

Análisis sobre el salario real y productividad en México, 1939-2020

Josué Salgado-Jurado^I y Cinthya G. Caamal-Olvera^{II}

Resumen

En este artículo se estudia la evolución del salario real en México en las últimas ocho décadas y su relación con el crecimiento económico. Se construyen dos series históricas: el salario real del sector manufacturero, y el PIB per cápita. Según la teoría neoclásica del crecimiento, se esperaría que la tasa de crecimiento de los salarios crezca de forma similar a la productividad; sin embargo, este efecto no es evidente en la economía. Para identificar el efecto se realizaron pruebas de raíz unitaria, cambio estructural y pronósticos, y a partir del análisis de series de tiempo, se encontró un punto de quiebre en 1983. Los resultados indican que el salario real reacciona de forma inelástica al crecimiento.

Palabras clave: Salario real, Productividad, Cambio estructural, Crecimiento económico.

Clasificación JEL: C32, E13, J31, N66, O40

I Maestro en Ciencias Económicas por el Instituto Politécnico Nacional (IPN). Candidato a Doctor por la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL). Correo electrónico: josue.salgadojrd@uanl.edu.mx, <https://orcid.org/0000-0002-4903-5816>

II Maestra y Doctora en Economía por la Universidad de Essex, Reino Unido. Profesora investigadora en UANL y miembro del SNI nivel I. Correo electrónico: cinthya.caamallv@uanl.edu.mx ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0249-4027>

Fecha de recepción: 18 de octubre de 2022.

Fecha de aceptación: 18 de agosto de 2023.

Abstract

This article studies the evolution of the real wage in Mexico in the last eight decades and its relationship with economic growth. Two historical series are constructed, the manufacturing real wage and the GDP per capita. According to the neoclassical theory of growth, wages' growth rate would be expected to grow similarly to productivity; however, this is not evident in the Mexican economy. We tested for Unit root, structural change, and forecasting tests from the time series analysis, we found a breaking point in 1983. The results indicate that the real wage is inelastic to growth.

Keywords: Real wage, Productivity, Structural Change, Economic growth

JEL Classification: C32, E13, J31, N66, O40

Introducción

El comportamiento de los salarios en las economías permite conocer el estándar o calidad de vida del trabajador. Estudiar su evolución es clave para comprender el desarrollo y crecimiento económico. La preocupación está orientada hacia el estancamiento del salario real en países emergentes, pues el deterioro salarial parece seguir esa tendencia (Gordon, Bowles y Weisskopf, 2020). Por otro lado, los hechos estilizados del crecimiento (Rodrik, 2006), confirman que, por lo general, la productividad es creciente (Easterly, 2019) y que además está principalmente relacionada con altos salarios (Sauermaann, 2023).

La divergencia entre salarios y productividad se observa en distintos países, por ejemplo, en Australia se ha encontrado que en las últimas dos décadas el crecimiento del salario real resultó muy por debajo del promedio esperado, contrastando con la productividad, la cual creció considerablemente (Stanford, 2020). Estados Unidos y Canadá también han seguido este comportamiento (Atesoglu y Smithin, 2006; Sharpe, Harrison y Arsenault, 2008), al cual también se suman algunas economías europeas (Angeles, 2008) y latinoamericanas (Williamson, 1998). Por otra parte, el bajo crecimiento del salario real depende de distintos factores entre los que destacan: crisis económicas, inestabilidad de precios, cambios estructurales, baja productividad laboral (Fuentes y Arroio, 1986), altas tasas de desempleo, desigualdad entre mercados laborales (Kerr, 2020), políticas de rigidez (Stiglitz, 1984) y bajo crecimiento de capital humano (Bagger *et al.* 2014).

En este artículo, con información de distintas encuestas del sector manufacturero, se construye y analiza una serie histórica del salario real en México durante el periodo 1939-2020. Después de la segunda guerra mundial el crecimiento de los salarios fue relativamente bajo en México, ya que a finales de la década de 1950 fue apenas de 0.12 %. No obstante, durante la época conocida como “desarrollo estabilizador y milagro mexicano” (Carmona, 1970), se observó un periodo de crecimiento económico sostenido, el salario real aumentó en promedio alrededor del 4 %. Adicionalmente, el producto interno bruto por persona (PIB per cápita) creció a una tasa de 3.4 %. La década de los sesenta se caracterizó por una prolongada estabilidad cambiaria, inflacionaria y ahorro interno fortalecido (INEGI, 2003).

Durante las últimas dos décadas, el crecimiento económico, medido por el PIB per cápita, aumentó en promedio 0.3 %, mientras que el salario real se desplomó, con un comportamiento negativo (-1.3 %). Este artículo estudia la relación de largo plazo entre el salario real y la productividad, se plantea que estos determinantes no reaccionan de forma proporcional, pues los resultados indican que el salario es inelástico a la productividad.

Evolución del salario mundial

Las relaciones macroeconómicas permiten identificar si una economía ha alcanzado un estado estacionario. Este concepto se ha especificado en distintas teorías y modelos (Solow, 1956; Romer, 1986; Acemoglu, 2006; Barro e i-Martin, 2018), en las cuales se explica la relación del crecimiento económico con salarios. Algunos estudios que explican la relación entre salarios y crecimiento son los de Jacobson y Ohlsson, 1994; Lavi y Sussman, 2001; Atesoglu y Smithin, 2006; Bengtsson y Stockhammer, 2021; Paternesi-Meloni y Stirati, 2023; quienes estudian el dinamismo del salario real por grupos de países, principalmente en economías industrializadas como Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Reino Unido, y Estados Unidos (grupo conocido como G7), y países escandinavos como Suecia, Dinamarca y Noruega. Dentro de los resultados destacan que, en ciertos casos, la productividad mantiene una relación positiva con el crecimiento pero nula o contraria con el salario.

