, inciden en la corriente de ingresos y afectan el nivel de precios de los bienes-salario y, por tanto, el poder adquisitivo de los asalariados, sus niveles de bienestar y la tasa de pobreza de la población. Por ello, resulta de interés examinar la relación que guarda la evolución del salario mínimo real con la registrada por los salarios manufactureros reales, las condiciones medias del empleo, de la productividad laboral y los niveles medios de bienestar de los hogares mexicanos.

En el presente texto ofrecemos algunas reflexiones analíticas sobre lo anterior, en el contexto de largo plazo abarcado por las casi siete décadas del periodo 1950 a 2018. El contenido del artículo es el siguiente: en el siguiente apartado ofrecemos una breve reflexión teórica y algunos antecedentes empíricos, que resultan de interés para los análisis subsiguientes. En el tercer apartado describimos las tendencias de largo plazo de los salarios en México, tanto los mínimos y los salarios manufactureros en términos. En el cuarto inciso se bosquejan las tendencias seguidas por la productividad laboral, y en el quinto apartado examinamos la relación entre la evolución de los niveles salariales y los patrones de bienestar de la población nacional, marcados por las líneas de bienestar trazadas por el Consejo Nacional de Evaluación de la Política Social (CONEVAL). En el último apartado ofrecemos una breve recapitulación sobre los análisis presentados a lo largo del texto.

## 2. Bases teóricas y antecedentes empíricos

En el modelo sencillo de oferta y demanda en mercados de competencia pura de los libros de texto de Economía, suele afirmarse que un aumento del salario mínimo se constituye, invariablemente, en un *piso* para los salarios; en consecuencia, cabría esperar que produjese una disminución de la demanda de trabajadores, acompañada de un aumento del número de éstos dispuestos a trabajar por el mayor salario, es decir, bien puede producir un aumento del desempleo (Brown, Gilroy y Kohen, 1982: 487).

---

<sup>6</sup> Hernández Laos (2000: 25–28).

En efecto, a partir de la década de los ochenta, el análisis del mercado laboral se extendió de manera significativa, impulso que ha permanecido hasta nuestros días, mucho más allá del análisis muy común hasta ahora de los efectos del salario mínimo en caso del monopsonio predicho por Stigler hacia finales de los años cuarenta.<sup>7</sup> Posteriormente, los modelos sencillos de oferta y demanda se ampliaron, mediante el análisis de 'shocks', hacia modelos de dos sectores (uno cubierto y otro no cubierto por el salario mínimo) y se introdujeron modelos con análisis de colas para los sectores protegidos. Empero, para algunos autores, estas extensiones aportan, por lo general, 'escasas conclusiones adicionales' (*Ibid.*, 493).<sup>8</sup>

Medellín Ruiz (2002), por otra parte, concluye afirmando que

---

<sup>7</sup> Hacia mediados del siglo pasado, Stigler (1946) y Lester (1947) argumentaron la posibilidad teórica de que el establecimiento de un salario mínimo por arriba del salario de equilibrio podría tener un efecto contrario, es decir, aumentar el empleo, en el caso de mercados de carácter oligopsonico. En ese caso, argumentaron, si los empleadores no minimizan costos, para compensar el aumento del salario mínimo posiblemente respondan aumentando la productividad de sus operaciones. En ese caso, el *shock* podría reducir el *desempleo*; sin embargo, ambos autores reconocen, ese resultado no es frecuente; en todo caso, se argumenta, la existencia de salario mínimo en presencia de monopsonio puro suele ignorarse, por considerarse como un caso de limitada importancia en la práctica (Boeri y van Ours, 2008: 36).

<sup>8</sup> Otros modelos de análisis, aplicando ajustes desfasados, al partir de bases teóricas no muy claramente discutidas, resultan menos plausibles. Por otra parte, se ha buscado concluir que lo que se afecta con los aumentos del *sm* no es el empleo directamente, sino lo que se ve afectada es la tasa de reemplazo del *turover* de los que se van saliendo del empleo y son sustituidos por nuevos trabajadores. Por ejemplo, Manning (2016) afirma que buena parte de las investigaciones empíricas sobre los efectos del *sm* sobre el empleo fallan en demostrar las supuestas consecuencias negativas que muchos economistas suponen. En este sentido, Manning enfatiza que ello obedece a la forma de la especificación de la ecuación (de regresión) que suele utilizarse en este sentido, y que una especificación razonablemente más compleja podría demostrar que el efecto del salario mínimo sobre el empleo puede llegar a ser negativo hasta cierto punto nada más; a partir de ese punto, sin embargo, a mayores aumentos del salario mínimo, el efecto suele quedar, por lo regular, indeterminado. En suma, para Manning (2016: 16) cualquier estimación econométrica de los efectos del *sm* sobre los salarios y el empleo, de las personas jóvenes quinceañeros, que muestre un efecto negativo sobre el empleo, no puede ser robusta a cualquier variación de la especificación de la ecuación correspondiente. Por ello, para este autor, el argumento de que el efecto en el empleo pudiera ser no-negativo, continúa siendo materia de duda para diversos investigadores. Sin embargo, en nuestra opinión, debe haber algún nivel del salario mínimo, a cuyos aumentos posteriores el empleo tendería a declinar, y en ocasiones de manera significativa.

[...] el efecto neto sobre los ingresos de los trabajadores es incierto: mientras unos trabajadores son despedidos, otros pierden su empleo y con ello reducen sus ingresos. Además, los incrementos del salario mínimo por encima del salario de equilibrio, tenderán a aumentar los costos laborales y a presionar al alza los precios de los bienes y servicios, deteriorando el poder adquisitivo de los trabajadores.

Empero, reconoce que en análisis aplicados lo anterior sólo se confirma en ocasiones. Por ejemplo, cita a Neumark y Wascher (1995b), quienes encuentran que un aumento de SM reduce el empleo, en tanto que Michl (2000) concluye que tales aumentos no reducen el empleo, pero sí las horas trabajadas y, en general, muy diversos trabajos muestran resultados ambiguos.<sup>9</sup> Meer y West (2013) confirman, de manera palmaria, las conclusiones anteriores. En su interesante recuento de la literatura revisada sobre los efectos del salario mínimo, infieren el muy escaso consenso sobre el grado en que el piso ofrecido por el salario mínimo impacta el empleo. No obstante, los autores argumentan, el efecto a revisión se materializa en el tiempo, con cambios más en el crecimiento que de manera instantánea sobre los niveles de empleo.<sup>10</sup>

Boeri, Garibaldi y Ribeiro (2011), por otra parte, en un contexto teórico sostienen que, en una economía dualista con elevada participación de empleo informal, la introducción de un salario mínimo tenderá a deprimir los salarios en el segmento del mercado de trabajo en el que no es obligatorio el cumplimiento

---

<sup>9</sup> Medellín Ruiz (2002) da cuenta de que, de 32 estudios revisados, en la mitad de éstos el aumento del salario mínimo se acompaña de reducciones del empleo; en varios la reducción del empleo sólo es en casos de adolescentes y jóvenes; en 10 investigaciones adicionales no se impacta el empleo, y en 6 de éstas, por el contrario, los aumentos del salario mínimo se asocian con *aumentos* del empleo. Pareciera haber consenso, concluye, que el mayor efecto se provoca en el empleo de adolescentes con poca experiencia y poca capacitación, es decir, en ocupados que reflejan baja productividad, que (se supone) es por lo que perciben los salarios más bajos.

<sup>10</sup> Las simulaciones presentadas por estos autores sugieren, en efecto, que las especificaciones (econométricas) generalmente empleadas en la literatura, no capturan adecuadamente los verdaderos efectos de los aumentos del salario mínimo sobre el empleo. Al utilizar tres paneles de entidades geográficas con datos administrativos, los autores encuentran que el salario mínimo reduce el *crecimiento* del empleo a lo largo de periodos de varios años, y estos efectos son más pronunciados para los trabajadores jóvenes en industrias con una elevada proporción de trabajadores con bajos salarios.

de esta regulación laboral. Sin embargo, hacen notar estos autores, en países de América Latina los aumentos del salario mínimo también repercuten en el sector informal, lo que explican en términos del ‘efecto de *Lighthouse*’; es decir, al aumentar el salario mínimo induce a los trabajadores informales a exigir aumentos salariales, lo que podría implicar que éstos retienen un poder sustantivo de negociación, suficiente (o mayor) para superar el efecto negativo que puede recibirse por la oferta del aumento salarial.<sup>11</sup>

Además, suele argumentarse que, en mercados competitivos, el aumento en el salario mínimo no sólo podría reducir el empleo, sino además disminuye la *eficiencia* del mercado laboral, la cual se ve desfavorablemente afectada, porque algunos individuos cuyo ‘producto marginal’ excede su salario de reserva, les resulta muy difícil (imposible) encontrar trabajo. En general, al examinarse el caso de los mercados laborales en condiciones de monopsonio, un mayor salario mínimo, además de aumentar el empleo y la eficiencia del mercado laboral, se encuentra que sus efectos se extienden también a las remuneraciones salariales en general, como consecuencia de la menor eficiencia que se provoca sobre el mercado laboral.<sup>12</sup>

En los últimos años, también se han analizado algunos efectos de los salarios mínimos sobre el bienestar y la distribución del ingreso de los Hogares. En este caso, el salario mínimo sólo incide en la parte baja de la distribución salarial, es decir, sólo toma en cuenta la posición de los trabajadores de bajos salarios en esa

---

<sup>11</sup> Lo anterior se explica, según Boeri, Garibaldi y Ribeiro (2011), porque el aumento del salario mínimo hace que una parte de los que trabajan en el sector formal pasen a la informalidad y, a la inversa, otros que laboran en la informalidad (sin habilidades suficientes) pasen a la formalidad con los nuevos niveles de salario mínimo; el efecto *Lighthouse* puede prolongarse por algún tiempo. Los autores sostienen que, aunque «el salario mínimo puede no tener efectos negativos en los *mercados laborales dualistas*, en los cuales el salario mínimo (a pesar de no aplicar) a los segmentos informales, suele generar importantes desbordamientos (*spillovers*) entre los dos sectores» apoyando lo sostenido varias décadas antes por Gramlich (1976), Mincer (1976) y Welch (1976), en el sentido de que, como respuesta a aumentos en el salario mínimo, los trabajadores desplazados del sector formal buscarían emplearse en el sector no protegido. Los desplazamientos de trabajadores entre los dos segmentos, sin embargo, incrementan las diferencias entre los salarios formales y no formales y, señalan, que el «el mecanismo de ajuste evita la pérdida de empleos sólo en la medida en que se presente perfecta movilidad (de trabajadores) entre los dos sectores.» (Boeri y van Ours, 2008: 37).

<sup>12</sup> Brown, Gilroy y Kohen (1982: 496).

distribución, así como en el empleo y examinan sus repercusiones sobre los índices de pobreza de la sociedad. En esta dirección, Calderón, Chong y Valdés (2005) analizan una muestra de 121 países entre 1945 y 1999, y encuentran que un salario mínimo muy elevado tiende a empeorar la distribución del ingreso.<sup>13</sup> De manera menos enfática, Gindling (2018) sostiene, por ejemplo, que los aumentos en el salario mínimo en países en desarrollo pueden aumentar (o disminuir) la pobreza, dependiendo de las características del mercado laboral. En efecto, señala este autor, la reducción de la pobreza a consecuencia de aumentos de los salarios mínimos depende no sólo de si los trabajadores formales pierden su trabajo como resultado de tales aumentos, sino también del hecho de que éstos vivan en hogares pobres; además, depende de qué tan coercitivo es el cumplimiento de los salarios mínimos y qué tanto los salarios mínimos afectan a los trabajadores informales, así como si existen (o no) las llamadas ‘redes de protección’.<sup>14</sup>

Estudios basados en microdatos de encuestas de hogares, especialmente en países en desarrollo, en los cuales el sector informal es importante, encuentran que los aumentos del salario mínimo, además de disminuir el empleo formal, aumenta los salarios medios del sector informal. La explicación que suele darse a esto estriba en afirmar que el salario mínimo sirve en varios países como salario de referencia en las distintas actividades de la economía, y dentro de éstas, tanto en los empleos formales como informales, a consecuencia del referido *efecto de Lighthouse* en ambos mercados laborales, tanto el formal como el informal (Boeri y van Ours, 2008: 39).<sup>15</sup>

Por último, mención aparte merece el análisis neoclásico de los aumentos del salario mínimo sobre el bienestar y la disminución de la pobreza. En este caso, resulta claro que buena parte de la justificación del salario mínimo radica en sus

---

<sup>13</sup> En contraste, señalan, los aumentos en la membresía de sindicalizados, la importancia del empleo gubernamental y las licencias de maternidad tienden a mejorar la *DY*, aunque esos beneficios por lo general no llegan a los deciles más bajos de la distribución del ingreso.

<sup>14</sup> Con todo, Gindling (2018) sostiene que los aumentos de los salarios mínimos reducen la pobreza en la mayoría de los países en desarrollo; sin embargo, el efecto suele ser por demás modesto, porque el salario mínimo sólo se aplica a una minoría de los trabajadores pobres y, por lo general; no cubre a una parte importante de los sectores informales.

<sup>15</sup> Se citan como relevantes en esta dirección las investigaciones de Lemos (2004) para el Brasil, Gindling y Terrel (2004) para Costa Rica y Jones (1997) para Ghana (véase: Boeri y van Ours, 2008: 39).

posibles efectos orientados a reducir la desigualdad económica de los países. Los estudios en este sentido, sin embargo, no son conclusivos, porque, si el salario mínimo lo recibe una persona en condición de pobreza, tenderá a aumentar su ingreso, ello posiblemente le permita salir de la condición de pobreza, sí y sólo si esa misma persona no pierde su empleo a consecuencia del aumento mismo del salario mínimo.

En el agregado, entonces, el efecto neto dependerá de la repercusión conjunta que tenga el aumento del salario mínimo en el ingreso de quienes lo reciben, como de la pérdida de empleos derivados del mayor salario mínimo (Brown, 1999).<sup>16</sup> En última instancia, dado que la teoría recibida no ofrece resultados no-ambiguos en relación con los efectos del salario mínimo sobre la pobreza, los especialistas recomiendan examinar este aspecto de manera empírica en la práctica.

### 3. Evolución salarial de largo plazo en México

A pesar de que la Constitución de 2017 ya establecía la prescripción del salario mínimo en México, sería hasta 1934 que entró en vigor su instrumentación en la práctica. En sus inicios, la puesta en marcha de esta disposición fue relativamente compleja, al incorporar un elevado número de zonas regionales con relativa autonomía, encargadas cada una de establecer (y vigilar) el cumplimiento de sus respectivos salarios mínimos en dos grandes paneles: uno encargado del salario mínimo rural, y el otro del salario mínimo urbano (Gregory, 1986: 217).

---

<sup>16</sup> Sin embargo, se destaca que en mercados dualistas «un aumento del salario mínimo puede, paradójicamente, provocar en última instancia un aumento de la desigualdad.» (Boeri y van Ours, 2008: 45). Gindling (2018), en términos teóricos, sostiene que los aumentos en el SM en los países en desarrollo pueden aumentar (o disminuir) la pobreza, dependiendo de las características del mercado laboral. La reducción de la pobreza a consecuencia de aumentos de los SM depende no sólo en si los trabajadores formales pierden su trabajo como resultado, sino también en el hecho de que vivan en hogares pobres; qué tanto el cumplimiento de los SM es realmente obligatorio, y qué tanto los SM afectan a los trabajadores informales, así como si existen (o no) redes de protección. Con todo, sostiene que los aumentos de los SM reducen la pobreza en la mayoría de los países en desarrollo; sin embargo, el efecto será modesto, porque el SM sólo se aplica a una minoría de los trabajadores pobres y, por lo general, no cubre a una parte importante de los sectores informales.

Durante muchos años, las revisiones de los salarios mínimos fueron bienales; sin embargo, a consecuencia de las mayores presiones inflacionarias registradas desde principios de los setenta, a partir de 1971 los salarios mínimos se revisarían cada año. Además, la nueva orientación de la política laboral instaurada hacia finales de esa década dio preferencia a criterios de equidad e igualdad en la distribución del ingreso, a fin de desalentar las corrientes migratorias rurales hacia zonas urbanas que se acentuaban ya entre las entidades federativas con mayor y menor nivel de vida (*Ibid.*, 218).

Desde la instauración del organismo público encargado de los salarios mínimos en la práctica en 1962, la Comisión Nacional de los Salarios Mínimos (CONASAMI) ha llevado a cabo considerables modificaciones y ajustes a su marco legal y administrativo, cuya descripción y análisis no nos concierne del todo para los propósitos del presente ensayo. En efecto, nuestro objetivo se orienta más bien, como ya hemos mencionado más arriba, al análisis de la evolución de *largo plazo* de los salarios mínimos reales en nuestro país y, en especial, a examinar los principales efectos sobre el empleo que ha tenido, así como sus vinculaciones, a lo largo de las últimas siete décadas, con las tendencias (de corto y largo plazo), de las remuneraciones salariales promedio pagadas en el sector manufacturero nacional, así como detectar su relación con las tendencias de la distribución funcional del ingreso y con los niveles de bienestar mínimo de los hogares mexicanos, trazados por las canastas normativas de satisfactores esenciales determinadas por el organismo encargado de la medición de la pobreza en México, es decir, el Consejo Nacional de Evaluación de la Política Social (CONEVAL).