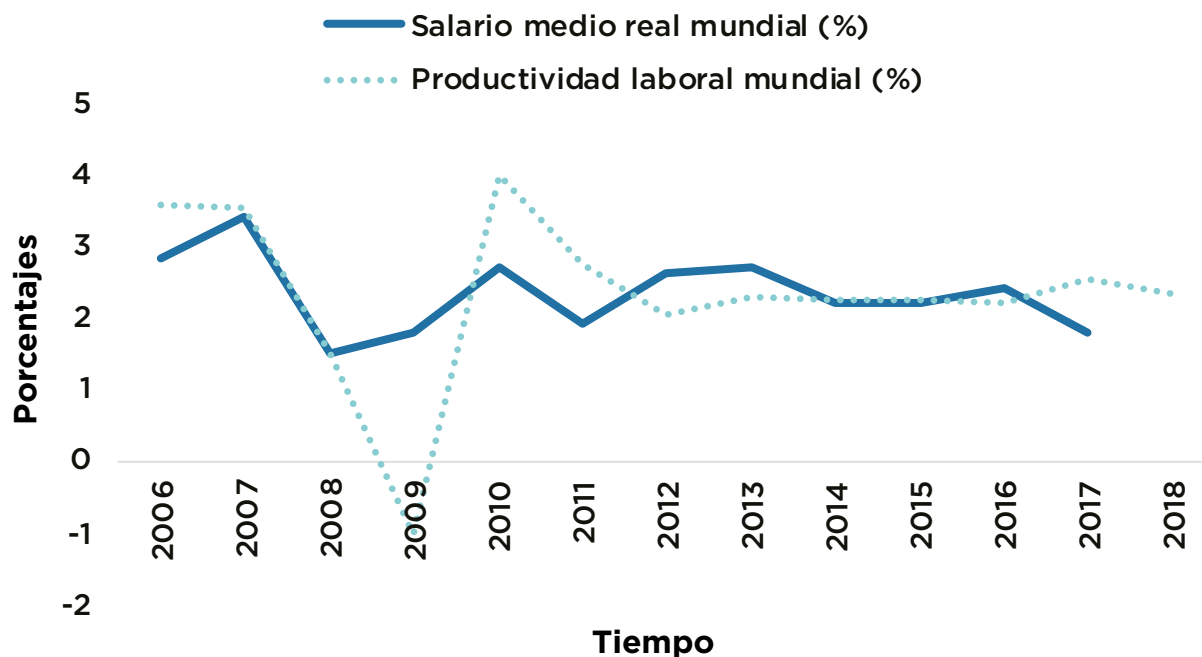
Otras investigaciones enfocadas en Latinoamérica (Weller, 1998; Gambetti, 2017; Astorga, 2017), señalan que el PIB no es suficiente para explicar el contexto económico y por ello es necesario estudiar el salario real. En consecuencia, Williamson (1998) destaca tres hechos estilizados: el primero es que en la región latinoamericana existe una dramática

convergencia en el estándar de vida de la población. El segundo, está relacionado con las fallas de países ricos internalizadas por países pobres. El tercero, y de mayor importancia, es una menor asociación entre salarios y productividad.

Por otro lado, la brecha salarios y productividad se explica en gran parte debido a cambios estructurales, decisiones de política macroeconómica, y crisis (Sharpe *et al.*, 2008; Hatcher, 2018). Adicionalmente existen otras líneas de investigación que abordan la relación del desempleo, precios y salarios, alrededor del mundo (Nikulin, 2015; Alisa, 2015; Bonam *et al.*, 2021; Stirati *et al.*, 2021) donde se argumenta que la inflación es una de las principales causas del deterioro salarial, y en algunos casos tiene una relación inversa con el desempleo, por lo que puede ayudar a minimizarlo.

Durante los últimos años la tendencia del salario medio real a nivel mundial ha ido a la baja, por ejemplo, en 2006 la tasa de crecimiento fue de 2.8 %, mientras que en 2017 de 1.8 %, en contraste, las tasas de crecimiento de la productividad se mantuvieron en promedio por encima del 3 %, como se muestra en la gráfica 1.

Gráfico 1
Tendencias del Salario y productividad mundial



Fuente: Elaboración propia con datos de la Organización Internacional del Trabajo (OIT). Las cifras son tasas de crecimiento, expresadas en porcentajes.

La tendencia del salario real y productividad en México

Para el caso de México la literatura que aborda la evolución del salario está limitada debido a la escasez de la información e imprecisión de datos (Lustig, 1990; Arnaut, 2018; Argente *et al.*, 2020). Por la falta de información se han utilizado series con periodos de tiempo corto, lo que ha permitido tener estimaciones, aunque las inferencias no están exentas de críticas (Bortz y Aguila, 2006).

El estudio de Merla (1942), destaca como pionero porque utilizó un índice de costo de vida obrera, un índice de precios al mayoreo y el índice de precios al

consumidor (IPC), con el objetivo de medir el impacto de la inflación en el salario real. Más adelante, Noyola y López (1951) estudiaron al salario real con base en la encuesta de salarios industriales, en sus conclusiones indican que el salario real tuvo caídas significativas durante el periodo 1939-1950, ocasionando pérdidas de poder adquisitivo en el sector manufacturero.

Posteriormente, Everett y Trivi (1980) encuentran una tendencia a la baja del salario y una amplitud de brechas entre zonas rurales y urbanas entre 1939 a

1963. Bortz y Aguila (2006) describen la evolución del salario real y encuentran que bajas tasas de crecimiento del salario son persistentes, y que los principales determinantes que promueven los cambios en el salario real, en el largo plazo, son la productividad y los mercados laborales, que han mostrado dificultades para absorber mano de obra calificada. Señalan dos cambios de régimen: el implementado después de la revolución, enfocado en fortalecer el salario y los beneficios del trabajador, y el segundo, identificado en la década de los ochenta y noventa, conocido como régimen anti-trabajador que provocó el decline del salario real (Bortz y Aguila, 2006).

Camberos y Bracamontes (2015) atribuyen la caída de los salarios en México a la productividad e informalidad, comportada entre 1980-2010. Utilizan dos teorías basadas en el concepto de productividad marginal, Keynesiana y Neoclásica, y se enfocan en comprender el mercado laboral, utilizando modelos no paramétricos.

Mientras tanto, otros investigadores han utilizado diferentes estrategias con el objetivo de generar series del salario con mayor temporalidad, por ejemplo, analizando sectores de la economía, entre ellos, López y Gallardo (2006), quienes por medio de paneles dinámicos analizan el salario real manufacturero de 1975 a 2002, encontrando que la productividad está directamente relacionada con el salario real, mientras que López y Mendoza (2017), en un periodo más reciente (2005-2017), encuentran una relación inversa.

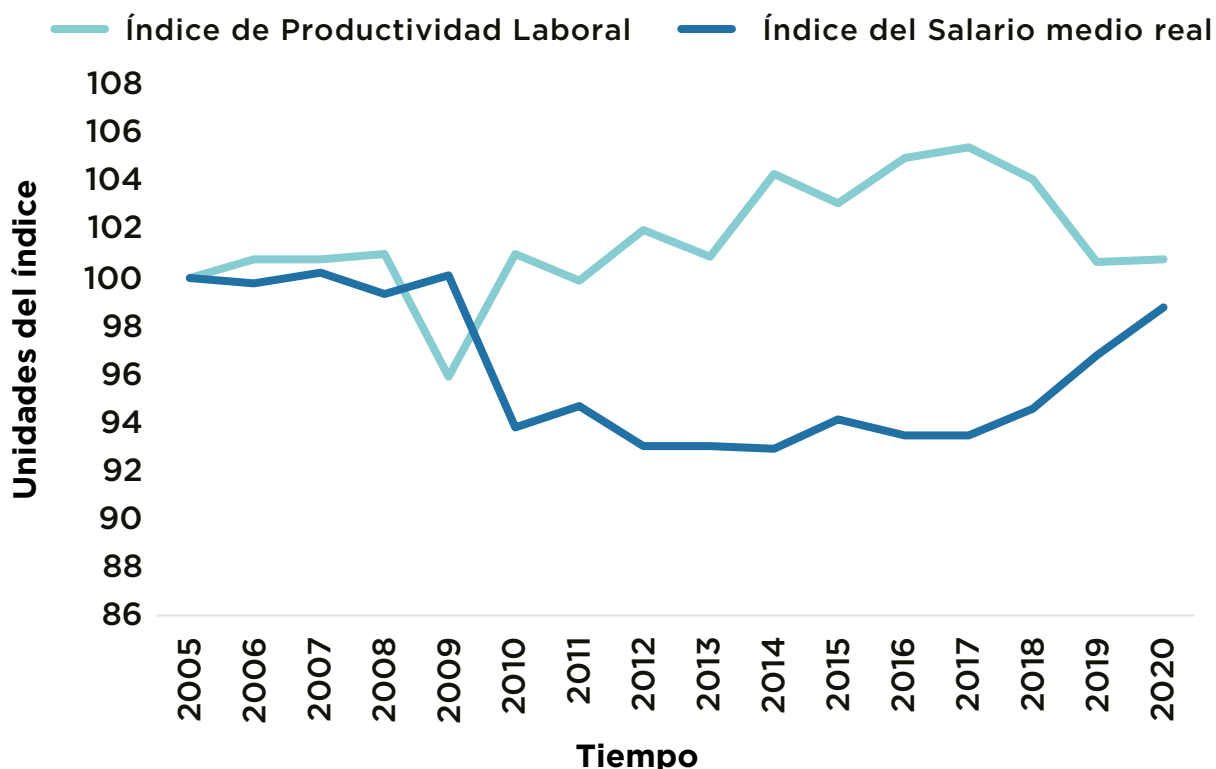
Por otra parte, Castellanos (2010), utiliza la *Encuesta Mensual Industrial* de 1994 a 2002, destacando que el desempleo influye en la reducción del salario, mientras que la productividad lo mejora. A su vez, Padilla y Ros (1990) señalan que en algunos sectores como el manufacturero, la productividad es un determinante

del salario, además, Ibarra y Ross (2019), afirman que la caída del salario puede ser explicada en gran parte por la disminución de la participación del sector manufacturero en el PIB, algo que a su vez desencadena menores tasas de crecimiento económico.