Para tener una idea del contexto de largo plazo de la evolución del índice de los salarios mínimos diarios *reales*, desde su inicio en 1934 hasta el año de 2019, última información disponible generada por la Comisión Nacional de los Salarios Mínimos (gráfica 1).<sup>17</sup>

---

<sup>17</sup> Fuente: Comisión Nacional de los Salarios Mínimos (CONASAMI, 2019). En el cálculo de este índice de largo plazo (2019=100), el salario mínimo corresponde al promedio simple de los salarios mínimos rurales y urbanos vigentes al cierre de cada año. Para el cálculo en términos reales, la institución encadenó la serie más reciente del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), con el Índice General de Precios al Mayoreo en la Ciudad de México (1877–1939); además, se tomó en consideración el Índice General de Precios al Mayoreo de la Ciudad de México (1918–1942) y el Índice General de Precios al Mayoreo en la Ciudad de México (1930–1978). Las fuentes de la información cita-



Como puede observarse, estas estimaciones sugieren que el salario mínimo real en México registra en la actualidad un poder adquisitivo muy similar al que registró en sus inicios siete décadas antes, en 1934, lo cual no deja de ser sorprendente por el extenso periodo comprendido entre estos dos extremos del periodo, cuya tasa de crecimiento medio anual de largo plazo habría sido de sólo 0.02% medio anual entre 1934 y 2018.<sup>18</sup>

---

da por la institución son las siguientes: (I) salarios mínimos de 1877 a 1911 e Índice General de Precios al Mayoreo en la Ciudad de México (1877–1939): El Colegio de México, *Estadísticas económicas del Porfiriato*; (II) salarios mínimos de 1934 a 1982: Instituto Nacional de Estadística y Geografía, *Estadísticas históricas de México 2009*; (III) Índice General de Precios al Mayoreo de la Ciudad de México (1918–1942): Secretaría de Economía, *Anuario Estadístico Compendiado de los Estados Unidos Mexicanos 1942*; (IV) Índice General de Precios al Mayoreo en la Ciudad de México (1930–1978), (V) Banco de México, *Serie Estadísticas Históricas de Precios*.

<sup>18</sup> A pesar de que las tendencias del salario mínimo real de la CONASAMI se basan en estadísticas oficiales, los índices de precios utilizados por el organismo para la deflación de las cifras corrientes no son, quizás, los más adecuados, sobre todo los anteriores a 1950, porque sólo toman en consideración los precios de una canasta de bienes al consumo sumamente limitada del Distrito Federal; por ello, al excluir los precios prevalecientes en el resto de la República Mexicana, seguramente se imprimen sesgos a la comparabilidad de los salarios reales para las décadas posteriores. Por ello, y sin pérdida de generalidad, en lo que sigue de este ensayo, concretamos el análisis al periodo comprendido entre 1950 y 2018, que permite la utilización de índices de precios al consumidor más confiables, no sólo en cobertura de artículos incorporados, sino también por la incorporación de un número mayor de ciudades del interior de la República Mexicana. Cabe recordar que la cobertura espacial de los índices de precios posteriores a 1950 se expandió notoriamente a partir de 1968, hasta alcanzar la cobertura que mantiene en la actualidad el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), cuya estimación anual corre a cargo del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). El material estadístico utilizado en los análisis que a continuación presentamos, al provenir de diversas fuentes, para su utilización se sometió a una razonable compatibilización entre las diversas series, las cuales proceden de las siguientes fuentes: Comisión Nacional de los Salarios Mínimos (CONASAMI): salarios mínimos de 1933 a 1982, con base en información propia y de precios recabada del INEGI, *Estadísticas históricas de México, 2000*; del Banco de México, Índice General de Precios al Mayoreo de la Ciudad de México (1930–1978) e Índice Nacional de Precios al Consumidor (1969–2019). Las series de largo plazo de productividad laboral, horas-hombre, salarios promedio o manufactureros y participación de asalariados en el producto, fueron compatibilizada con las series de largo plazo de *The Conference Board Total Economy Data base™* (Output, Labor and Labor Productivity, 1950–2019; adjusted version). La serie de participación de asalariados en el producto para los años de 1950–1990 se tomó de Frankema (2014), compatibilizada con

El comportamiento adoptado por la evolución interanual de largo plazo del salario mínimo real destaca su declinación durante los treinta y los cuarenta, para cuyos años las estimaciones de la propia CONASAMI indican una tasa media de crecimiento negativa, del orden de -1.8% medio anual. A partir de entonces, su tendencia se volcó en un acelerado crecimiento del poder adquisitivo de los salarios mínimos, para alcanzar una tasa positiva de aumento medio anual de +4.8% medio anual entre 1950 y 1976. Ese enérgico crecimiento se vería interrumpido con la severa devaluación del peso frente al dólar estadounidense de 1976, año a partir del cual el salario mínimo real inició el desplome de su trayectoria; registrar una caída media anual de -5.7% hasta 1994, y continuar en los siguientes años, aunque a tasas menos precipitadas, del orden de -1.4% medio anual hasta la primera década del nuevo siglo. En rigor, sería sólo a partir del 2008 que se tornó ligeramente positiva su trayectoria al alcanzar una muy modesta recuperación en los siguientes diez años, de sólo +1.6 medio anual entre 2008 y 2018 (cuadro 1).

En suma, la preservación del poder adquisitivo de los asalariados mexicanos de menores ingresos, que debió haber sido garantizado por el gobierno con un salario mínimo creciente en términos reales, conforme progresaban las condiciones materiales del país en el largo plazo condujo, por el contrario, a su congelamiento en el largo plazo, y a su anclaje en los precarios niveles que habría alcanzado siete décadas atrás, a mediados de los años treinta. Esta tergiversada y equivocada política pública se tradujo, en efecto y como ya hemos notado más arriba, en un *aumento literalmente nulo de largo plazo en el poder adquisitivo de los salarios mínimos a lo largo de las siete décadas hasta ahora transcurridas, a pesar de los aumentos que registraron los niveles de productividad media de la mano de obra y del ingreso per cápita a escala nacional.*

En efecto, en la gráfica 2 (panel 1) se ilustra la tendencia Hodrick-Prescott de largo plazo seguida por la productividad laboral promedio, es decir, el Producto Interno Bruto real por hora-hombre trabajada (PIBhh), cuya trayectoria puede compararse con la registrada, tanto por la de los salarios mínimos reales (panel 3) como con la de los salarios manufactureros (panel 2), ambos en términos reales y expresados por hora-hombre trabajada. Como se observa, la productividad evolucionó de manera particularmente dinámica en términos reales durante las

---

las series correspondientes presentadas en Hernández Laos (2000), OECD (2013) e INEGI, *Sistema de Cuentas Nacionales de México* (consulta 14 de diciembre de 2020).

décadas de los cincuenta, sesenta y setenta, coincidiendo en este dinamismo – por lo menos hasta 1976– con el acelerado crecimiento de los salarios horarios, tanto el mínimo como el manufacturero.<sup>19</sup>

Estas favorables tendencias, sin embargo, se verían severamente interrumpidas en 1976. Las severas dificultades para captar divisas extranjeras experimentadas por el modelo de sustitución de importaciones, acumuladas a una expansiva política de gasto público en la primera mitad de los setenta, llevaron al país a la devaluación ese año. Ello modificó abruptamente los precios relativos de productos y factores, y anuló las considerables rentas que se venían derivando de una tasa de cambio crecientemente sobrevaluada, resultado de más de dos décadas de una paridad fija del peso frente al dólar (Reyes Heróles, 1990: 101–103). Como consecuencia, los elevados niveles salariales y de productividad laboral, que se venían acrecentando aceleradamente en las décadas previas, tendieron a ajustarse a la baja en el muy corto plazo, acordes con los nuevos niveles del tipo de cambio real.<sup>20</sup>

Pocas semanas después del marcado episodio devaluatorio, y ante presiones del movimiento obrero organizado para mantener el empleo, el gobierno decretó ese año (1976) el *último* aumento salarial de significación a los salarios mínimos. Fue así que, a partir de ese momento, de manera casi ininterrumpida, año con año las remuneraciones salariales fueron perdiendo poder adquisitivo, de manera que para finales del siglo *xx* había perdido poco más de *tres cuartas partes* (74.6%) de su poder adquisitivo. Una tendencia similar, pero menos pronunciada, siguió el salario manufacturero, cuyo poder adquisitivo entre 1976 y 1982 se contrajo el equivalente de dos terceras partes (-64.3%) de su valor (gráfica 2, paneles 2 y 3).

---

<sup>19</sup> En términos cuantitativos, el crecimiento del salario mínimo real por hora trabajada entre 1950 y 1976 (4.8% medio anual) excedió al del salario manufacturero por hora hombre (3.1% medio anual), y fue mayor aún que el registrado por el producto bruto por hora-hombre trabajada (3.7% anual promedio) (véase el cuadro 1). Como veremos más adelante, este comportamiento diferencial habría tenido importantes repercusiones sobre la evolución en estos años de la distribución funcional del ingreso.

<sup>20</sup> El ajuste cambiario se tradujo en disminuciones significativas en los salarios mínimos y manufactureros, tan sólo en 1977 del orden de -8.6% en los primeros y -7.0% en los segundos, en tanto que el producto por hora-hombre registró un crecimiento nulo ese mismo año.

En otra parte hemos sugerido que el severo tropiezo de mediados de los setenta no hizo más que mostrar la profundización del agotamiento del proceso de sustitución de importaciones que, por muy diversas razones, se venía presentando ya desde principios de esa década (Boltvinik y Hernández Laos: 1981). Sin embargo, y como es de todos conocido, el hallazgo de notables yacimientos petrolíferos el siguiente año permitió al país adoptar en los siguientes años una nueva orientación, es decir, el desarrollo petrolero. Esa nueva trayectoria de la economía basó su impulso en un acentuado apoyo estatal y notable endeudamiento externo, que en pocos años petrolizó la estructura de las exportaciones, y dejó al país severamente endeudado, al caer los precios del crudo en los mercados internacionales a principios de los noventa. Los repetidos episodios devaluatorios e inflacionarios que siguieron, provocaron nuevamente severos ajustes al valor real de las remuneraciones salariales, del orden de -20% en los mínimos y de -37% en los salarios manufactureros promedio en términos reales.

En los siguientes años continuaron las experiencias devaluatorias e inflacionarias por la necesidad de hacer frente al pago de los cuantiosos préstamos condicionados otorgados por los organismos internacionales (Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial) a México para cubrir el servicio de la deuda, que sólo entre 1984 y 1988 llegaron a representar entre 6 y 7% del PIB, tanto de intereses como de nuevo endeudamiento neto externo neto total (Reyes Heróles, 1990: 101). Ello obligó al país no sólo a reducir los niveles de inversión interna bruta y de consumo (privado y público), sino además contraer las remuneraciones salariales en términos reales, consecuencia de acentuadas presiones inflacionarias en la segunda parte de la década de los ochenta, en condiciones de elevadas tasas internas de interés y escaso (por no decir nulo) financiamiento externo.

Los arreglos logrados en 1989 con el *Plan Brady* atemperaron la escasez de divisas internacionales durante algunos años; sin embargo, el pésimo manejo macroeconómico del país provocó una nueva crisis de balanza de pagos a finales de 1994, y que estalló con inusitado impulso a principios de 1995. Este nuevo episodio, resultado de los permanentes desequilibrios macroeconómicos y externos, combinado con un tipo de cambio crecientemente sobrevaluado cristalizaron, de nueva cuenta, singulares procesos devaluatorios e inflacionarios que, en última instancia, aceleraron aún más el ya deteriorado poder adquisitivo de los salarios

mínimos y de las remuneraciones salariales en general y, en especial, de las remuneraciones manufactureras.<sup>21</sup>

El deterioro salarial de México acumulado hacia mediados de los noventa sería ‘aprovechado’ como la principal base ‘competitiva’ (sic) para atenuar el caudal de importaciones que la economía nacional tuvo que afrontar a principios de 1994 con la entrada en vigor el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). El relativo ‘éxito’ (sic) de la estrategia de salarios bajos, en combinación con un tipo de cambio real significativamente devaluado, sirvió de apoyo a nuestro país a lo largo de esa década, como consta en muy detallados análisis de competitividad de nuestras manufacturas en el exterior (Hernández Laos, 2000: 127–251).

Como parte de las secuelas de la nacionalización bancaria de 1982, la liberalización, privatización y extranjerización del sistema bancario mexicano en los noventa, indujeron notables desequilibrios financieros que culminaron con crecientes niveles de endeudamiento interno que dio lugar a la creación del Fondo Bancario de Protección al Ahorro (FOBAPROA), como expediente para enfrentar la cuantiosa deuda incurrida por los bancos (Gruben y McComb, 1997: 28; Edwards y Naim, 1997; Haber et al. (2008: cap. 8).

Como política de control inflacionario, se instrumentaron diversas medidas, entre otras, el control riguroso del crecimiento del salario mínimo y, por ende, también para la fijación de los salarios contractuales, a través del llamado ‘efecto faro’ (*Lighthouse effect*) (Fairris, Gurleen y Zepeda, 2006). Como consecuencia, el deterioro del salario mínimo real hasta antes de la primera década del nuevo siglo, al inicio de la Gran Recesión de 2008 y 2009, los salarios registraban en México sólo \$55.12 pesos diarios el mínimo y \$395.36 el manufacturero, cuyo poder adquisitivo resultaba ser una quinta parte y una veinteava parte menor que con el que contaban al inicio de los noventa respectivamente (cuadro 2).

Fue hasta la última década del nuevo siglo que ambas remuneraciones salariales comenzaron a aumentar *pari-passu* en términos reales, de manera que para

---

<sup>21</sup> Para 1994, el año previo a la profundización de la crisis, el salario mínimo registraba ya un poder adquisitivo muy menguado, al alcanzar el equivalente a \$70.82 pesos diarios a precios de 2010, notablemente menor que los \$213.60 pesos a precios de 2010 que había registrado en 1976. El salario manufacturero, en cambio, para 1994 había logrado tener ya una ligera mejora en su poder adquisitivo, al alcanzar una cuantía equivalente a \$407.18 pesos diarios (a precios de 2010), apenas 8% mayor que los \$377.23 pesos diarios (a precios de 2010) alcanzados dos décadas antes, en 1996 (cuadro 2).

finis de la segunda década (2018) el salario mínimo registró los \$66.80 pesos diarios, y el manufacturero los \$401.44 a precios al consumidor de 2010. Con todo, y a pesar de estos aumentos, para 2018 el salario mínimo habría perdido cerca de tres cuartas partes (70%) del poder adquisitivo que registró en 1976, su mayor nivel en términos históricos. El deterioro, si bien no alcanzó a ser tan notable para el salario manufacturero promedio, para ese año apenas si superó en 2% el poder adquisitivo que alcanzó un cuarto de siglo antes, a la puesta en marcha del TLCAN en 1994 (cuadro 2, gráfica 2, paneles 2 y 3).

El precario desenvolvimiento salarial en las últimas décadas condujo a una notable desarticulación de la estructura de las retribuciones laborales, con un salario mínimo acentuadamente depauperado, y un salario manufacturero incapaz siquiera de mantener su poder adquisitivo a lo largo de las décadas, deteriorándolo de manera sistemática en perjuicio de la población asalariada del país.

#### **4. Estructura distributiva de los salarios**

El desequilibrio de la estructura distributiva de los salarios puede resumirse tomando en cuenta la evolución que guardó el salario mínimo por hora-hombre, en relación con el salario manufacturero medio por hora-hombre a lo largo de las siete décadas analizadas. En efecto, de representar el salario mínimo poco más de un tercio (37.5%) del salario manufacturero promedio a inicios de los años cincuenta, para las siguientes dos y media décadas la proporción había aumentado a poco más de 50%, y registrar 56.6% en 1976, año en que el salario mínimo alcanzó su mayor nivel en términos reales. En los siguientes lustros, al acrecentarse el deterioro del salario mínimo real, pasó a representar poco menos de una quinta parte (17.4%) del manufacturero hacia 1994; poco más de una décima parte al estallar la Gran Recesión de 2008 y recuperarse ligeramente a una sexta parte (16.6%) del salario manufacturero medio en 2018 (cuadro 2, gráfica 2, panel 4).<sup>22</sup>

---

<sup>22</sup> Suele sostenerse que en la mayoría de los países el salario mínimo se ubica en la parte inferior de la distribución salarial de la economía (Bell, 1997; Fairris et al., 2008). Para el caso de México, dado su precario nivel, Bosch y Manacorda (2010), Maloney y Núñez (2004) y Kristensen y Cunninham (2004), demuestran más bien que el salario mínimo está totalmente desvinculado de la distribución salarial, y Campos Vázquez et al. (2014) sostienen que esa situación se mantuvo cuando menos hasta 2010.