Adicionalmente, Bleynat, Challú y Segal (2020) estudian el salario real en México durante los últimos dos siglos, comparando distintas mediciones con base en encuestas como la *Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE)*, *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH)*, y *Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera (EMIM)*, concluyen que no existe una relación positiva del estándar de vida del trabajador o del salario, con el crecimiento económico.

Con respecto al estancamiento del salario, la Comisión Económica para América Latina (CEPAL) y el Banco Mundial subrayan que México necesita mejorar los salarios, ya que las crisis económicas de 1982, 1986, 1995, 2009 y 2020 han ocasionado divergencias entre los niveles salariales y la productividad. En la gráfica 2 se observa la tendencia del salario medio real y la productividad laboral en México durante el periodo 2005-2019, a simple vista, parece ser que en promedio la brecha crece; sin embargo, se requieren más décadas para argumentar sobre la relación de largo plazo. Una característica de las tendencias es que en el 2010, después de haber superado la crisis financiera, la productividad a pesar de haber pasado por un estrago negativo se recuperó, pasando de una tasa negativa a una mayor al 4 %, mientras que el salario real se estancó.

Gráfico 2
Salario medio real y Productividad laboral en México



Fuente: Elaboración propia con datos de OCDE e INEGI, Índice de Productividad Laboral e Índice de Salario medio real, respectivamente (donde 2005=100). <https://www.inegi.org.mx/programas/iplcumo/2008/#Tabulado>.

El salario real en el sector manufacturero de México

En diversos países alrededor del mundo, se ha utilizado el salario del sector manufacturero como un indicador relevante debido a su estrecha relación con el comportamiento económico a nivel nacional. Asimismo, se busca establecer una vinculación con la productividad tanto del sector específico como a nivel nacional (Benmelech, Bergman y Kim, 2022; Fontanari, y Palumbo, 2023).

La escasa documentación que hay de salarios en México dificulta la posibilidad de contar con una serie de tiempo extensa, con base en ello, se propone recabar y construir una serie de datos que cuenta con un dinamismo similar al de la economía (Samaniego,

2009). El sector manufacturero cuenta con información desde 1939 (Dirección General de Estadística, 1951), es considerado por distintos autores como el más dinámico o el motor de la economía (Ocegueda, 2003; Verhoogen, 2008), además con referencia al salario es uno de los más robustos (Munguía, 2019). La participación del sector manufacturero en el PIB ha aumentado consistentemente pasando de aportar en promedio el 18 % en la década de los cincuenta a 29 % a finales de los noventa (Díaz-Bautista, 2003).

A raíz de lo anterior, en este artículo se plantea la construcción de una serie del salario medio real de largo plazo, que pueda ser compatible en el tiempo y que capture la relación que guarda con el crecimiento económico y/o productividad.

Construcción de una serie histórica del salario real en México

La información sobre salario medio inicia oficialmente desde 1939, sin embargo, refiere a zonas o principales distritos industriales y proviene de la *Encuesta Anual de Trabajo y Salarios Industriales*, que finalizó en 1963 y posteriormente mejoró la recolección de datos. Hacia finales de la década de los treinta, las principales industrias en consolidarse en México fueron la construcción y la manufactura. Siguiendo a Castellanos (2010) es importante señalar que veinte años después, el sector de la industria manufacturera representaba alrededor del 20 % de la aportación al PIB, consolidándose como el más grande.

Después de la primera encuesta anual de salarios industriales, la Dirección General de Estadística (DGE) agregó 28 actividades económicas y aumentó el número de establecimientos, esto permitió contar con mayor información, precisión y robustez. Actualmente se cuentan con 239 actividades económicas y más de 10.400 establecimientos.

En 1983, la DGE se transformó en el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), como organismo autónomo, con personalidad jurídica y patrimonio propio. A finales de los ochenta el INEGI homologó la información sobre salarios industriales, misma que se publicó y utilizó por distintos investigadores para examinar el poder

adquisitivo, el estándar de vida y el salario real, entre otros aspectos (INEGI, 2003).

Ahora bien, para propósitos de este estudio, se construyó la serie de salario real utilizando el salario promedio por distrito industrial en el periodo 1939-1985 publicado en Estadísticas Históricas de México 2014 (INEGI, 2015), el cual fue encadenado con el salario medio obtenido de las siguientes encuestas:

1. 1986-2002. Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera (EMIM) y Encuesta Industrial Anual (EIA).
2. 2003-2020. EMIM y Encuesta Anual de la Industria Manufacturera (EAIM).

En el cuadro 1 se muestra un resumen de la construcción del salario real, así mismo, se anexan las series de índice de precios al consumidor (IPC) y PIB per cápita, la primera para obtener una variable real y la segunda necesaria para probar la reacción entre salario y productividad.