Como resultado de la accidentada evolución salarial de nuestro país, el salario mínimo muestra el limitado y decreciente poder adquisitivo de los perceptores que lo devengan, si se compara con algunas variables básicas de la economía mexicana. Por ejemplo, el salario mínimo por hora hombre trabajada, como proporción del Producto Interno Bruto por hora-hombre trabajada, si bien acrecentó su valor relativo en las primeras dos y medias décadas del periodo analizado, al pasar de 13.7% en 1950 a 20.5% en 1976, en las siguientes décadas su valor relativo se redujo en los siguientes años hasta para registrar 6.8% al inicio del TLCAN en 1994 y sólo 4.9% al estallar la Gran Recesión de 2008, para recuperar marginalmente su valor relativo y representar un poco más de una vigésima parte (6.1%) del valor agregado por obrero en una hora-hombre trabajada en 2018.<sup>23</sup>

En comparación, el deterioro relativo del poder adquisitivo del salario manufacturero horario en las últimas décadas, y pese a sus variaciones de corto plazo, ha representado en el largo plazo poco más de una tercera parte (36%) de la productividad promedio por hora-hombre trabajada a escala nacional, proporción que recuerda la participación de las remuneraciones a los asalariados en el Producto Interno Bruto a precios corrientes. Vale afirmar que el precario crecimiento del salario manufacturero es resultado, en buena parte, del inestable crecimiento de la productividad laboral, afectado en las últimas cuatro décadas por el inestable proceso de acumulación de capital y el limitado crecimiento de productividad multifactorial de la economía mexicana a partir de los años ochenta, como sostenemos en una investigación en marcha (Hernández Laos: cap. 4). Volveremos a estos tópicos más adelante.

En suma, lo poco favorable de las tendencias apuntadas, impulsadas por las políticas laborales del gobierno por lo menos desde mediados de los años setenta, tuvieron, a no dudarlo, efectos sumamente desfavorables para los intereses

---

<sup>23</sup> Comparaciones internacionales permiten documentar con elocuencia que, en la actualidad, el poder adquisitivo del salario mínimo en México es notablemente precario, al compararlo con el devengado en otros países de la región latinoamericana. Por ejemplo, Moreno-Brid et al. (2014) encuentran que el salario mínimo en México es de los más bajos en la región, ya que sólo representa alrededor de 15% del PIB per cápita, frente al 30% en Brasil y Chile y al 50% en Perú, Colombia y Costa Rica. Estos autores citan a la Organización Internacional del Trabajo (OIT) que afirma que «el salario mínimo en México está por debajo de niveles de mercado, aún para trabajadores no calificados,» y mencionan, además, que la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) sostiene que «México es el único país al final de la década anterior en el cual el salario mínimo es inferior al umbral de pobreza per cápita».

de las clases trabajadoras, que han sido las que han pagado, en más de un sentido, lo que a partir de los ochenta se convirtió en política pública de sustento al modelo exportador de manufacturas que prevalece hasta ahora en la economía mexicana. La prolongación de las desfavorables tendencias salariales en las últimas décadas no hace más que corroborar las aseveraciones de Borts y Águila (2006), cuando afirmaban que «la industrialización del país no fue favorable para los trabajadores de México, y que las causas podrían atribuirse a variaciones de la productividad, al exceso de oferta laboral con muy escasa calificación [y] a [las] políticas gubernamentales».

## 5. Salarios, empleo y productividad laboral

Varios investigadores sostienen la escasa vinculación estadística que se observa entre la evolución de los salarios mínimos, la de los salarios medios y la productividad laboral, variables, tanto a escala nacional como en el caso de las manufacturas nacionales.<sup>24</sup> En términos internacionales, las pruebas existentes tampoco son concluyentes, como revela Freeman (1992: 127 y ss.) en su extenso ensayo de revisión bibliográfica sobre el tema. En nuestra opinión, en el caso mexicano no necesariamente ha sido así en un contexto de largo plazo, porque, como hemos argumentado en otra parte, hasta antes de los setenta, el cumplimiento—aunque parcial—del salario mínimo de hecho bien pudo haber constituido una característica distorsionante del mercado de trabajo en México.<sup>25</sup>

---

<sup>24</sup> Recientemente, Munguía (2014) analizó la desvinculación que existe entre el crecimiento de los salarios y el de la productividad laboral en la industria manufacturera, porque la productividad laboral promedio ha crecido más que los salarios mínimos reales. Moreno-Brid (2014) examina también los niveles y evolución de la productividad laboral y su relación con los salarios mínimos y llega a conclusiones similares.

<sup>25</sup> En efecto, cuando el salario mínimo en nuestro país alcanzó a mediados de los setenta su máximo histórico en términos reales, el mínimo resultaba ser *mayor* que el salario por hora de los trabajadores urbanos sin educación formal en establecimiento de menos de cincuenta personas ocupadas, y también *mayor* que el recibido por trabajadores con nueve o menos años de escolaridad en micro establecimientos, esto es, con menos de cinco trabajadores ocupados por establecimiento (Hernández Laos et al., 2000: 61).



En un extenso análisis de largo plazo del mercado laboral mexicano, Gregory (1986) también encontró muy poca asociación estadística entre aumentos de los salarios mínimos, los niveles de empleo y los salarios promedio en la economía mexicana; argumentaba que ello obedecía al limitado cumplimiento de la legislación laboral, lo que implicaba que el salario mínimo no constituyera necesariamente un factor distorsionante del mercado laboral nacional.

Como ya vimos, en los ochenta y noventa, la inflación y las repetidas recesiones erosionaron severamente el poder adquisitivo del salario mínimo, por lo que es altamente probable que haya dejado de distorsionar la distribución salarial, especialmente en actividades primarias y en actividades informales urbanas, en las cuales el cumplimiento de la legislación no es generalizado. En contraste, y aunque tampoco parece afectarse la distribución salarial, la observancia del salario mínimo es relativamente mayor en las áreas urbanas, aunque tampoco es generalizada.<sup>26</sup>

Los hallazgos anteriores nos llevaron a afirmar hace algunos años que «el efecto que tiene esta regulación (salario mínimo) sobre el empleo agregado (de México en la actualidad) es de poca consideración; sus repercusiones más importantes deberán buscarse en el incentivo que representa al empleo informal, tanto rural como urbano, especialmente en la contratación de mano de obra con bajos niveles educativos, en ocupaciones de baja remuneración y poca productividad.» (Hernández Laos et al., 2000: 64).

Sin embargo, la disposición de las series de largo plazo sobre las variables involucradas permite ahora llevar a cabo algunas pruebas estadísticas relevantes, tanto en un contexto de corto como de largo plazos. Para ello, pasamos las diversas series por el filtro Hodrick-Prescott, con el objeto de descomponer la tendencia de largo plazo implícita en las series y separarla de las variaciones de corto plazo (anuales) que la acompañan. Por ello, en lo que sigue presentamos las pruebas estadísticas concernientes a la relación observada en la economía

---

<sup>26</sup> Aplicando la prueba ideada por Fortin y Lemieux (1997) a información de México de 1991 y 1996, encontramos, en otra investigación, que la distribución salarial no mostraba deformidad en la parte baja de la distribución alrededor del salario mínimo, lo que nos llevaba a concluir que éste no ejercía una distorsión importante sobre la distribución salarial en los años noventa. Sin embargo, también se observó, entre ambos años aumentó (de 11 a 15%) la proporción de asalariados con ingresos iguales o menores que el salario mínimo, lo que llevaba a concluir la limitada observancia de la norma legal en la práctica (Hernández Laos et al., 2000: 63).

nacional entre la evolución de los salarios mínimos reales, de los salarios manufactureros, del empleo y de la productividad laboral.

Toda vez que se detecta ausencia de raíz unitaria en los *niveles* en las series procesadas, los análisis se llevan a cabo en dos escalas diferentes: <sup>27</sup> (a) exámenes de *largo plazo*, mediante análisis de cointegración de las variables observadas en niveles, y (b) pruebas de *corto plazo*, mediante análisis de regresión con las desviaciones de corto plazo de las series, alrededor de su tendencia Hodrick-Prescott, toda vez que tales desviaciones, en todas las variables, registran raíz unitaria, lo que permite asignar significado estadístico a los resultados de los análisis de regresión. Los nombres de las variables, expresadas en 'niveles', son los siguientes:

- SMIND => salario mínimo diario en términos reales (pesos de 2010);
- SMHH => salario mínimo por hora-hombre trabajada en términos reales;
- SMFD => salario manufacturero por hora-hombre trabajada en términos reales;
- SMFHH => salario manufacturero por hora-hombre trabajada;
- QL => PIB por persona ocupada en términos reales;
- QHH => PIB por hora-hombre trabajada en términos reales;
- L => Empleo promedio en el año (número de personas ocupadas), y
- HH => Horas-hombre trabajadas en todo el año.

En lo que sigue, sometemos a verificación empírica algunos de los postulados ofrecidos por la teoría tradicional revisada en apartados anteriores, en conexión con la vinculación observada entre los salarios mínimos, el empleo agregado de la economía, los salarios manufactureros (como representativos de los salarios promedio) y la evolución de la productividad media de la mano de obra de la economía mexicana.

---

<sup>27</sup> La no existencia de raíz unitaria de las series en *niveles* se lleva a cabo con dos pruebas: (a) suponiendo un proceso de raíz unitaria común a las ocho series utilizadas, y (b) suponiendo procesos de raíz unitaria individual en cada una de las variables (véase el cuadro A.1 del anexo). La prueba de raíz unitaria en las variables expresadas como desviación de su tendencia Hodrick-Prescott se lleva a cabo mediante los dos procedimientos mencionados: suponiendo un proceso de raíz unitaria común a las ocho series de desviaciones de la tendencia de largo plazo, y suponiendo procesos de raíz unitaria individual en cada una de las variables expresadas como desviaciones de la tendencia de largo plazo de las variables (cuadro A.2 del anexo).

## 5.1 Relación salario mínimo y empleo

Conviene recordar que, cuando menos desde principios de los noventa, comenzó a generarse un cierto consenso para poner en duda la afirmación, prevaleciente hasta entonces, de que el salario mínimo tiende a disminuir el empleo agregado de las economías avanzadas.<sup>28</sup> En contraste, en las economías en desarrollo esta conjetura no ha sido reiteradamente sometida a verificación empírica y, menos aún, en nuestra opinión, se ha tratado de validar su comprobación haciendo la distinción entre los efectos de largo vs en el corto plazo.

Dada la ausencia de raíz unitaria en las series de largo plazo del salario mínimo real y de empleo, ambas en niveles, en el cuadro A.4 del anexo ofrecemos la prueba de Cointegración de Johansen sobre la asociación entre ambas variables en poco más de seis y media décadas (1950–2018). Como se observa, se detecta un caso de cointegración de largo plazo entre ambas variables, con probabilidad altamente significativa ( $p \leq 0.01$ ), en el cual los coeficientes de la ecuación de cointegración normalizada expresan una relación entre el salario mínimo diario (SMIND) y la serie de empleo (LB) del orden de  $1 : 7.79$ , que al transponerse del lado derecho de la ecuación se expresa como  $\approx 1 : -7.79$ , es decir, se detecta una asociación *inversa* estadísticamente significativa,<sup>29</sup> que es el sentido que cabría esperar de comprobarse la hipótesis tradicional sobre el signo negativo de esta relación. Sin embargo, el análisis de Causalidad Granger no sustenta la causalidad esperada entre salario mínimo (causa) y el empleo (efecto), que en todo caso indica la ausencia de causalidad entre las variables<sup>30</sup> (cuadro A.5 del anexo).

---

<sup>28</sup> Neumark y Salas (2013), en una extensa revisión de la literatura sobre este tema, hacen notar que buena parte de la crítica se dirigió al tipo de especificación econométrica utilizadas por los especialistas, por lo que sugirieron enfoques cuantitativos más pertinente, sobre todo en relación con el supuesto –usualmente utilizado– del *ceteris-paribus* (véase: Dube et al., 2010; Allegretto et al., 2011).

<sup>29</sup> Nótese, además, que los coeficientes parciales de ajuste  $D(\text{SMIND})$  y  $D(\text{LB})$  son negativos; sin embargo, el primero no alcanza significación estadística ( $t=-0.451$ ), el segundo si la logra ( $t=-5.345$ ).

<sup>30</sup> En efecto, la prueba de causalidad *Granger* entre ambas variables, con 2 retrasos ( $\text{Lags}=2$ ) muestra que, en términos significativos estadísticamente, el salario mínimo por hora-hombre trabajada ( $\text{SMHH}$ ) *no guarda una relación de causalidad* sobre el empleo agregado de la economía (L) ( $F=5.21095$ ;  $p=0.0081$ ); sin embargo, si *para incrementar la robustez de la prueba* se aumen-

La prueba dinámica de la hipótesis se lleva a cabo mediante un ejercicio de regresión aplicando *tasas de crecimiento* medio anual de ambas variables, aunque arroja el signo (negativo) esperado del coeficiente de regresión ( $\beta_1 = -0.00816$ ;  $\rho = 0.7479$ ), no alcanza una representatividad estadística significativa (cuadro A.6 del anexo). Por último, la misma prueba, utilizando desviaciones anuales de las tendencias Hodrick-Prescott de las variables, que evalúa el efecto de corto plazo entre el salario mínimo diario (CYSMIND) y el empleo (CYL), no exhibe ni el signo ni la representatividad estadística requerida para la aceptación de la prueba ( $\beta_1 = +1.9662$ ;  $\rho = 0.8635$ ) (cuadro A.7 del anexo estadístico).

En resumen, los resultados descritos confirman la existencia, estadísticamente significativa ( $\rho = 0.01$ ), de una relación inversa entre el salario mínimo y el empleo agregado de la economía mexicana sólo en un contexto de largo plazo; sin embargo, no se logra precisar de manera robusta la *dirección de la causalidad* entre ambas variables, como lo apunta la hipótesis tradicional, en el sentido de que es el salario mínimo el que provoca la reducción del empleo. Vale señalar, además, que la prueba de esta relación *no se confirma* en términos dinámicos de corto plazo, es decir, midiendo las variables en forma de desviaciones anuales de la tendencia Hodrick-Prescott de las variables. Por lo demás, tampoco *se comprueba* de manera significativa la hipótesis complementaria, que sostiene que la relación inversa entre estas dos variables no es de naturaleza estática (niveles), sino en términos dinámicos (tasas de crecimiento) como sostienen Meer y West (2013).<sup>31</sup>

---

ta el número retrasos a cuatro (Lags=4), la significación estadística de este resultado se elimina y sugiere, de manera más precisa, que el salario mínimo, en todo caso, guarda una relación no significativa estadísticamente de causalidad Granger con el empleo agregado de la economía ( $F = 2.17003$ ;  $\rho = 0.0713$ ). En este caso, el resultado sugiere, además, la ausencia de no causalidad entre el inverso de ambas variables ( $F = 0.94002$ ;  $\rho = 0.4629$ ). (No se muestra este resultado en el cuadro por limitaciones de espacio).

<sup>31</sup> Convendría, en nuestra opinión, someter a verificación empírica las distintas versiones de las pruebas que aquí hemos planteado, para hacer eco de la observación de Meer y West (2013) en el sentido de que es muy posible que el salario mínimo no ejerza un efecto significativo, una vez que se introduzcan suficientes variables de control en la ecuación de regresión que se pretende utilizar en la prueba de la hipótesis.

## 5.2 Relación entre el salario mínimo y el salario promedio manufacturero)

También frecuente, hasta ahora, ha sido el argumento, referido más arriba, de la relación que suele haber entre el salario mínimo y el salario promedio—representado en nuestro análisis por el salario manufacturero promedio— y, de ambos, dentro de la estructura salarial de la economía. En este sentido, recordemos que Fairris, Gurleen y Zepeda (2006) argumentan que los salarios mínimos en México no sólo determinan el límite inferior de los salarios de los obreros formales, sino que, desde hace varias décadas, los salarios promedio pagados en la economía nacional se han venido fijando como múltiplos del salario mínimo, con el propósito de mantener bajo control los equilibrios macroeconómicos del país. Esta hipótesis, en suma, planteaba que fueron los cambios del salario mínimo los que determinaban cambios proporcionales en los salarios de toda la distribución ocupacional y, en especial, de la mitad inferior de la misma, llegando a afectar incluso los salarios promedio del sector informal de la economía.<sup>32</sup>

De ser acertada la hipótesis anterior, se esperaría una relación directa, más que proporcional y estadísticamente significativa entre la evolución de largo plazo del salario mínimo real diario (SMIND) y el salario manufacturero real promedio diario (SMFD). Dado que ambas variables, medidas en niveles, no registran raíz unitaria estadísticamente significativa, se procedió a estimar su asociación por medio de la prueba de Cointegración de Johansen, cuyos resultados se muestran en el cuadro A.8 del anexo. Como se puede apreciar, se detecta una relación de cointegración estadísticamente significativa, suponiendo la existencia de una tendencia determinística cuadrática, con una significación de al menos 0.5% ( $p = 0.0342$ ), con una relación normalizada positiva de largo plazo entre ambas variables asociadas por una constante equivalente a  $+3.428929$  ( $t = 4.4916$ ), al pasar al lado derecho de la ecuación, adopta un valor negativo. Por otra parte, el análisis de causalidad de Granger (cuadro A.5 del anexo) sugiere la ausencia de No causalidad entre ambas variables en términos estadísticamente significativos,

---

<sup>32</sup> Esa relación perversa entre salarios mínimos y salarios medios comenzó a fracturarse a partir de 2019, al separarse la viciada costumbre de utilizar el salario mínimo como medida para la imposición de sanciones administrativas y legales, y establecerse para ello pautas administrativas independientemente del salario mínimo.

denotando que la causalidad Granger entre las dos variables puede ser en cualquiera de las dos direcciones.<sup>33</sup>

Por otra parte, el análisis dinámico de ‘corto plazo’ se llevó a cabo por medio de regresión simple, aplicada a los residuos de las variables respecto a su tendencia de largo plazo Hodrick-Prescott, como se muestra en el cuadro A.9 del anexo. En este caso, los resultados señalan la presencia de una muy significativa asociación estadística entre las variables, según la cual las desviaciones del salario manufacturero real diario (CYSMFD) se asocian multiplicando una constante (0.9757;  $p = 0.0000$ ) a las desviaciones del salario mínimo diario (CYSMIND); esta relación estadística ‘explica’ cerca de dos terceras partes de la varianza de los salarios manufactureros reales.

Como complemento de los cálculos anteriores, se muestra la estimación de una ecuación de regresión adicional (cuadro A.10 del anexo), la cual expresa la relación entre las tasas medias anuales de crecimiento de ambas variables; esta estimación corrobora los resultados previos, ya que muestra que ambas variables se encuentran asociadas en términos estadísticos ( $p = 0.006$ ), e indica que la *elasticidad* de respuesta de la tasa de crecimiento de los salarios diarios manufactureros reales (GSMFD) es positiva y del orden de 0.23 del crecimiento anual que registran los salarios mínimos diarios en términos reales (GSMIND); sin embargo, la capacidad de explicación de la recta de regresión ( $R^2_{aj} = 0.0303$ ) es notoriamente menor que en el caso anterior.

### 5.3 Relación entre tasas de salario y crecimiento de la productividad laboral

A escala macroeconómica existe un interés particular en la relación que guarda el crecimiento de los salarios reales con el de la productividad laboral, por el importante papel que esta relación tiene sobre el control de las presiones inflacionarias de las economías. Esta relación resulta de interés, además, para determinar el dinamismo del crecimiento económico, por sus efectos sobre la distribución funcional del ingreso, que incide sobre la tasa de acumulación de capital fijo y sobre la posibilidad de reducir la tasa de pobreza y pobreza extrema de los países.

---

<sup>33</sup> La No causalidad entre SMIND y SMFD, para 66 observaciones, arroja un valor de  $F=1.0887$  ( $p = 0.3610$ ); y el inverso, es decir; SMFD No causa SMIND un valor de  $F=0.9078$  ( $p = 0.4428$ ), ambos no significativos en términos estadísticos ( $p < 0.05$ ).

Hemos estudiado en detalle esta relación también a escala microeconómica para el caso de México, mediante el análisis de poco más de 3000 empresas manufactureras, clasificadas en 40 industrias, para el periodo 1984–1993, es decir, los años cubiertos por la transición de una economía cerrada a una economía abierta de nuestra economía. Esos análisis apuntaban, con mucha claridad, que en los episodios previos a la apertura externa de la economía mexicana (1984–1987), años de muy precario aumento de la productividad laboral y reducción de los salarios reales, producto de la instrumentación de los severos ajustes y transformaciones, se habría registrado una muy precaria relación entre los cambios de la productividad del trabajo y los mostrados por tasa de salarios reales en las empresas manufactureras. En contraste, en los posteriores, previos a la apertura formal de la economía (1987–1993), esa relación se confirmaba de manera robusta y con elevada significación estadística, sobre todo en industrias caracterizadas por operar en condiciones preferentemente competitivas, y en menor proporción en industrias con marcado acento oligopólico y con significativa presencia sindical (Hernández Laos, 2001: 240).

En esta ocasión, abordamos el mismo problema, pero desde una óptica macroeconómica, incorporando al comportamiento de los salarios mínimos el de los salarios manufactureros, en el intento de evaluar su relación de largo plazo (1950–2018) con la evolución de la productividad laboral. El cuadro A.11 del anexo estadístico muestra los resultados de un ejercicio de cointegración de largo plazo con las tres variables involucradas en este problema, medidas en niveles: (I) productividad por hora-hombre trabajada (QHH); (II) salario mínimo real por hora-hombre trabajada (SMHH), y (III) salario manufacturero real promedio por hora-hombre trabajada (SMFHH).

Como se observa, tanto la Prueba de Rango (*Trace*), como con la de *Máximo Valor Eigen*, se rechaza la no existencia de al menos una ecuación de cointegración significativa estadísticamente ( $\rho < 0.025$ ) y se acepta la hipótesis de que los coeficientes de cointegración normalizados vinculan las tres variables de manera positiva al pasar al lado correcto de la ecuación. En este caso, el salario manufacturero horario (SMFHH) presenta una relación positiva y altamente significativa con la productividad por hora-hombre (QHH) en términos estadísticos (1.8411;  $t = 9.454$ ), y el salario mínimo (SMHH), también con el signo esperado y nivel satisfactorio de significación (1.6346;  $t = 4.590$ ).

La pertinencia de este análisis se extiende al examen de la relación aludida en términos dinámicos, es decir, de tasas anuales de variación de la productividad

por hora-hombre (CQH) y las de salarios mínimos por hora-hombre (GSMHH), como se muestran en el cuadro A.12, y con las de los salarios manufactureros promedio por hora-hombre (GSMFHH) en el cuadro A.13, ambos del anexo. En términos dinámicos, se observa una asociación positiva, estadística significativa en ambos casos, con valores diferentes de la elasticidad productividad-salario, menor en el caso del salario mínimo ( $\beta=0.900$ ;  $\rho=0.0000$ ) que en el caso del salario manufacturero ( $\beta=1.115$ ;  $\rho=0.0049$ ).

La elasticidad de largo plazo productividad-salario mínimo, menor que la unidad, sugiere que, a lo largo de un extenso periodo de cerca de 70 años, el salario mínimo en términos reales se acrecentó *pari-passu* con un dinamismo sistemáticamente menor que el producto por hora trabajada, tanto en los años de acelerado crecimiento de la productividad del trabajo (1950–1981), como en las décadas de desarreglo macroeconómico (1983–1995), así como en las siguientes décadas, en las cuales la economía nacional registró recurrentes recesiones, escaso crecimiento y prolongadas condiciones de cuasi estancamiento (1996–2018). Este comportamiento, a no dudarlo, habría contribuido a la disminución de largo plazo de la participación de las remuneraciones salariales en el PIB. Ese comportamiento en la parte baja de la distribución salarial se habría compensado, pero sólo en una parte de la distribución salarial media y superior, por el valor mayor que la unidad de la elasticidad productividad-salario manufacturero, que habría tendido a desacelerar el crecimiento de la masa salarial conforme los aumentos de la productividad laboral fueron paulatinamente decrecientes a partir de las décadas de los años ochenta-noventa.

En suma, tanto en el corto como en el largo plazos, las remuneraciones salariales mantuvieron un crecimiento asociado a la trayectoria de la productividad media de la mano de obra. Esa asociación estadística nos podría llevar a preguntarnos sobre la causalidad entre ambos fenómenos: ¿es la productividad por hora trabajada la causante de la evolución salarial, o en su lugar: ¿ha sido el escaso crecimiento salarial uno de los factores causales del precario crecimiento de la productividad del trabajo? Los resultados del análisis de *Causalidad Granger* aplicado en ambos casos se muestra en el cuadro A.5 del anexo. Estos resultados nos llevan a *aceptar*, en términos estadísticamente significativos, por una parte, la hipótesis de *NO causalidad Granger* del crecimiento del salario mínimo por hora-hombre sobre el crecimiento de la productividad del trabajo por hora-hombre ( $F = 6.749$ ;  $\rho = 0.002$ ); por otra parte, nos lleva a *rechazar* estadísticamente la *NO causalidad inversa*, es decir, la que va del salario mínimo a la productividad



( $F = 1.347$ ;  $\rho = 0.268$ ). En el caso de la causalidad entre el salario manufacturero (SMFHH) y la productividad laboral (QH), los resultados de esta prueba no restringen la posibilidad de causalidad en cualquiera de los dos sentidos. Como veremos a continuación, estas complejas relaciones van a tener incidencia, en última instancia, sobre la trayectoria de largo plazo de la distribución ingreso de los hogares y sobre la incidencia de la pobreza en México.

## 6. Evolución salarial y distribución del ingreso de los hogares

La evolución de largo plazo (1950–2018) de la distribución funcional del ingreso en México deja ver, con toda claridad, que posterior al sostenido aumento de la participación salarial en el ingreso en las primeras dos y media décadas analizadas (1950–1976), la participación de los asalariados en el producto inició una notable contracción que se prolongó, con mayor o menor intensidad, pero de manera ininterrumpida hasta finales del siglo pasado, y continuó con una tendencia decreciente menos pronunciada y menores fluctuaciones menores hasta mediados de la segunda década del nuevo siglo (1977–2015). Resulta de interés destacar que dicha trayectoria guardó un notable paralelismo con la del salario mínimo real, trayectorias ambas cuya asociación se detecta mediante análisis de cointegración y de regresión en primeras diferencias entre ambas variables.<sup>34</sup>

La razón del paralelismo entre el salario mínimo real y la participación salarial en el ingreso radica, como ya señalamos, en lo relevante que resultó para la fijación de los salarios promedio de la economía, principalmente los contractuales;

---

<sup>34</sup> Dado que ambas variables no registran raíz unitaria, el análisis estadístico se lleva a cabo tanto en los niveles de las variables (cointegración) como y en sus primeras diferencias (regresión ARMA de Máxima Verosimilitud OPG-BHHH). El primer análisis sugiere la existencia de una ecuación una cointegración sin restricciones de largo plazo, comprobable en términos estadísticos mediante la Prueba de Rango (Traza y Máximo Valor Eigen) significativos estadísticamente ( $p = 0.05$ ), y con valor de los coeficientes normalizados de 1.000 para la participación salarial y de -0.6424 para el salario mínimo diario ( $t = 5.9105$ ). (Recuérdese que el coeficiente negativo cambia de signo al pasar al lado correspondiente de la ecuación de cointegración). El segundo análisis, este de regresión en primeras diferencias de las variables, señala un coeficiente de regresión  $\beta = 0.739$  ( $\rho = 0.01$ ), cuyos estadísticos son los siguientes:  $R^2_{aj} = 0.2328$ ;  $DW = 2.0170$ ;  $AR(1) = -0.1088$ ;  $SIGMASQ = 2.5972$ .

por una parte, el dinámico crecimiento de los salarios mínimos hasta 1976 y, a partir de entonces, por su sistemática disminución, conforme perdía dinamismo el crecimiento de la productividad laboral. A partir de los ochenta y principios de los noventa, los salarios reales promedio limitaron aún más su crecimiento, en la medida en que fue indexado con el crecimiento del salario mínimo, con propósitos de control inflacionario, especialmente a partir de los noventa (Krozer, 2018: 136).

Así, las restricciones al aumento real del salario mínimo con fines de control macroeconómico se tradujeron en el centro de la política salarial del gobierno, que no sólo repercutió desfavorablemente en el crecimiento de los salarios reales y de la masa salarial anual, sino también en la disminución gradual de la participación salarial en el ingreso. En retrospectiva, podría afirmarse que esta orientación de la política salarial resultó desastrosa para los intereses de los asalariados, y también de las capas de menores ingresos de la población, al anular en los hechos el papel esencial de los salarios mínimos, es decir, como instrumento de política social en apoyo de los estratos menos favorecidos de la sociedad.

Las repercusiones de lo anterior fueron muy claras, en la medida en que afectaron la distribución de los ingresos salariales recibidos por los hogares, disminuyendo la participación de los hogares más pobres en la parte baja de la distribución salarial, en cuyo caso se hubiesen registrado cambios de alguna importancia en los indicadores de concentración del ingreso salarial de los hogares. En ese sentido, los indicadores de desigualdad habrían tendido a disminuir en los años de mayor dinamismo en el crecimiento del salario mínimo real, como sucedió en las décadas de los sesenta y primera mitad de los setenta, y a frenar su disminución e incluso aumentar o como sucedió a partir de entonces.

No contamos con estimaciones confiables de la trayectoria de largo plazo de indicadores de la desigualdad salarial de México; por ello, y sin pérdida de generalidad, el breve análisis que a continuación ofrecemos se basa en estimaciones del Coeficiente de Gini de los ingresos totales de los hogares, que refleja, con bastante exactitud, las tendencias seguidas los ingresos salariales de los hogares.<sup>35</sup> Sabemos, sin embargo, que la medición del grado de concentración del ingreso de los hogares, a partir de encuestas de ingresos, resulta particularmente

---

<sup>35</sup> Esta fuente de ingresos representa alrededor de cuatro quintas partes del ingreso total de los hogares en México, de acuerdo con la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) revelada periódicamente por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI).

compleja, porque las encuestas proporcionan información incompleta sobre los ingresos de las familias, tanto en la parte baja de la distribución (hogares pobres) como en la parte alta de la misma (hogares ricos); es decir, sólo permiten observar lo que se conoce como una distribución ‘truncada’ de los ingresos de los hogares (Cortés, 2001: 879 y ss.).

En efecto, en términos empíricos, el ‘truncamiento’ de la distribución impide estimar con precisión la fracción del ingreso nacional disponible que reciben los hogares de muy bajos o de muy altos ingresos, es decir, las encuestas distorsionan la medición del grado de concentración o dispersión de los ingresos familiares y afectan, por tanto, la medición de la incidencia de la pobreza y de la pobreza extrema.

No es aquí el lugar para entrar en esta discusión; bástenos agregar que, a consecuencia de este problema, algunos investigadores han optado por ajustar la información disponible con información estadística más confiable como el Sistema de cuentas nacionales. Otros estudiosos, por el contrario, basan sus análisis en información de las encuestas, sin mediar ajuste alguno, a pesar de los sesgos e inconsistencias en que se sabe se incurre. A fin de cuentas, a pesar de que ambos procedimientos metodológicos distorsionan los resultados en una magnitud difícil de precisar, en el caso de análisis de largo plazo resulta imprescindible optar por series *relativamente* homogéneas, de manera que permitan identificar las trayectorias de largo alcance adoptadas por los indicadores de concentración de la distribución del ingreso.<sup>36</sup>

El cuadro 3 presenta la evolución probable de largo plazo del coeficiente de Gini del ingreso total de los hogares mexicanos, con estimaciones metodológicamente homogéneas sin ajustar a cuentas nacionales, para años seleccionados del periodo 1950 a 2016, y la gráfica 3(a) ilustra su trayectoria de largo plazo. Aunque no se observan tendencias iguales con ambas estimaciones sin ajuste a

---

<sup>36</sup> El procedimiento de ajuste de las encuestas de ingresos se inició con las investigaciones de Navarrete sobre México en los años sesenta, y se desarrolló y perfeccionó con las realizadas por Óscar Altimir (1987). En investigaciones sobre la economía mexicana se han empleado ambos enfoques, con resultados parcialmente diferentes. Para análisis de largo plazo, aplicando ajustes a los datos del Sistema de Cuentas Nacionales véase Hernández Laos (2003). Para investigaciones sin ajustar los datos de las encuestas véase Cortés (s.f.), Székely (2004) y CONEVAL (2018). En busca de uniformidad metodológica, y conscientes de sus limitaciones, en lo que sigue tomaremos como relevantes las estimaciones de largo plazo, sin ajustar a Cuentas Nacionales presentadas por Cortés (s.f.), Székely (2004) y CONEVAL (2018).

cuentas nacionales, su trayectoria de largo plazo es relativamente similar: una orientación claramente descendente de la desigualdad de la distribución del ingreso (descenso del coeficiente de Gini) en los años sesenta y primera mitad de los setenta, continuada por un aumento en la segunda mitad de esa década, con fluctuaciones menos acentuadas en los siguientes años, dependiendo en parte de la trayectoria del ciclo económico hasta finales del siglo pasado; a partir de entonces, de acuerdo con las estimaciones de Cortés (s.f.), la tendencia se prolonga con una pausada trayectoria descendente en la primera década del nuevo siglo.