**Cuadro 1.
Series Homologadas y encadenadas**

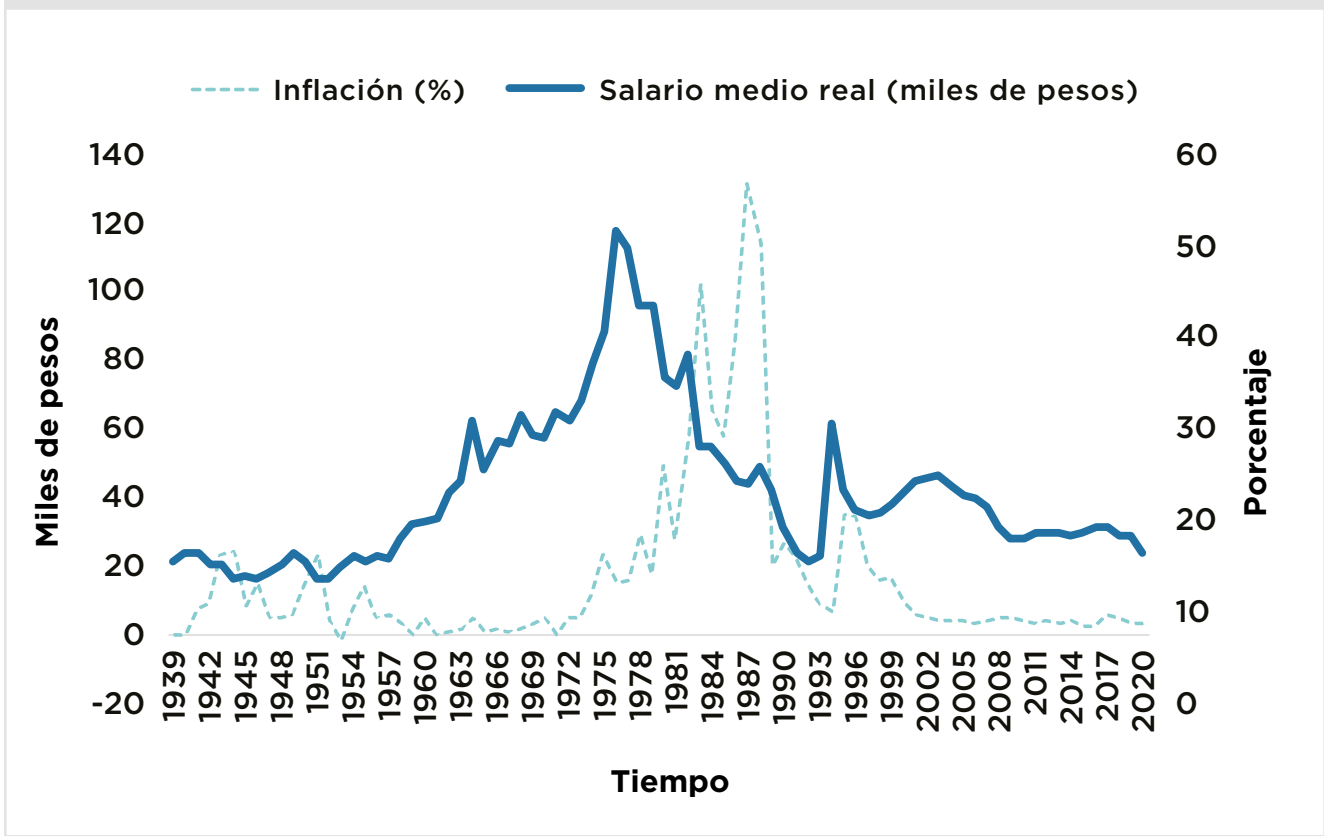
Periodo	Información original	Conversión	Serie homologada
1939-2020	Salario promedio por distrito industrial. Total de salarios de empleados y total de empleados ocupados en la industria manufacturera. Información obtenida de Estadísticas históricas de México 2014, Encuestas Mensual y Anual de la industria manufacturera por periodos (INEGI).	Para el periodo 1939-1985 no se realizaron cambios (se utilizó el promedio por distrito industrial), para el resto del periodo se homologó la cantidad total de salarios del obrero entre el personal obrero ocupado. Se consideró el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte 2018 (SCIAN, 2018) en las encuestas.	Salario medio nominal
1939-2020	Salarios medios nominales provenientes de EMIM, EIA y EAIM.	Salario medio nominal deflactado por el IPC.	Salario medio real $\frac{W(t)}{L(t) \cdot IPC(t)}$
1939-2020	Índice de precios al mayoreo en la Ciudad de México, encadenado al Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC). (Conasami-INEGI)	Índices encadenados homologados a base 2da quincena de Julio, 2018.	Índice de Precios al Consumidor (IPC)
1939-2020	PIB bases 1970, 1980, 1993, 2003, 2008, 2013. Población a mitad del año y Censos de Población (CONAPO).	Por deflactación y variación. Se dejó la base de 2013.	PIB per cápita a precios de 2013

Fuente: Elaboración Propia. W(t) es salario total, L(t) número total de empleados.

En la gráfica 3 se muestra el comportamiento del salario medio real y la inflación, se observa que la segunda normalmente va en detrimento de la primera. Si examinamos distintos periodos, por ejemplo, de 1939 a 1950, se encuentra cierta estabilidad salarial, aunque con una tasa de crecimiento marginalmente positiva (0.12 %). Posterior a los cincuenta y al

finalizar la década de los setenta se registró el mayor crecimiento del salario real en la historia de México (3.6 %), coincidiendo con la etapa del milagro mexicano en la que la tasa de crecimiento del PIB llegó a ser en promedio mayor a 6 %.

Gráfico 3
Salario medio real en la industria manufacturera 1939-2020



Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI. Salario medio real en miles de pesos e inflación en porcentajes (%).

Después de 1970 la historia del salario es distinta, durante las siguientes dos décadas su crecimiento en términos reales promedió -1.3 %, producto de varias crisis (1976, 1982, 1987). A pesar de que se tuvo una moderada recuperación antes de finalizar el siglo, su crecimiento no ha sido el esperado. En periodos más recientes, el salario real promedio ha experimentado un decrecimiento significativo. Por ejemplo, durante

el período de 2010 a 2020, su crecimiento fue inferior al 1 %, y debido a la crisis provocada por la pandemia COVID-19, que inició en 2020, se observó una disminución incluso por debajo de cero. Para comprender la relación entre los salarios y el crecimiento económico, es imprescindible establecer una estructura teórica sólida que permita poner a prueba la conexión entre estos factores.