El rumbo seguido por la desigualdad de la distribución del ingreso de los hogares habría sido consecuencia, sin lugar a dudas, de muy diversos factores de carácter histórico, económico, social y político, entre los cuales no podría descartarse la naturaleza de la política social instrumentada por el Estado, en el contexto aquí abordado del desarrollo de largo plazo de la economía y de sus vinculaciones con el sector externo de la misma (Hernández Laos, 2003). En lo que aquí nos concierne, resulta de interés destacar que, en más de un sentido, la trayectoria de largo plazo seguida se asocia con tendencias opuestas a las observadas por las tasas de salario real. Podemos observar, por ejemplo, que el dinámico aumento de los salarios reales (mínimo y manufacturero) de los sesenta y primera mitad de los setenta, se acompañó de una significativa disminución del coeficiente de Gini, apuntando el posible efecto favorable del crecimiento real de los salarios en la reducción de la desigualdad en la distribución del ingreso en esos años.

Además, como afirmamos en otra parte, la abrupta reducción del salario real a partir de la *década perdida* de los ochenta, que coincidió con el proceso de apertura externa de la economía, ciertamente tuvo una influencia importante sobre la concentración del ingreso de los hogares, acrecentando el valor del coeficiente de Gini (Hernández Laos y Velázquez Roa, 2003); mantenerse con fluctuaciones menores en las siguientes décadas y adoptar una leve tendencia decreciente en los últimos años (Cortés, s.f.: 27–32).<sup>37</sup> A pesar de las tendencias descritas, utilizando el restringido número de observaciones con información coincidente del coefi-

---

<sup>37</sup> En este sentido, el Dr. Cortés observa: «Tomó un poco más de un cuarto de siglo para que México volviera a tener [de acuerdo con sus estimaciones] la distribución del ingreso que había alcanzado en la época del desarrollo orientado hacia adentro» (paréntesis nuestro). Es altamente probable que los más recientes aumentos del salario mínimo en México, decretados en 2019 y principios del 2020, hayan ejercido una tendencia decreciente más significativa del coeficiente de Gini en la actualidad, pero de ello no contamos aún con evidencia empírica.

ciente de Gini y del salario mínimo real (veinte en total), no se corrobora en términos estadísticos, ni el signo, ni el grado de asociación entre ambas variables.<sup>38</sup>

De lo anterior podemos inferir que, a pesar de que las remuneraciones salariales constituyen la fracción más importante del ingreso de los hogares en México, el salario mínimo real no parece haber repercutido significativamente sobre el grado de su concentración o dispersión, por la pérdida de su papel redistributivo del ingreso como instrumento de política social y comenzar, a partir de los noventa, a ser utilizado con propósitos de control macroeconómico de las presiones inflacionarias suscitadas en la economía mexicana a partir de entonces.

## 7. Evolución salarial y líneas de pobreza de los hogares

Desde un punto de vista teórico, la evolución de largo plazo de los salarios mínimos puede tener una influencia significativa sobre la tasa de pobreza extrema, por los efectos que puede tener en la parte baja de la distribución del ingreso de los hogares (Wolf, 2009: 556–59). Sin embargo, en el caso de nuestro país, el magro desempeño de los salarios mínimos en las últimas décadas, a pesar de haber dejado de repercutir directamente en los patrones distributivos del ingreso de los hogares, como acabamos de referir más arriba, tuvo un efecto marginal (anual) sobre los incrementos salariales (anuales) promedio de la economía, como también documentamos en páginas anteriores.<sup>39</sup>

Para tener un contexto explícito sobre los efectos (indirectos) de los salarios mínimos sobre la incidencia de la pobreza, recordemos que los métodos de medición de la pobreza comúnmente empleados en nuestro país son los dos siguientes: (i) el método de los ingresos y (ii) el método multidimensional.<sup>40</sup> Para

---

<sup>38</sup> Como lo muestra el valor y el signo del coeficiente de correlación simple ( $r = +0.1326$ ;  $\rho = 0.218$ ), escasamente significativo en términos estadísticos.

<sup>39</sup> Consulte de nuevo los resultados del ejercicio de cointegración presentados en el cuadro A.8, y de los ejercicios de regresión mostrados en los cuadros A.9 y A.10, que vinculan el crecimiento entre las desviaciones de la tendencia Hodrick-Prescott de largo plazo de ambas variables ( $CYMHH$  y  $CYSMFHH$ ) o entre las tasas de crecimiento medio anual de los salarios mínimos por hora-hombre trabajada ( $SMHH$ ) y las tasas de crecimiento anual de los salarios manufactureros por hora-hombre ( $GSMFHH$ ), ejercicios que muestran satisfactorios índices de confiabilidad estadística.

<sup>40</sup> El método de los ingresos de los hogares establece una canasta normativa de satisfactorios

nuestros fines, dispusimos una serie estadística de largo plazo de la tasa de *pobreza extrema* en México, estimada por Székely (2004) por el método de ingresos, sin ajuste a cuentas nacionales, para algunos años (no consecutivos del periodo 1950 a 1992). Esa información es metodológicamente compatible con las estimaciones del Comité Técnico (2002) y con las presentadas por Cortés et al. (2003), y posteriormente actualizadas con idéntica metodología por CONEVAL (2019). Estas series se muestran el cuadro 3 y en la gráfica 3(b).

Mediante análisis de correlación simple,<sup>41</sup> esta información muestra que la evolución de la tasa de pobreza extrema en México no se encuentra estadísticamente asociada con la evolución del salario mínimo real de largo plazo ( $r = +0.054$ ;  $p = 0.327$ ), no así con la trayectoria del salario manufacturero real ( $r = -0.812$ ;  $p = 0.01$ ) y con la evolución del coeficiente de Gini del ingreso total de los hogares ( $r = +0.344$ ;  $p = 0.05$ ). El signo de la asociación nos permite, además, establecer en términos estadísticamente confiables la dirección correcta de la asociación: (i) a *mayor* salario manufacturero, cabe esperar *menor* tasa de pobreza extrema ( $r < 0$ ), por una parte y (ii) a *mayor* concentración del ingreso de los hogares (mayor coeficiente de Gini), se esperarían *mayores* niveles de la tasa de pobreza extrema ( $r > 0$ ).

Estos resultados son particularmente interesantes, en la medida en que la evolución de largo plazo del salario mínimo, a pesar de no ejercer un efecto *directo* –estadísticamente significativo– sobre la tasa de pobreza extrema, ciertamente repercute de manera indirecta, por la influencia positiva (principalmente restricti-

---

esenciales valuada a precios de mercado, e identifica a los hogares en condiciones de pobreza como aquellos cuyo ingreso por miembro del hogar no cubre el costo de la canasta normativa de consumo. Como el salario mínimo está orientado a los hogares de menores ingresos, la línea pertinente es la que marca los niveles de pobreza extrema estimados por el Comité Técnico para la Medición de la pobreza (2002) y posteriormente actualizados por Cortés et al. (2003) y por CONEVAL (2018). El método multidimensional, además del nivel de ingreso de los hogares, toma en cuenta el grado de acceso que los hogares tienen a diferentes bienes o servicios por lo general no adquiridos por mercado y, por tanto, no se incluyen en la canasta de satisfactores básicos referida, sino que los hogares los reciben principalmente por medio de transferencias gubernamentales (CONEVAL, 2019).

<sup>41</sup> No se presenta un análisis de regresión convencional, porque el número de observaciones en primeras diferencias de las variables no es suficiente para llevarlo a cabo en esta modalidad, toda vez que las variables en niveles no consignan raíz unitaria.

va) que ha ejercido en el largo plazo los aumentos del salario mínimo sobre los aumentos anuales del salario manufacturero promedio, ambos en términos reales.

Para ilustrar, de manera sencilla, el alcance de los salarios reales en México, tanto los mínimos como los manufactureros diarios, considérense las líneas de pobreza, tanto en el medio rural como en el ámbito urbano, trazadas por el CONEVAL para el año 2010, para un hogar típico de nuestro país, consistente de 3.8 miembros en el medio urbano y de 4.1 miembros por hogar en el medio rural, tomando en consideración un solo perceptor de ingresos en ambos casos (CONEVAL, *Líneas de bienestar*, 2012–2014).<sup>42</sup> La gráfica-mosaico 5 exhibe, de manera simultánea, la evolución de largo plazo del *salario mínimo* real y las líneas de bienestar en el medio *urbano* (panel 1), y en el medio *rural* (panel 2). Además, presenta la evolución del salario *manufacturero* en términos reales y las líneas de bienestar en el medio *urbano* (panel 3) y en el medio *rural* (panel 4).

Con estas ilustraciones, podemos observar la notable *insuficiencia* del salario mínimo diario para cubrir las necesidades mínimas (alimentarias) de un hogar típico *urbano*, con excepción, quizás, del breve periodo –menor de dos décadas– comprendido entre 1965 y 1982, y su total insuficiencia para cubrir todas las necesidades básicas del hogar típico *urbano* trazadas por la línea de pobreza general, ambos casos a lo largo de las siete décadas cubiertas por nuestro análisis (gráfica 5, panel 1).

Por otra parte, la capacidad del salario mínimo para cubrir las necesidades mínimas (alimentarias) del hogar típico *rural* habría sido suficiente por espacio de 24 años (1963–1987). Sin embargo, en las siguientes tres décadas, desde finales de los ochenta hasta ahora (1988–2018), el salario mínimo ha sido notoriamente insuficiente para cubrir no sólo las necesidades mínimas y las necesidades gene-

---

<sup>42</sup> El costo diario de las canastas de satisfactores básicos (precios de 2010), de acuerdo con la institución, se presenta en el cuadro 4. Debemos tener en cuenta que esta aproximación a la medición de la pobreza extrema y general dista mucho de ser precisa, porque se basa en dos supuestos no necesariamente realistas: (a) supone que el contenido de los bienes y servicios incluidos en ambas líneas de pobreza, referidos al año 2010, serían similares o sustitutos a los que podrían haberse adquirido por los hogares en el largo plazo, o (b) se estaría suponiendo, además, que el costo relativo de los satisfactores seleccionado por el CONEVAL para el año 2010 se habría mantenido similar en el largo plazo. Ambos supuestos, creemos, son escasamente plausibles, por lo que deben tomarse sólo como ilustrativos de las tendencias de largo plazo.

rales del hogar *rural* típico en el largo plazo, con excepción del quinquenio comprendido entre 1974 y 1979 (gráfica 5, panel 2).

En contraposición, la capacidad de un salario diario como el manufacturero en términos reales, sí habría sido suficiente para cubrir las necesidades alimentarias, tanto de un hogar típico *rural* como *urbano* de manera ininterrumpida a lo largo de todo el periodo analizado (1950–2018). Sin embargo, no habría alcanzado a cubrir el costo de las necesidades generales (alimentarias y no alimentarias) del hogar típico *urbano* durante las décadas de los cincuenta, sesenta, parte de los setenta y los ochenta, para si estar en condiciones de cubrirlas de manera poco más holgada a partir de los noventa hasta la actualidad (gráfica 5, panel 3). Por último, y dado que el costo de la canasta conjunta de satisfactores esenciales para los hogares rurales es menor que el estimado por el CONEVAL para los hogares urbanos, un salario rural equivalente al salario manufacturero habría alcanzado sobradamente para cubrir las necesidades básicas del hogar típico rural, con la excepción de unos pocos años de la década perdida de los años ochenta<sup>43</sup> (gráfica 5, panel 4).

El breve ejercicio anterior pone de manifiesto, entonces, la limitada capacidad temporal que ha tenido el salario mínimo para cubrir de *manera directa* las necesidades más perentorias (las alimentarias), de los hogares típicos urbanos y rurales, con excepción de sólo una fracción de los años considerados del análisis de largo plazo que venimos realizando. Peor aún, resulta más evidente la notable incapacidad del salario mínimo para cubrir las necesidades conjuntas (alimentarias y no alimentarias) de los hogares, con la excepción de un par de años en el caso de los hogares rurales.

En comparación, el poder adquisitivo del salario manufacturero, en términos reales, mostró suficiente capacidad para adquirir la canasta de satisfactores alimentarios de los hogares típicos, tanto urbanos como rurales, a lo largo de todo el periodo de largo plazo que venimos analizando. Sin embargo, no habría alcanzado para adquirir la canasta total de satisfactores esenciales del CONEVAL en las

---

<sup>43</sup> Esta última comparación es sólo ilustrativa, ya que el salario manufacturero se devenga preferentemente en las áreas urbanas, no en las áreas rurales del país. Por ello, no cabría esperar que en las áreas rurales fuese común el pago de un salario *equivalente* al manufacturero que, para 2018, alcanzó una cuantía siete veces mayor que el salario mínimo, este último si es –hasta cierto punto– comúnmente devengado por jefes de hogar radicados en actividades preferentemente rurales de la geografía nacional.



décadas de los cincuenta, sesenta, primera parte de los setenta y en el decenio de los ochenta, en el caso de los hogares típicos *urbanos*; en los hogares rurales, por el contrario, un salario equivalente al manufacturero habría alcanzado a sufragar la canasta conjunta de satisfactores esenciales, en buena parte de los años analizados, excepto en los cincuenta y en una parte de los ochenta.

## 8. Recapitulación

En este texto hemos examinado con cierto detenimiento las tendencias de largo plazo de los salarios mínimos y manufactureros reales, y su relación con las trayectorias seguidas con las condiciones medias del empleo, de la productividad laboral y de los niveles de bienestar mínimo de los hogares mexicanos, en el contexto de largo plazo abarcado por el periodo que inicia en 1950 y termina en 2018.

Partimos de la afirmación de los libros elementales de texto de Economía Laboral que, a partir de modelos sencillos de oferta y demanda en mercados de competencia pura, sostienen que al aumentar el salario mínimo por encima del salario medio de equilibrio, el mínimo se constituye en un 'piso' para los salarios en general, por lo que cabría esperar que produjese una disminución de la demanda de trabajadores, acompañada de un aumento del número de éstos dispuestos a trabajar por el mayor salario; es decir, produce desempleo. Además, se sostiene, el aumento del salario mínimo presionará al alza los costos laborales y los precios de los bienes y servicios, deteriorando el poder adquisitivo de los trabajadores. Sobra mencionar que los especialistas reconocen, sin embargo, que lo anterior se confirma sólo en contadas ocasiones; más recientemente se sostiene que los efectos provocados por los mayores salarios mínimos, en todo caso, toman tiempo, con cambios más en el crecimiento que en forma instantánea en los niveles de empleo.

En una economía dualista, con elevada participación de empleo informal, la introducción de un salario mínimo tenderá a deprimir los salarios en el segmento del mercado de trabajo en el que no es obligatorio su cumplimiento. En efecto, existen pruebas de que en países de América Latina los aumentos del salario mínimo repercuten en el sector informal, en virtud del llamado efecto de *Lighthouse*, por medio del cual los aumentos del mínimo inducen a los trabajadores informales a exigir aumentos salariales, lo que sugiere que éstos retienen suficiente poder de negociación, como para superar el efecto negativo que recibe la oferta

de mano de obra por el aumento salarial. Más recientemente, también se han analizados los efectos de los salarios mínimos sobre el bienestar y la distribución del ingreso de los hogares. Se apunta que el salario mínimo, al incidir en la parte baja de la distribución salarial, no sólo afecta a los trabajadores de bajos salarios, sino también a sus niveles de empleo, lo que abre las puertas para el análisis de sus repercusiones sobre las tasas de pobreza y pobreza extrema de la sociedad.

Desde esta óptica, parte de la justificación del salario mínimo radica en sus posibles repercusiones para reducir la desigualdad económica de los países; sin embargo, los estudios consultados no son conclusivos, porque en el agregado el efecto neto dependerá de la repercusión conjunta que el aumento del salario mínimo tenga, tanto en el ingreso de quienes lo reciben como en la posible pérdida de empleos derivada del mayor salario mínimo; por ello, los especialistas recomiendan examinar este aspecto principalmente de manera empírica en la práctica.

El análisis empírico del caso mexicano aquí abordado nos ha llevado, por tanto, a examinar la trayectoria de largo plazo de las remuneraciones salariales de México. Las tendencias de largo plazo indican, sin lugar a dudas, que el salario mínimo real en México, después de muchas vicisitudes, mantiene en la actualidad un poder adquisitivo muy similar al que registró ocho y media décadas atrás, a principios de los años treinta; en consecuencia, entre ambos extremos de este largo periodo, el salario mínimo real en México habría registrado una tasa de crecimiento de largo plazo de ¡sólo 0.02% medio anual!

En ese recorrido de largo plazo, el salario mínimo real registró tres etapas muy claramente diferenciadas: (i) un aumento sustantivo desde 1950 hasta mediados de los setenta, equivalente a +4.8% medio anual; (ii) para continuar, en las siguientes décadas con un prolongado descenso, del orden de -5.7% anual, que se prolongó con muy pocas interrupciones hasta finales del siglo pasado, y (iii) a partir de inicios del nuevo siglo, una muy precaria recuperación anual en las primeras dos décadas, de sólo 1.1% por año en promedio.

Resulta evidente que la trayectoria de largo plazo del salario mínimo real provocó notables desequilibrios en la estructura distributiva de los salarios, como se aprecia al observar la relación entre el salario mínimo y el salario manufacturero medio por hora-hombre a lo largo de las siete décadas analizadas. En efecto, de representar el salario mínimo poco más de un tercio (37.5%) del salario manufacturero a inicios de los cincuenta, en las siguientes dos y media décadas esa proporción por encima de 50%, para 1976, año en que el poder adquisitivo del

salario mínimo alcanzó su mayor nivel en términos relativos. Sin embargo, en los siguientes lustros su notable deterioro provocó que el mínimo representara menos de una quinta parte (17.4%) del salario manufacturero hacia mediados de los noventa, sólo una décima parte justo antes de la Gran Recesión de 2008, para recuperarse muy ligeramente y llegar a representar una quinta parte del salario manufacturero en 2018.

Con todo, resulta evidente el precario poder adquisitivo del salario mínimo en México en la actualidad, si se le compara con otros países latinoamericanos, en términos de su relación con el valor del PIB per cápita, como lo manifiestan investigaciones de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) y de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL). Tan desfavorables tendencias, impulsadas por las políticas laborales del gobierno desde mediados de los setenta, resultaron notablemente perniciosas para los intereses de las clases trabajadoras, quienes en última instancia pagaron, a partir de los ochenta, los costos derivados de las políticas públicas de apoyo del modelo exportador de manufacturas, modelo que prevalece hasta ahora en la economía mexicana.

¿Cómo podrían caracterizarse estas tendencias en términos económicos? Los resultados presentados en este ensayo confirman, por una parte, una relación inversa estadísticamente significativa entre el salario mínimo y el empleo agregado de la economía mexicana en el largo plazo, aunque no se logra precisar de manera robusta la *dirección de la causalidad Granger* entre ambas variables, como sostiene la hipótesis neoclásica tradicional, en el sentido de que es el salario mínimo el que provoca la reducción del empleo. La prueba estadística de esta relación tampoco se confirma en términos de desviaciones de corto plazo (anuales) de la tendencia Hodrick-Prescott de las variables, ni en términos dinámicos (tasas de crecimiento), como argumentan Meer y West (2013).

Por otra parte, las pruebas estadísticas aplicadas sugieren la existencia de una muy significativa asociación estadística entre las desviaciones de su tendencia Hodrick-Prescott del salario manufacturero diario y las correspondientes desviaciones del salario mínimo diario, relación que 'explica' dos terceras partes de la varianza de los salarios manufactureros reales, la cual se confirma, en términos estadísticos confiables, cuando se aplica a las tasas de crecimiento anual de ambas variables, con un valor positivo de la *elasticidad* de crecimiento del salario manufacturero respecto a cambios del salario mínimos es positiva de 0.23. Esta cercana relación ha resultado perjudicial para la política salarial de México, en la medida en que se ha atado el crecimiento de los salarios manufactureros (como

proxy del salario promedio, por ejemplo) al exiguo crecimiento del salario mínimo, por lo menos en las últimas cuatro décadas.

A escala macroeconómica, por otra parte, interés especial reviste averiguar la relación que ha guardado el crecimiento de los salarios reales con el de la productividad laboral, dado el importante papel que ésta tiene sobre el control de las presiones inflacionarias, la distribución funcional del ingreso y las tasas de pobreza y de pobreza extrema. En el contexto de largo plazo que aquí analizamos, esta relación se comprueba estadísticamente de manera satisfactoria, pero no logra aclararse la dirección de la causalidad Granger entre ambas variables, al apuntar al inverso de la causalidad supuesta por la teoría. Es decir, en términos estadísticos se prueba, por el contrario, la causalidad expresada en su momento por Alfred Marshall, quien sostuvo que, en el *largo plazo*, el salario es causante del crecimiento de la productividad laboral, complementando la causalidad inversa que se supone opera en corto plazo, hipótesis también reivindicada por Marshall y que ahora sostiene la teoría económica convencional.

En el contexto anterior, las pruebas estadísticas anteriores, al apuntar el posible papel ejercido por el salario mínimo sobre el salario manufacturero (como proxy del salario promedio de la economía) por efecto del llamado *efecto faro*, podría haber ejercido de manera permanente retrasos sobre el crecimiento de la productividad laboral. Valdría la pena sugerir que una parte importante de esta cadena de acontecimientos podría haberse iniciado con los frecuentes episodios devaluatorios de las décadas de los setenta y ochenta, precisamente cuando las restricciones al crecimiento del salario mínimo comenzaron a ser operadas como instrumento de control de las presiones inflacionarias de la economía. Ello habría tenido, sin lugar a dudas, efectos de significación sobre la trayectoria seguida por la distribución funcional del ingreso, como demostramos en un estudio anterior,<sup>44</sup> y que al disminuir la participación salarial en el ingreso habría repercutido, a su vez, en la distribución del ingreso de los hogares y, por extensión, sobre los índices de pobreza y pobreza extrema de la economía nacional.

De ser acertada la argumentación anterior, podríamos inferir que el notable deterioro del crecimiento de largo plazo del salario mínimo a partir de mediados de la década de los setenta, conjuntamente con los acentuados episodios devaluatorios de los ochenta y noventa, no sólo eliminó el papel directamente

---

<sup>44</sup> Véase Hernández Laos (2000: 160–165).

redistributivo del ingreso que suele tener el salario mínimo al comenzar a ser utilizado con propósitos de control macroeconómico de las presiones inflacionarias. Asimismo, toda vez que las remuneraciones salariales constituyen la porción más importante del ingreso disponible de los hogares en México, el salario mínimo habría desalentado el crecimiento de los salarios promedio y de todo el abanico salarial en las últimas décadas, restringiendo por tanto el acceso de los hogares a la satisfacción de sus necesidades esenciales.

El breve ejercicio discutido en la última parte de este ensayo permite ilustrar, con claridad, cómo las tendencias contractivas del *salario mínimo real*, por una parte, y de los salarios manufactureros reales, tomados como proxy del salario medio, limitaron la capacidad de las remuneraciones salariales mínimas, para cubrir en el largo plazo las necesidades básicas más perentorias de los hogares rurales típicos, y en diversas etapas también de los hogares urbanos, trazadas por las líneas de pobreza extrema del CONEVAL. En contraste, el poder adquisitivo del salario manufacturero habría sido suficiente para cubrir el costo de la canasta de satisfactores alimentarios de los hogares típicos, tanto rurales como urbanos, a lo largo de todo el periodo de largo plazo que hemos analizado. Sin embargo, no habría sido suficiente para costear la canasta total de satisfactores esenciales del CONEVAL de los hogares urbanos típicos en las décadas de los cincuenta, sesenta y primera parte de los setenta, así como en el decenio de los ochenta. En el caso (improbable) de que el salario medio rural hubiese tenido el poder adquisitivo del salario manufacturero real, en esa situación hipotética, ese poder adquisitivo habría alcanzado muy bien a sufragar la canasta total de satisfactores esenciales de la institución, en la mayoría de los años analizados, excepto en la década de los cincuenta y en parte de la 'década perdida' de los ochenta.

Por último, vale hacer una acotación. A pesar de los severos problemas que se encuentran en la información salarial de México para el análisis de largo plazo, los argumentos desarrollados en este ensayo nos llevan a volver a plantear la pregunta que en su momento hicieron investigadores que nos precedieron, en el sentido de si los aumentos salariales como los aquí descritos significaron, en realidad, mejoras sustantivas en los niveles de bienestar de la clase trabajadora en México. A la luz de lo aquí analizado, queda para uno la tentación de contestar, al igual que los investigadores que nos precedieron, quienes respondieron de manera por demás escueta: «posiblemente no mucho» (Borts y Águila, 2006: 138). Las tendencias salariales examinadas, a pesar de las precauciones tomadas por

compatibilizar las series estadísticas que hemos utilizado, confirman sin lugar a dudas la aseveración suscrita por ambos investigadores.

## Referencias

- Allegretto, S. A., Dube, A., & Reich, M. (2011). Do Minimum Wage Really Reduce Teen Employment? Accounting for heterogeneity and selectivity in state panel data. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 2, vol. 50, 205–240.
- Altimir, O. (1987). Income Distribution Statistics in Latin America and Their Reliability. *Review of income and wealth*, 2, vol. 33, 111–155.
- Arceo G., E. O. & Campos, V., R. M. (2014). Evolución de la brecha salarial de género en México. *El Trimestre Económico*, 323, vol. 81, 619–653.
- Bell, L. A. (1997). The Impact of Minimum Wage in Mexico and Colombia. *Journal of Labor Economics*, 3, vol. 15, Part 2: *Labor Market Flexibility in Developing Countries* (jul. 1997), S102–S35. The University of Chicago Press.
- Boeri, T., & Van Ours, J. (2008). *The Economics of Imperfect Labour Markets*. London: Princeton University Press, 344.
- Boeri, T., P. Garibaldi y M. Ribeiro (2011). The Lighthouse Effect and Beyond. *The Review of Income and Wealth*, Series 57, Special Issue, S54–S78, May 2011.
- Boltvinik, J. & Hernández Laos, E. (1981). Origen de la crisis industrial: el agotamiento del modelo de sustitución de importaciones. Un análisis preliminar. En: Cordera, R., *Desarrollo y crisis de la economía mexicana. Lecturas de El Trimestre Económico*. México: Fondo de Cultura Económica, 456–533.
- Borts, J., & Águila, M. (2006). Earning a Living: A History of Real Wage Studies in Twentieth-Century Mexico., *Latin American Research Review*, 2, vol. 41, 112–138.
- Bosch, M., & Manacorda, M. (2010). Minimum Wage and Earning inequality in Urban Mexico. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4, vol. 2, 128–149.
- Brown, G. (1999). *Equality-then and Now. In Crosland and new labor*. London: Palgrave Macmillan, 48.
- Brown, C., Gilroy, C., & Kohen, A. (1982). The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment: a Survey. *National Bureau of Economic Research*, w0846, 97.
- Cahuc, P., & Zylberberg, A. (2004). *Labor Economics*. London: MIT Press, 1045.

- Calderón, C., & Chong, A. R. Valdés (2005). Labor Market Regulations and Income Inequality: Evidence for a Panel of Countries. *Labor Markets and Institutions*. Santiago: Central Bank of Chile.
- Castillo-Freeman, A., & Freeman, R. B. (1992). When the Minimum Wage Really Bites: the Effect of the US-Level Minimum on Puerto Rico., En: *Immigration and the Work Force: Economic Consequences for the United States and Source Areas*. University of Chicago Press, 177–212.
- CONASAMI (2019). Historia del salario mínimo (última actualización: abril de 2019). Comisión Nacional de los Salarios Mínimos. <[https://es.wikipedia.org/w/index.php?title=Salario\\_mínimo&oldid=121665537](https://es.wikipedia.org/w/index.php?title=Salario_mínimo&oldid=121665537)>.
- CONEVAL (2019). *Líneas de bienestar*, 2012–2014. Portal electrónico.
- CONEVAL (2010). *Medición multidimensional de la pobreza en México*. Minor Mora (coordinador). México, D.F.: El Colegio de México; Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social.
- Cortés, F. (2001). Hogares y desigualdad/crisis, miembros del hogar e ingresos. *Demos*, 014.
- Cortés, F. (2003). El ingreso y la desigualdad en su distribución. México: 1997–2000. *Papeles de Población*, 35, vol. 9, 137–152.
- De, Comité Técnico para la Medición de la pobreza (2002). Medición de la pobreza: variantes metodológicas y estimación preliminar. *Secretaría de Desarrollo Social*, 1, México.
- Dube, A., Lester, T. W., & Reich, M. (2010). Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties, *The Review of Economics and Statistics*, 4, vol. 92, 945–964.
- Edwards, S., & Naím, M. (1997). *Mexico 1994: Anatomy of an Emerging-market Crash*. Washington: Carnegie Endowment for International Peace, 326.
- Fairris, D., Gurleen P., & E. Zepeda. (2008). Minimum Wage and the Wage Structure in Mexico. *Review of Social Economy*, 2, vol. 66, 181–208.
- Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1997). Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage? *Journal of Economic Perspectives*, 2, vol. 11, 75–96.
- Frankema, E. (2009). Reconstructing Labour Income Shares in Argentina, Brazil and Mexico. 1870–2000. Lecture at *Conference a Comparative Approach to Inequality and Development: Latin America and Europe*. Instituto Figuerola, Universidad Carlos III Madrid, mayo de 2009.
- Gindling, T. H. (2018). *Does Increasing the Minimum Wage Reduce Poverty in Developing Countries?* Baltimore: IZA World of Labor, 10.

- Gindling, T. H., & Terrell, K. (2004). Legal Minimum Wage and the Wage of Formal and Informal Sector Workers in Costa Rica. *William Davidson Institute Working Paper*, 701, 44.
- Gramlich, E. M. (1976). The New York City fiscal crisis: what Happened and what is to be Done? *The American Economic Review*, 2, vol. 66, 415–429.
- Gregory, R. G. (1986). Wage Policy and Unemployment in Australia. *Económica*, 210, vol. 53, S53–S74.
- Gruben, W. C., & McCombs, R. P. (1997). Liberalization, Privatization, and Crash: Mexico's Banking System in the 1990s. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Dallas*, 21–30.
- Haber, S., Mauer, N., & Middlebrook, K. J. (2008). *Mexico Since 1980: a Second Revolution in Economics, Politics, and Society*. California: Cambridge University Press, 244.
- Hernández Laos, E. (1997). Perspectivas del desarrollo regional en México frente a la globalización. *Economía. Teoría y Práctica*, 22.
- Hernández Laos, E. (2000). *La competitividad industrial en México.*, México: Plaza y Valdés, 402.
- Hernández Laos, E. (2000). *Prospectiva demográfica y económica de México y sus efectos sobre la pobreza*. México: Consejo Nacional de Población.
- Hernández Laos, E. (2001). Retos para la medición de la pobreza en México. *Comercio Exterior*, vol. 2, 860–868.
- Hernández Laos, E. (2003). Distribución del ingreso y pobreza. *Trabajo*, vol. 5, 97–128.
- Hernández Laos, E. & Velázquez Roa, J., (2003). Globalización, dualismo y distribución del ingreso en México. *El Trimestre Económico*, 279, vol. 70, 535–578.
- Heróles GG, J. R. (1990). Estabilización y crecimiento en México: gestión de la deuda pública interna. *El Trimestre Económico*, 226, col. 57, 403–433.
- INEGI (2020). *Sistema de Cuentas Nacionales de México* (consulta el 14 de diciembre de 2020).
- Jones, P. (1997). The Impact of Minimum Wage Legislation in Developing Countries Where Converge is Incomplete. *Centre for the Study of African Economies Working Paper*, 98, 33.
- Kalecki, M. (1956). *Teoría de la Dinámica Económica: ensayos sobre los movimientos cíclicos y a largo plazo de la economía capitalista*. México: Fondo de Cultura Económica, 184.
- Keynes, J. M. (1964). The General Theory of Employment, Interest and Money. *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, vol. 7, 1971–1979.



- Kristensen, N., & Cunningham, W. L. (2004). ¿Do Minimum Wage in Latin America and the Caribbean Matter?: Evidence from 19 Countries. *World Bank Publications*, 3870, 50.
- Krozer, A. (2018). Inequality in Perspective: Rethinking Inequality Measurement, Minimum Wage and Elites in Mexico. Disertación doctoral. Universidad de Cambridge, 209.
- Lemos, S. (2004). The Effects of the Minimum Wage in the Formal and Informal Sectors in Brazil. *Institute of Labor Economics IZA Discussion Papers*, 1089, 26.
- Lester, R. A. (1947). Marginalism, Minimum Wage, and Labor Markets. *The American Economic Review*, 1, vol. 37, 135–148.
- Maloney, W., & Núñez, J. (2004). Measuring the Impact of Minimum Wages: Evidence from Latin America. En: Heckman J., Pages, C. (eds.). *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, 109–130.
- Manning, Alan (2016). The Elusive Employment Effect of the Minimum Wage (MW). CEP Discussion Paper, 1428, May.
- Marshall, A. (1977). Principles of Economics. (An introductory volume). London: The Macmillan Press LTD.
- Marx, K. (1968). *El capital*, vol. I. México: Fondo de Cultura Económica.
- Medellín Ruiz, A. (2002). Efectos del salario mínimo sobre el empleo. *Entorno Económico*, 236, vol. XL, 1–6.
- Meer, J., & West, J. (2013). Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics. *Journal of Human Resources*, 2, vol. 51, 500–522.
- Michl, T. (2000). Can Rescheduling Explain the New Jersey Minimum Wage Studies? *Eastern Economic Journal*, 3, vol. 26, 265–276.
- Mincer, J. (1976). Unemployment Effects of Minimum Wages. *Journal of Political Economy*, 4, vol. 84, S87–S104.
- Moreno-Brid, J. C., Garry, S. & Monroy-Gómez-Franco, L. A. (2014). El salario mínimo en México. *Economía UNAM*, 33, vol. 11, 78–93.
- Munguía, L (2014). Productividad y salarios en la industria mexicana. *Paradigmas*. <<http://www.paradigmas.mx/productividad-y-salarios-en-la-industria-mexicana/>>.
- Neumark, D., & Wascher, W. (1995). Minimum-wage Effects on School and Work Transitions of Teenagers. *The American Economic Review*, 2, vol. 85, 244–249.
- Neumark, D., Salas, I., & Wascher, W. (2013). Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: an Evaluation of New Evidence. *NBER Working Paper*, 18681.