Marco teórico

La relación entre salarios y productividad

La teoría neoclásica del crecimiento relaciona de forma explícita el salario con la productividad (Romer,

1994; Acemoglu, 2012; Barro e i-Martin, 2018), sin embargo, para analizar la relación de largo plazo es necesario construir una argumentación teórica que sirva como base para el análisis empírico.

A continuación se explica el modelo desde este enfoque.

Modelo Neoclásico

La ecuación estructural que aquí se plantea se basa en el modelo neoclásico del crecimiento, en donde se asume una función de producción agregada que cambia a través del tiempo, definida como:

$$Y(t) = F(K(t), A(t)L(t)). \quad (1)$$

Donde $Y(t)$ es la producción, $K(t)$ es el factor de Capital, $A(t)$ el componente tecnológico y $L(t)$ corresponde al trabajo. Aunque este modelo es conocido, lo que se desea destacar es la relación de los insumos utilizados para la producción y su crecimiento. Por lo tanto, si expresamos dicha función en términos de producción per cápita, podemos estudiar y comparar de forma relativa el largo plazo.

Siguiendo a Solow-Swan (1956), la producción per cápita está representada de la siguiente forma:

$$y(t) = f(k(t)) \quad (2)$$

Esto indica que cada individuo puede producir, utilizando parte de la existencia agregada de capital, donde:

$$y(t) = \frac{Y(t)}{L(t)} \quad \text{Es la producción per cápita}$$

$$k(t) = \frac{K(t)}{L(t)} \quad \text{Es el capital per cápita}$$

Dado que este estudio busca enfocarse en el comportamiento de largo plazo, partiendo de la ecuación fundamental de Solow se extraen las tasas de crecimiento de los factores que se pueden explicar:

$$\gamma_k = \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = \frac{sf(k)}{k(t)} - (n + \delta + g) \quad (3)$$

En la ecuación (2) se muestra la relación que tienen las tasas de crecimiento de la población (n), depreciación del capital (δ) y tecnología (g), provenientes de la siguiente diferenciación:

$$\gamma_n = \frac{d \ln L(t)}{d(t)} = n \quad \gamma_g = \frac{d \ln A(t)}{d(t)} = g \quad (4)$$

Mientras que la tasa de crecimiento del capital per cápita se expresa de la siguiente forma:

$$\gamma_{\hat{k}} = \frac{\dot{\hat{k}}(t)}{\hat{k}(t)}; \quad \hat{k} = \frac{K(t)}{L(t)} \quad (5)$$

$$\gamma_k = \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} = \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} + \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} \quad (6)$$

Por otra parte, dentro del planteamiento del modelo competitivo que considera las empresas encontramos las siguientes relaciones del salario y rendimiento del capital:

$$w(t) = \frac{\partial F(K(t), A(t))}{\partial L(t)} \quad r(t) = \frac{\partial F(K(t), A(t))}{\partial K(t)} \quad (7)$$

Si se obtiene la participación del trabajo, se puede encontrar el componente salarial:

$$dY(t) = \frac{dF(K(t)A(t)L(t))}{dK} + \frac{dF(K(t)A(t)L(t))}{dL} = 0 \quad (8)$$

Luego al multiplicar por cada factor:

$$\frac{Y(t)}{Y(t)} + \frac{Pmgl \cdot K(t)}{Y(t)} + \frac{Pmgl \cdot L(t)}{Y(t)} \quad (9)$$

$$1 = \alpha_{k(t)} + \alpha_{L(t)} \quad (10)$$

Dando continuidad con los fundamentos neoclásicos de la productividad marginal de cada factor de la producción. La producción per cápita (en este caso el PIB per cápita) será generada agotando los factores de producción (capital y trabajo).

$$w(t) = PmlL(t) ; \hat{y}(t) \frac{Y(t)}{L(t)} \text{ PIB per cápita}$$

Por lo tanto:

$$\alpha_{L(t)} = \frac{PmlL(t) \cdot L(t)}{Y(t)} \quad \alpha_{L(t)} = \frac{w(t)L(t)}{Y(t)}$$

$$\alpha_{L(t)} = \frac{Y(t)}{L(t)} = w(t)$$

Si reordenamos las participaciones (considerando una función de producción tipo Cobb-Douglas)

podemos llegar a la siguiente relación (Barro y Sala-i-Martin, 2004):

$$w(t) = \alpha_L(t) \cdot \hat{y}(t) \tag{11}$$

Al calcular la tasa de crecimiento del salario se puede observar que depende de la tasa de crecimiento de la productividad del factor trabajo, y del crecimiento de la producción per cápita:

$$\frac{\dot{w}(t)}{w(t)} = \frac{\dot{\alpha}_L(t)}{\alpha_L(t)} + \frac{\dot{\hat{y}}(t)}{\hat{y}(t)} \tag{12}$$

La ecuación (12) establece la relación entre el salario, productividad y producción per capita. Si se determinan las tasas de crecimiento, se puede establecer una relación directa en el largo plazo. De tal forma que, teóricamente se espera que si la productividad crece en el largo plazo, los salarios deberán seguir un comportamiento similar.