- OECD, W. (2013). Implications of Global Value Chains for Trade, Investment, Development and Jobs, vol. 20
- Sabia, J. J. (2015). ¿Estimula el salario mínimo la productividad y el crecimiento? IZA Word of Labor 2015: 1.
- Stigler, G. J. (1946). The Economics of Minimum Wage Legislation. *The American Economic Review*, 3, vol. 36, 358–365.
- Stiglitz, J. E. (2002). Empleo, justicia social y bienestar de la sociedad. *Revista Internacional del Trabajo*, 1–2, vol. 121, 9–31.
- Sylos-Labini, P. (1979). Prices and Income Distribution in Manufacturing Industry. *Journal of Post Keynesian Economics*, 1, vol. 2, 3–25.
- Székely, M. (2005). Pobreza y desigualdad en México entre 1950 y 2004. *El Trimestre Económico*, 288, vol. 72, 913–931.
- Welch, F. (1976). Minimum Wage Legislation in the United States. In O. Ashenfelter and J. Blum (eds.). *Evaluating the Labour Market Effects of Social Programs*. Princeton University Press, 1–38.

## Anexos

### Cuadros

**CUADRO 1. MÉXICO. TASA ANUAL DE CRECIMIENTO REAL DE SALARIO MÍNIMO, SALARIO MANUFACTURERO Y PRODUCTIVIDAD LABORAL (1950-2018).**

Indicador	1950-1976	1976-1994	1994-2008	2008-2018	1950-2018
Producto por hora-hombre trabajada	3.7	-0.4	0.8	0.2	1.5
Producto por persona ocupada	3.5	-0.4	0.7	0.1	1.4
Producto interno bruto per cápita	3.3	1.1	1.6	1.1	2.0
Salario manufacturero por hora-hombre	3.1	0.5	1.2	0.3	1.6
Salario manufacturero por hh / producto por hh	-0.5	0.9	0.4	0.1	0.1
Salario mínimo por hh / producto bruto por hh	1.1	-5.3	-2.2	1.4	-1.2
Salario mínimo por hh / Salario manufacturero por hh	1.6	-5.9	-3.1	1.4	-1.4
Salario mínimo diario	4.8	-5.7	-1.4	1.6	0.3
Salario mínimo por hora-hombre trabajada	4.8	-5.7	-1.4	1.6	0.3
Total de horas hombre trabajadas en el año	2.7	3.6	2.1	2.0	2.7

**Fuente:** Cálculos propios con base en INEGI (2019) Estadísticas Históricas de México, e información tomada de The Conference-Board (enero 21 de 2020), <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>

**CUADRO 2. MÉXICO. PRODUCTO INTERNO BRUTO, SALARIOS MÍNIMOS Y SALARIOS MANUFACTUREROS POR DÍA Y POR HORA-HOMBRE TRABAJADA EN AÑOS SELECCIONADOS (PESOS VALUADOS A PRECIOS CONSTANTES DE 2010).**

Año	Salario Mínimo 1	Salario Manu- faturas 1	Salario Mínimo 2	Salario manu- factu- ras 2	S. Míni- mo HH / PIB HH	S. Ma- nuf. HH / PIB HH	S. Míni- mo HH/ S Manuf HH	PIBpc (000 \$ de pesos)	PIB por ocupado (000 de pesos)	PIB por HH (Pesos 2010)
1950	56.96	151.06	6.82	18.20	0.137	0.365	0.375	33.657	120.240	49.815
1976	213.60	377.23	25.74	45.45	0.205	0.362	0.566	75.892	289.433	125.494
1994	70.82	407.18	8.53	49.06	0.068	0.394	0.174	96.735	278.204	121.760
2008	55.12	395.36	6.64	47.63	0.049	0.350	0.139	123.710	311.181	137.703
2018	66.80	401.44	8.05	48.37	0.061	0.366	0.166	134.709	309.608	137.153
1/ Pesos diarios a precios de 2010.			2/ Pesos diarios por hora-hombre trabajada a precios de 2010.							

**Fuente:** Conference Board, 2019, e INEGI (consulta el 9 de diciembre de 2019).

**CUADRO 2. MÉXICO. POBLACIÓN TOTAL, COEFICIENTE DE GINI, Y TASA DE POBREZA EXTREMA EN AÑOS SELECTOS (1950-2016).**

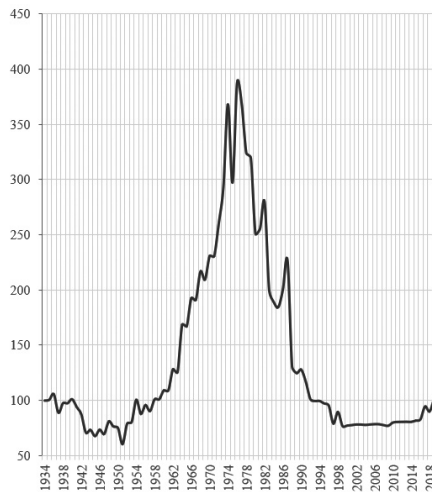
Año	Población Total	Coeficiente de Gini			Tasa de pobreza extrema	
		Cortés	Székely	Coneval	Székely	Coneval
1950	27,945	...	0.52	...	16.7	...
1956	33,335	...	0.52	...	20.7	...
1958	35,488	...	0.53	...	20.9	...
1963	41,462	0.52	0.57	...	18.5	...
1968	48,432	0.50	0.54	...	11.6	...
1977	62,870	0.50	0.49	...	15.7	...
1984	74,353	0.49	0.43	...	16.9	...
1989	82,369	0.54	0.47	...	19.2	...
1992	87,075	0.54	0.48	...	19.4	21.4
1994	90,156	0.55	0.48	...	35.3	21.2
1996	93,147	0.53	0.45	...	33.2	37.4
1998	96,056	0.55	0.48	...	24.3	33.3
2000	98,900	0.55	0.48	...	20.9	24.1
2002	101,685	0.52	0.45	...	18.3	20.0
2004	104,515	0.52	0.46	...	...	17.4
2006	107,560	0.53	...	...	...	18.2
2008	110,815	0.52	...	...	...	13.8

Año	Población Total	Coeficiente de Gini			Tasa de pobreza extrema	
		Cortés	Székely	Coneval	Székely	Coneval
2010	114,093	0.52	...	0.51	...	11.3
2012	117,274	0.50	...	0.50	...	9.8
2014	120,355	...	...	0.50	...	9.5
2016	123,33	...	...	0.50	...	7.6

**Fuente:** Fuentes: Población: Organización de las Naciones Unidas. World Polpulation Prospects, 2019, . ONU, 2019. Cortés, F. (s.f.). “Medio siglo de desigualdad en el ingreso en México”. Székely, M. (2005). “Pobreza y desigualdad en México entre 1950 y 2004”, ECONOMIA/ UNAM. Vol. 10, núm. 29, pp. 12-34.. El Trimestre Económico.vol. LXXII (4), núm. 288, Oct-dic., pp. 913-931. CONEVAL (varias fechas). Página electrónica.

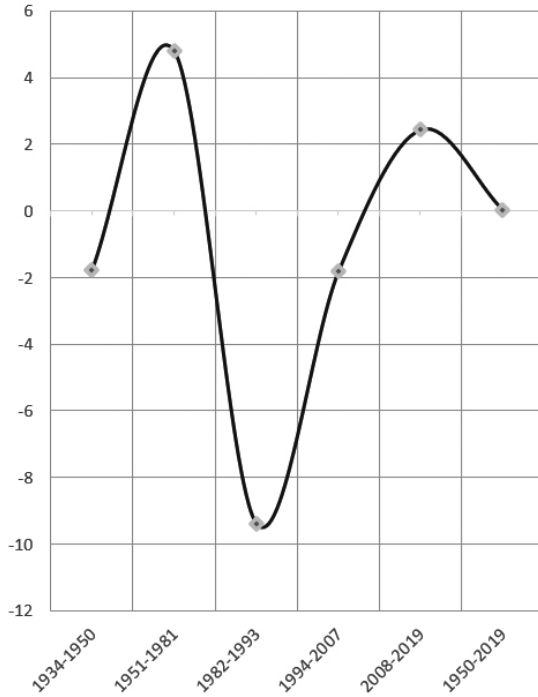
## Gráficas

**GRÁFICA 1. MÉXICO. ÍNDICE DE LARGO PLAZO DEL SALARIO MÍNIMO REAL DIARIO (1934-2019) (1934=100.0)**



**Fuente:** Elaboración propia con información de INEGI, Estadísticas Históricas de México y Comisión Nacional de Salarios Mínimos (CONASAMI) (febrero de 2020).

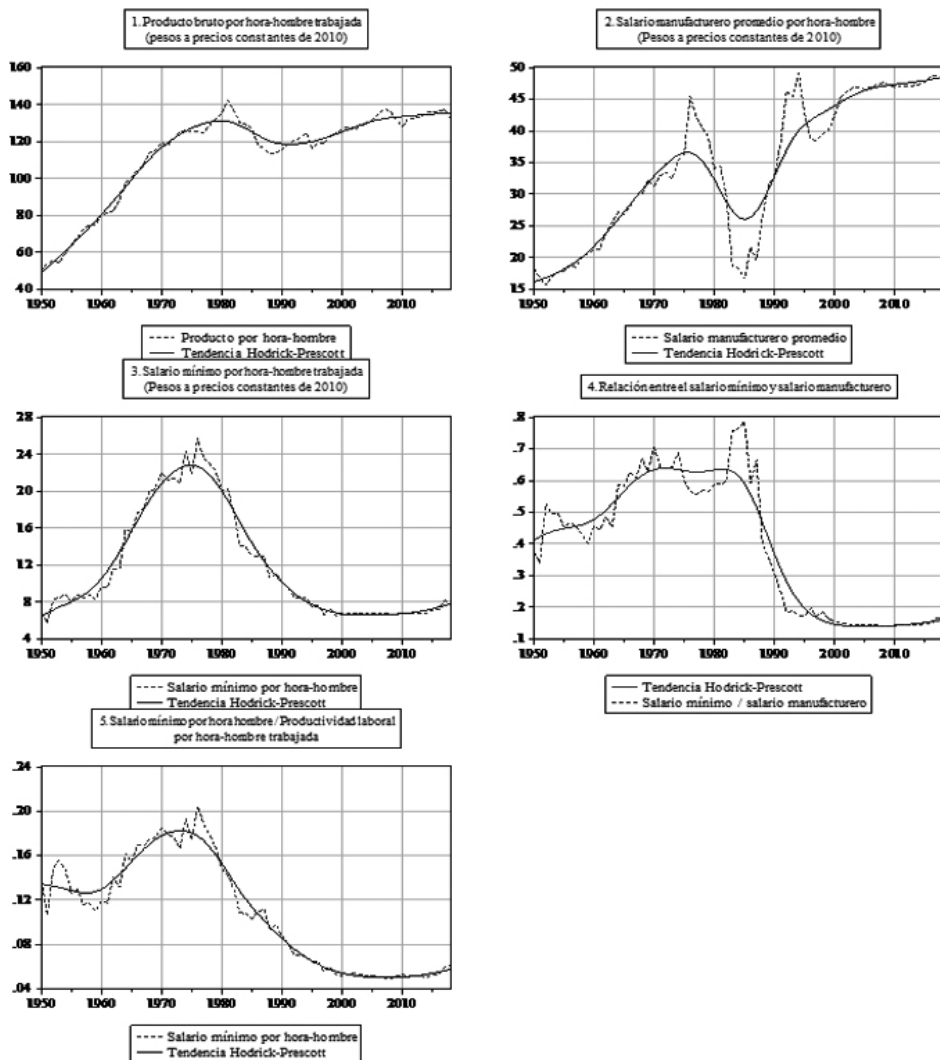
**GRÁFICA 2.** MÉXICO. TASA DE CRECIMIENTO ANUAL DEL SALARIO MINIMO REAL EN PERIODOS SELECCIONADOS (1935-2019) (%)



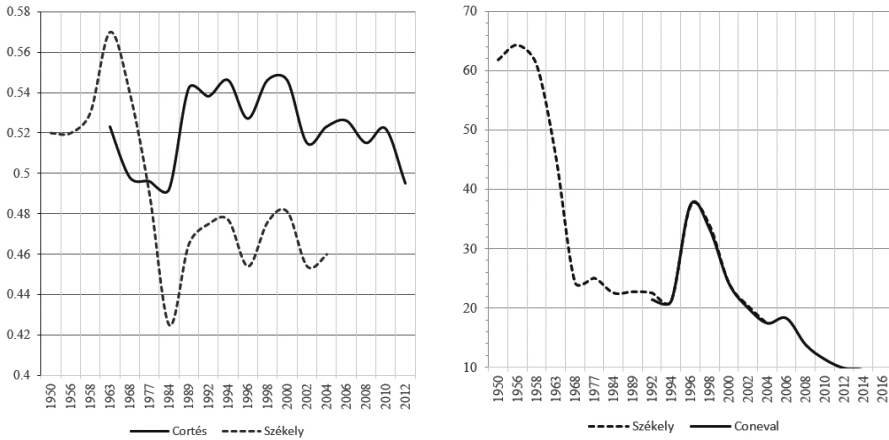
1934-1950	1951-1981	1982-1993	1994-2007	2008-2019	1950-2019
-1.8	4.8	-9.4	-1.8	2.4	0.0

**Fuente:** Cálculos propios con información de CONASAMI (2020).

**GRÁFICA 3. MÉXICO. EVOLUCIÓN DEL LARGO PLAZO DE LA PRODUCTIVIDAD LABORAL PROMEDIO Y DE LOS SALARIOS MÍNIMOS Y MANUFACTUREROS (1950-2018)**



**GRÁFICA 4. MÉXICO. TENDENCIA DEL COEFICIENTE DE GINI CON ESTIMACIONES Y AÑOS CON INFORMACIÓN DISPONIBLE (1950-2012).**



Fuente: Datos tomados del Cuadro 3.

**GRÁFICA 5. MÉXICO. LÍNEAS DE BIENESTAR PARA MÉXICO (2010) (VALORES DIARIOS POR HOGAR TÍPICO URBANO Y RURAL<sup>1/</sup>A PRECIOS MENSUALES CORRIENTES).**

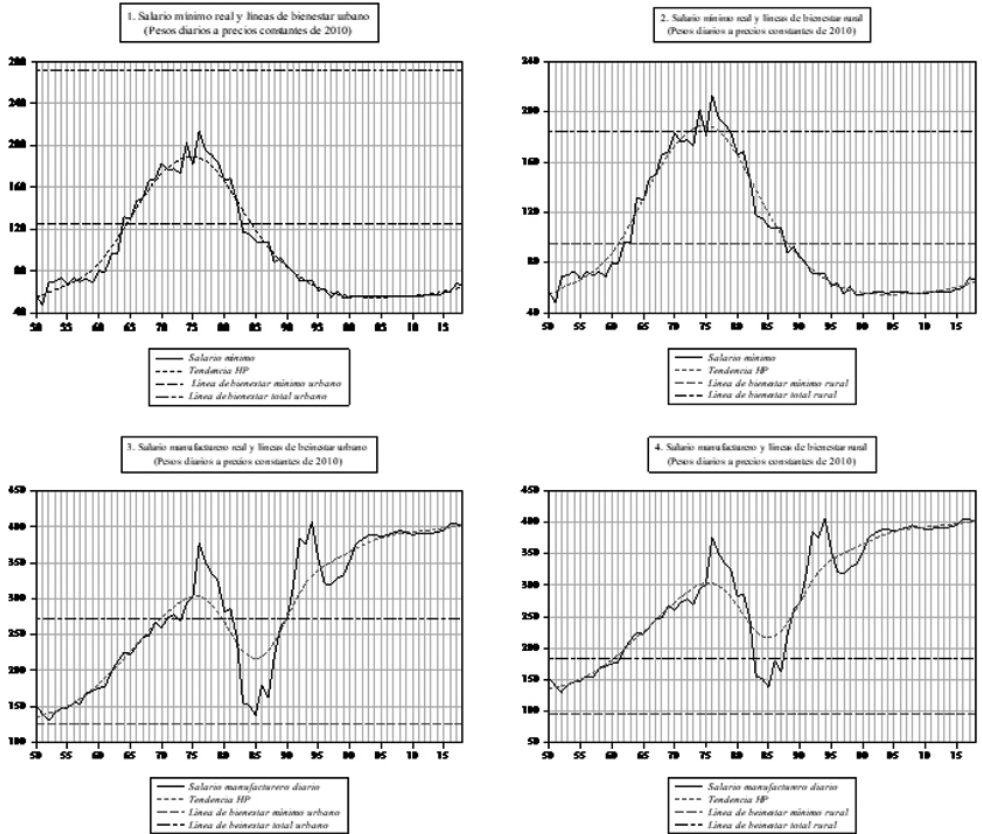
Año	Mes	Bienestar Mínimo (Canasta alimentaria)		Bienestar Total (Alimentaria más no alimentaria)	
		Rural	Urbano	Rural	Urbano
	Enero	\$944.66	\$123.87	\$182.73	\$268.19
	Febrero	\$95.30	\$124.84	\$183.98	\$270.25
	Marzo	\$99.15	\$128.50	\$188.22	\$274.51
	Abril	\$98.01	\$127.60	\$186.83	\$273.05
	Mayo	\$94.70	\$124.74	\$182.51	\$268.49
	Junio	\$92.59	\$122.86	\$180.53	\$266.82
	Julio	\$92.96	\$123.33	\$180.99	\$267.35
	Agosto	\$93.44	\$123.92	\$181.83	\$268.54
	Septiembre	\$94.44	\$124.95	\$183.36	\$270.55
	Octubre	\$95.62	\$126.16	\$185.31	\$272.86
	Noviembre	\$96.31	\$126.99	\$187.13	\$275.56
	Diciembre	\$97.41	\$128.20	\$188.31	\$276.71
	Promedio mensual	\$95.38	\$125.50	\$184.31	\$271.07

1/ Considera 3.8 personas en promedio por hogar urbano y 4.1 personas por hogar rural.

Fuente: CONEVAL. Líneas de Bienestar (2012-2014). México.



GRÁFICA 6. MÉXICO. EVOLUCIÓN SALARIAL Y LÍNEAS DE BIENESTAR RURAL Y URBANO.



## Cuadros Anexos

Cuadro A.1
Group unit root test: Summary Series: HH, L, QHH, QL, QLD, SMFD, SMFHH, SMHH, SMIND, QPC Date: 02/08/20 Time: 13:16 Sample: 1950 2018 Exogenous variables: Individual effects Automatic selection of maximum lags Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 3 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<i>Null: Unit root (assumes common unit root process)</i>				
Levin, Lin & Chu t*	4.44201	1.00000	10	672
<i>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</i>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	2.42802	0.99240	10	672
ADF - Fisher Chi-square	32.5005	0.03820	10	672
PP - Fisher Chi-square	26.3765	0.15370	10	680

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Cuadro A.2
<i>Prueba de cointegración de Johansen</i>
Sample (adjusted): 1953 2018 Included observations: 66 after adjustments Trend assumption: No deterministic trend Series: Salario mínimo diario (SMIND); empleo (LB) Lags interval (in first differences): 1 to 2 Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	00.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.321878	25.98241	12.3209	0.0002
At most 1	0.005232	0.346193	4.129906	0.619
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Cuadro A.2				
<i>Prueba de cointegración de Johansen</i>				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.321878	25.63622	11.2248	0.0001
At most 1	0.005232	0.346193	4.129906	0.619
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):				
SMIND	LB			
0.008699	0.067769			
0.011301	-0.044155			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(SMIND)	0.521695	-0.651687		
D(LB)	0.321247	0.002233		
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-282.3998	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
SMIND	LB			
1	7.79008			
	-1.72257			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(SMIND)	0.004538			
	-0.01007			
D(LB)	0.002795			
	-0.00052			

Cuadro A.3
<p>Group unit root test: Summary  Series: CYHH, CYHHP, CYL, CYQHH, CYQL, CYQPC, CYSMFD, CYSMIND, CYSMFHH, CYSMHH, (*)  Date: 02/08/20 Time: 13:39  Sample: 1950 2018  Exogenous variables: Individual effects  Automatic selection of maximum lags  Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 2  Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel</p>

Cuadro A.3				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<i>Null: Unit root (assumes common unit root process)</i>				
Levin, Lin & Chu t*	-8.554	0.000	11	740
<i>Null: Unit root (assumes common unit root process)</i>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.871	0	11	740
ADF - Fisher Chi-square	160.981	0	11	740
PP - Fisher Chi-square	205.386	0	11	748

(\*) Las variables precedidas por 'CY' representan desviaciones de su tendencia de largo plazo Hodrick-Prescott.

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Cuadro A.4
Group unit root test: Summary (Tasas de crecimiento anual; 1950-2018) Series: GSMFD, GSMFHH, GSMHH, GSMIND, GL, GQHH, GQL Date: 02/08/20 Time: 13:46 Sample: 1950 2018 Exogenous variables: Individual effects Automatic selection of maximum lags Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<i>Null: Unit root (assumes common unit root process)</i>				
Levin, Lin & Chu t*	-8.59297	0.00000	7	464
<i>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</i>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-8.45605	0.00000	7	464
ADF - Fisher Chi-square	99.9173	0.00000	7	464
PP - Fisher Chi-square	255.662	0.00000	7	469

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Cuadro A.5					
Null Hypothesis	F-Statistic	Prob	Null Hypothesis	F-Statistic	Prob
QHH does not Granger Cause L	5.254	0.008	CYSMHH does not Granger Cause CYSMFHH	0.868	0.425
L does not Granger Cause QHH	1.501	0.231	CYSMFHH does not Granger Cause CYSMHH	1.888	0.160
SMFHH does not Granger Cause L	1.093	0.342	GL does not Granger Cause GHH	0.524	0.595
L does not Granger Cause SMFHH	1.653	0.200	GHH does not Granger Cause GL	0.867	0.425
SMHH does not Granger Cause L	5.211	0.008	GQL does not Granger Cause GHH	2.471	0.093
L does not Granger Cause SMHH	3.359	0.041	GHH does not Granger Cause GQL	1.159	0.321
SMHH does not Granger Cause QHH	1.312	0.277	GQHH does not Granger Cause GL	2.190	0.121
QHH does not Granger Cause SMHH	4.750	0.012	GL does not Granger Cause GQHH	0.886	0.417
SMHH does not Granger Cause SMFHH	1.004	0.372	GSMIND does not Granger Cause GL	0.259	0.773
SMFHH does not Granger Cause SMHH	1.346	0.268	GL does not Granger Cause GSMIND	0.437	0.648
SMFHH does not Granger Cause SMHH	1.346	0.268	GSMFHH does not Granger Cause GLQLD	1.100	0.339
SMHH does not Granger Cause SMFHH	1.004	0.372	GLQLD does not Granger Cause GSMFHH	0.991	0.377
SMFHH does not Granger Cause QHH	2.182	0.121	GSMIND does not Granger Cause GLQLD	6.749	0.002
QHH does not Granger Cause SMFHH	0.127	0.881	GLQLD does not Granger Cause GSMIND	1.347	0.268
CYQHH does not Granger Cause CYL	6.060	0.004	GSMFHH does not Granger Cause GQHH	1.100	0.339
CYL does not Granger Cause CYQHH	2.135	0.127	GQHH does not Granger Cause GSMFHH	0.991	0.377
CYSMFHH does not Granger Cause CYL	0.395	0.675	GSMIND does not Granger Cause GQHH	6.749	0.002
CYL does not Granger Cause CYSMFHH	0.180	0.836	GQHH does not Granger Cause GSMIND	1.347	0.268
CYSMHH does not Granger Cause CYL	0.106	0.900	GSMIND does not Granger Cause GQL	6.643	0.003
CYL does not Granger Cause CYSMHH	0.134	0.875	GQL does not Granger Cause GSMIND	1.416	0.251
CYSMFHH does not Granger Cause CYQHH	3.981	0.024	GSMIND does not Granger Cause GSMFD	0.202	0.817

Cuadro A.5					
Null Hypothesis	F-Statistic	Prob	Null Hypothesis	F-Statistic	Prob
CYQHH does not Granger Cause CYSMFH	6.144	0.004	GSMFD does not Granger Cause GSMIND	0.505	0.606
CYSMHH does not Granger Cause CYQHH	7.177	0.002	GSMIND does not Granger Cause GSMFH	0.202	0.817
CYQHH does not Granger Cause CYSMHH	1.695	0.192	GSMFH does not Granger Cause GSMIND	0.505	0.606

Cuadro A.6				
Dependent Variable: GL				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 02/10/20 Time: 14:06				
Sample: 1951 2018				
Included observations: 68				
Convergence achieved after 22 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	0.02800	0.00285	9.82631	0.00000
GSMIND	-0.00816	0.02530	-0.32275	0.74790
AR(1)	0.25081	0.10033	2.49983	0.01500
SIGMASQ	0.00027	0.00005	5.81029	0.00000

R-squared	0.06938	Mean dependent var	0.02808
Adjusted R-squared	0.02576	S.D. dependent var	0.01714
S.E. of regression	0.01692	Akaike info criterion	-5.26309
Sum squared resid	0.01831	Schwarz criterion	-5.13253
Log likelihood	182.95	Hannan-Quinn criter.	-5.21136
F-statistic	1.59044	Durbin-Watson stat	2.19821
Prob(F-statistic)	0.20036	Inverted AR Roots	0.25

Cuadro A.7
Dependent Variable: CYL Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH) Date: 02/05/20 Time: 20:22 Sample: 1950 2018 Included observations: 69 Convergence achieved after 29 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
GSMIND	1.9662	11.3953	0.1725	0.8635
AR(1)	0.1833	0.0651	2.8156	0.0064
SIGMASQ	13,9370.3	11,821.0	11.7898	0.0000

R-squared	0.03691	Mean dependent var	-1.68E-10
Adjusted R-squared	0.00773	S.D. dependent var	3.83+02
S.E. of regression	381.714	Akaike info criterion	1.48+01
Sum squared resid	9616548.0	Schwarz criterion	1.49E+01
Log likelihood	-506.6	Hannan-Quinn criter.	1.48E+01
F-statistic	2.03245		
Prob(F-statistic)	0.18000		

Cuadro A.8				
<i>Prueba de cointegración de Johansen</i>				
Sample (adjusted): 1953 2018 Included observations: 66 after adjustments Trend assumption: Quadratic deterministic trend Series: Salario mínimo (SMHH); Salario manufactureroS (MFHH) Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	00.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.212922	19.56504	18.39771	0.0342
At most 1	0.055417	3.7628	3.841466	0.0524
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	

Cuadro A.8				
Prueba de cointegración de Johansen				
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.212922	15.80224	17.14769	0.0776
At most 1	0.055417	3.7628	3.841466	0.0524
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
SMHH	SMFHH			
-0.058698	0.20127			
0.201482	-0.029865			
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(SMHH)	0.015343	-0.253256		
D(SMFHH)	-1.169195	-0.292597		
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-246.5773	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
SMHH	SMFHH			
1	-3.428929			
	-0.78841			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(SMIND)	-0.000901			
	-0.00822			
D(LB)	0.068629			
	-0.01963			

Cuadro A.9
Dependent Variable: CYSMFHH Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH) Date: 02/05/20 Time: 20:31 Sample: 1950 2018 Included observations: 69 Convergence achieved after 21 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
CYSMHH	0.975708	0.166615	5.856054	0.00000
AR(1)	0.699052	0.065034	10.74902	0.00000
SIGMASQ	4.781883	0.556249	8.596656	0.00000



<b>Cuadro A.9</b>			
R-squared	0.595404	Mean dependent var	-9.40E-14
Adjusted R-squared	0.583143	S.D. dependent var	3.463049
S.E. of regression	2.235898	Akaike info criterion	4.499389
Sum squared resid	329.9499	Schwarz criterion	4.596524
Log likelihood	-152.2289	Hannan-Quinn criter	4.537926
Durbin-Watson stat	1.838563		
Inverted AR Roots	0.7		

<b>Cuadro A.10</b>
Dependent Variable: GSMFHH Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH) Date: 02/10/20 Time: 14:12 Sample: 1951 2018 Included observations: 68 Convergence achieved after 9 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
GSMHH	0.22700	0.07987	2.84222	0.00600
AR(1)	0.12149	0.11060	1.18885	0.23880
SIGMASQ	0.00962	0.00086	00.20354	0.00000

R-squared	0.05926	Mean dependent var	0.014374
Adjusted R-squared	0.03032	S.D. dependent var	0.101848
S.E. of regression	0.10029	Akaike info criterion	-1.718088
Sum squared resid	0.65380	Schwarz criterion	-1.620169
Log likelihood	61.42	Hannan-Quinn criter	-1.67929
Durbin-Watson stat	2.07135		
Inverted AR Roots	0.13		

Cuadro A.11				
Prueba de cointegración de Johansen				
Sample (adjusted): 1953 2018 Included observations: 66 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: Producto/HH (QHH); Salario mínimo x HH; ( SMHH); Salario mnu- Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	00.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.297285	32.622043	29.79707	0.023
At most 1	0.109119	9.335382	15.49471	0.3353
At most 2	0.025568	1.709452	3.841466	0.1911
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.297285	23.28505	21.13162	0.0245
At most 1	0.109119	7.62593	14.2646	0.418
At most 2	0.025568	1.709452	3.841466	0.1911
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
QHH	SMHH	SMFHH		
-0.099446	0.162554	0.183088		
-0.015766	-0.065674	-0.06207		
-0.008847	-0.13757	0.048445		
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(SMHH)	1.2888	0.669572	-0.015289	
D(SMHH)	-0.001278	0.198132	0.141646	
D(SMFHH)	-0.784682	0.737875	-0.024918	
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-402.8605	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
QHH	SMHH	SMFHH		
1.000000	-1.634599	-1.841082		

Cuadro A.11				
Prueba de cointegración de Johansen				
	-0.35578	-0.19474		
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(QHH)	-0.128166			
	-0.03703			
D(SMHH)	0.000127			
	-0.01397			
D(SMFHH)	0.078033			
	-0.3321			
2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-399.0476	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
QHH	SMHH	SMFHH		
1.00000	0.00000	-0.212716		
		-0.6469		
0.00000	1.00000	0.996187		
		-0.38813		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
D(QHH)	-0.138722	0.165526		
	-0.03644	-0.06345		
D(SMHH)	-0.002997	-0.01322		
	-0.0139	-0.0242		
D(SMFHH)	0.0664	-0.176012		
	-0.03218	-0.05603		

Cuadro A.12
Dependent Variable: GSMHH Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH) Date: 02/10/20 Time: 14:14 Sample: 1951 2018 Included observations: 68 Convergence achieved after 17 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
GQHH	0.90055	0.20567	4.37865	0.00000
AR(1)	-0.26956	0.10139	-2.65873	0.00990
SIGMASQ	0.00837	0.00134	6.25296	0.00000

<b>Cuadro A.12</b>			
R-squared	0.18078	Mean dependent var	0.002438
Adjusted R-squared	0.15558	S.D. dependent var	0.101832
S.E. of regression	0.09358	Akaike info criterion	-1.855856
Sum squared resid	0.56917	Schwarz criterion	-1.757936
Log likelihood	66.10	Hannan-Quinn criter	-1.817057
Durbin-Watson stat	1.68569		
Inverted AR Roots	-0.27		

<b>Cuadro A.13</b>
Dependent Variable: GSMHH Method: Least Squares Date: 02/10/20 Time: 15:41 Sample (adjusted): 1951 2018 Included observations: 68 after adjustments HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
GQHH	0.45578	0.38931	1.17071	0.24590

R-squared	0.0071	Mean dependent var	0.01437
Adjusted R-squared	0.0071	S.D. dependent var	0.10185
S.E. of regression	0.1015	Akaike info criterion	-1.72321
Sum squared resid	0.6900	Schwarz criterion	-1.69057
Log likelihood	59.59	Hannan-Quinn criter	-1.71028
Durbin-Watson stat	1.7410		

<b>Cuadro A.14</b>				
Dependent Variable: GSMHH				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 02/10/20 Time: 20:18				
Sample: 1951 2018				
Included observations: 68				
Convergence achieved after 17 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
GQHH	0.90055	0.20567	4.37865	0.00000
AR(1)	-0.26956	0.10139	-2.65873	0.00990
SIGMASQ	0.00837	0.00134	6.25296	0.00000

R-squared	0.18078	Mean dependent var	0.002438
Adjusted R-squared	0.15558	S.D. dependent var	0.101832
S.E. of regression	0.09358	Akaike info criterion	-1.855856
Sum squared resid	0.56917	Schwarz criterion	-1.757936
Log likelihood	66.10	Hannan-Quinn criter	-1.817057
Durbin-Watson stat	1.68569		
Inverted AR Roots	-0.27		