El salario medio real y su relación con el ingreso per cápita

La serie construida del salario medio real en la industria manufacturera como *proxy* del nacional, y el marco teórico, nos permiten analizar empíricamente la relación que tiene con el ingreso per cápita. El cuadro 2 presenta estadísticas descriptivas de las tasas de crecimiento del salario medio real y del PIB

per cápita en distintos periodos, elegidos por sus características, eventos o crisis que los han delimitado (*Historia del Sistema de Cuentas Nacionales de México*, 2010).

Cuadro 2.
Comportamiento por etapas del salario real y el PIB per cápita

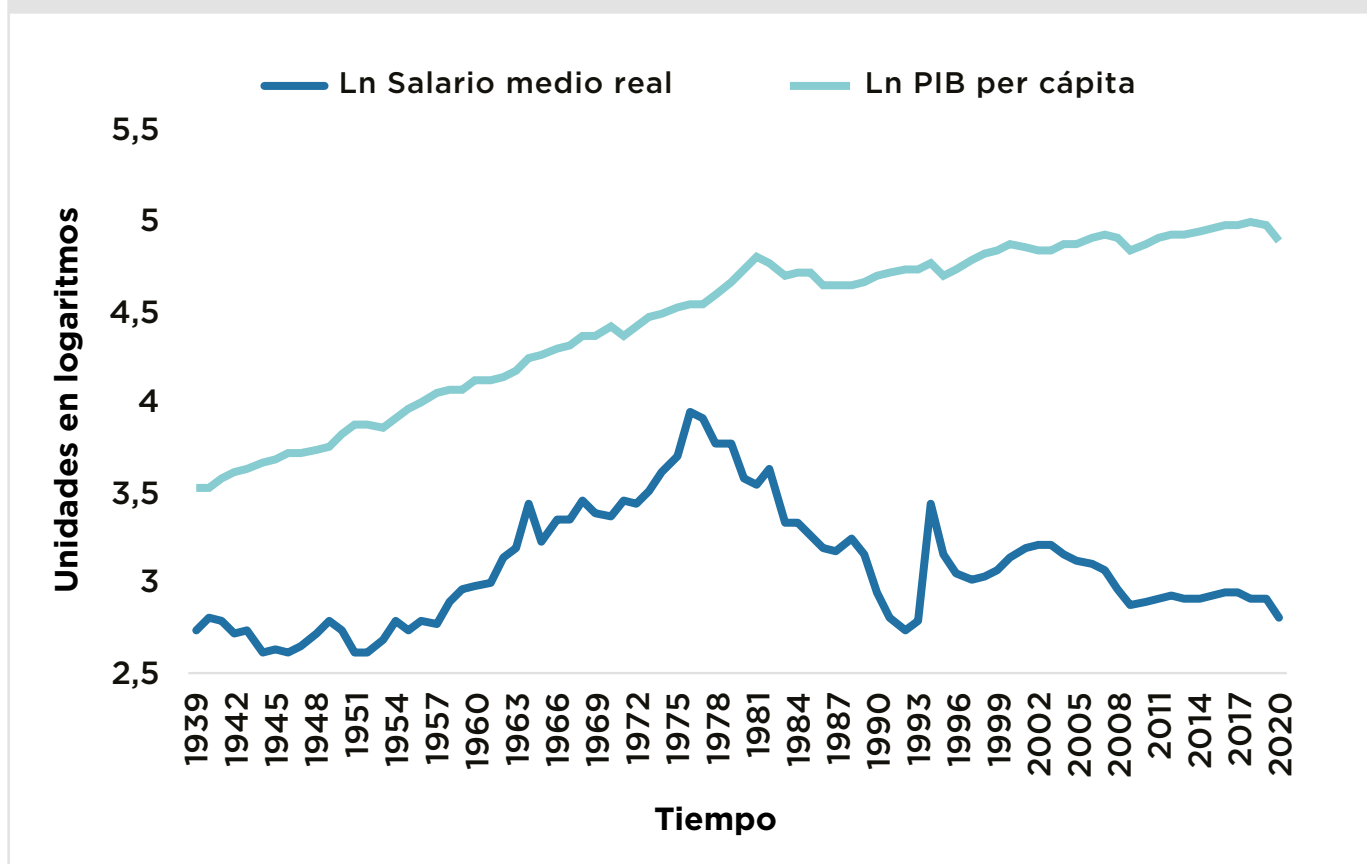
Estadísticas descriptivas	Salario medio real (miles de pesos)	TASA de crecimiento del Salario medio real (%)	PIB per cápita (miles de pesos)	TASA de crecimiento del PIB per cápita (%)	Inflación (%)
PERIODO 1939-1950					
Media	15.15	0.12	39.2	2.82	12.31
Mínimo	13.71	10.87	33.77	-0.41	2.03
Máximo	16.48	7.02	45.91	6.78	28.62
Desviación estándar	1.052	5.83	3.44	2.52	7.98
PERIODO 1950-1970					
Media	21.74	3.66	62.85	3.03	3.58
Mínimo	13.67	17.79	47.15	-2.67	-2.25
Máximo	31.52	27.65	82.99	7.34	16.34
Desviación estándar	6.25	10.18	11.22	2.54	4.07
PERIODO 1970-1990					
Media	33.5	-1.29	101.76	1.44	44.45
Mínimo	19.18	-26.4	79.32	-6.60	5.56
Máximo	51.74	27.42	120.81	6.84	159.17
Desviación estándar	9.02	12.47	11.58	4.04	39.57
PERIODO 1990-2010					
Media	21.51	-2.67	124.63	1.00	10.55
Mínimo	15.55	-23.59	108.84	-7.80	3.33
Máximo	30.68	8.79	136.5	5.24	51.97
Desviación estándar	3.59	7.76	8.64	3.41	11.58
PERIODO 2010-2020					
Media	18.49	-0.87	140.85	0.17	3.8
Mínimo	16.47	-10.2	132.93	-8.87	2.13
Máximo	19.18	2.7	147.78	2.25	6.77
Desviación estándar	0.76	3.72	5.26	3.35	1.27
PERIODO 2000-2020					
Media	20.37	-1.22	135.69	0.28	4.12
Mínimo	16.47	-10.19	126.85	-8.87	2.13
Máximo	24.98	6.42	147.78	3.59	6.77
Desviación estándar	2.63	4.39	6.66	3.1	3.31

Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI.

A partir del cuadro 2 se observa que no siempre los incrementos en la tasa de crecimiento del salario real están asociados a tasas de crecimiento positivas del PIB per cápita. Por ejemplo, antes de 1970 se presentaba una tendencia directa, incluso a pesar de que en las décadas de 1939 a 1950 el crecimiento salarial fue marginalmente positivo, en los sesenta fue paralelo a

las tasas de crecimiento económico, posteriormente, contrario a lo esperado, el comportamiento diverge. En general, en las últimas décadas las tasas de crecimiento del PIB per cápita fueron perdiendo magnitud y las del salario decayendo, sin un patrón claro sobre la tendencia inicial. La gráfica 4 muestra las series para observar esta dinámica.

Gráfico 4
Salario medio real y PIB per cápita, 1939-2020



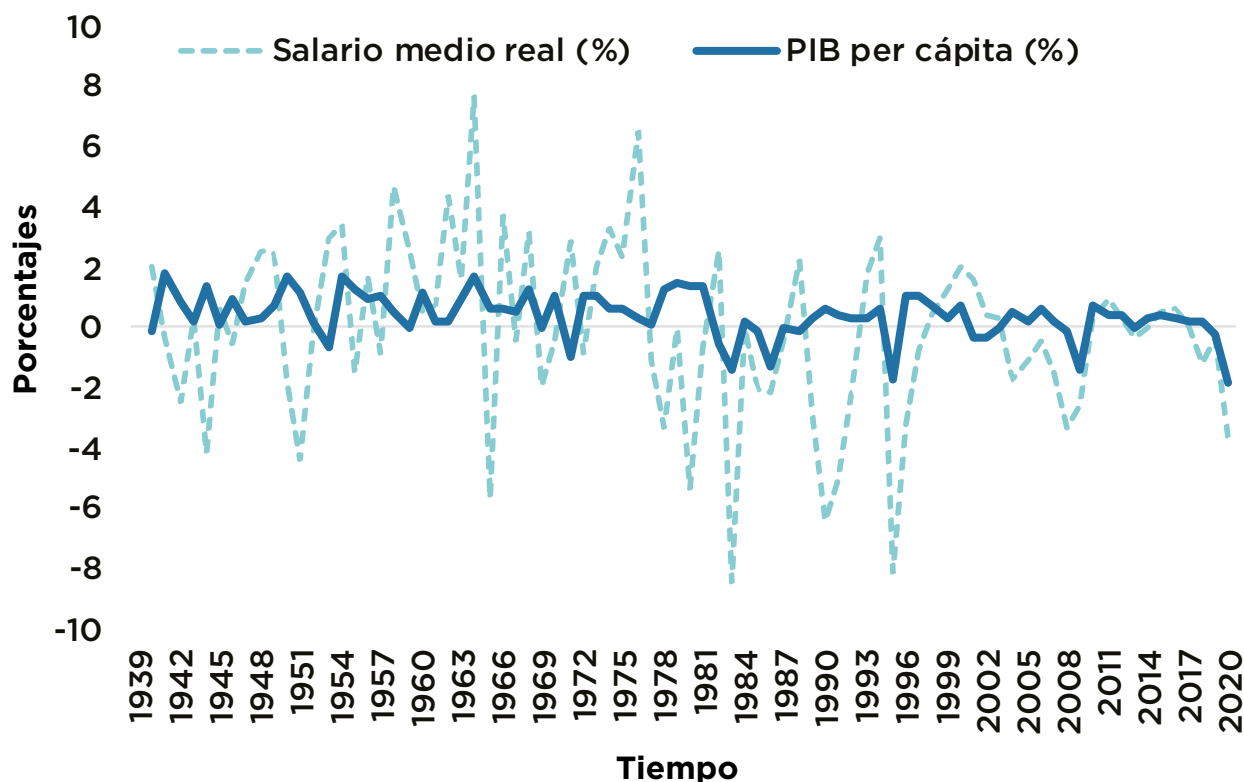
Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI. Series en logaritmo natural.

Si examinamos el comportamiento entre salario y PIB per cápita durante el periodo 1939-2020, se puede decir que aparentemente mantienen una relación positiva, sin embargo, la brecha entre ambos determinantes creció sustancialmente desde inicios de la década de los ochenta, provocando que la tasa de crecimiento promedio del salario medio real resultara negativa (-0.16 %), no obstante, el crecimiento del PIB per cápita fue positivo, 1.7 %. Con base en lo anterior se infiere que el salario no necesariamente

reacciona de manera directa con el crecimiento económico, en la siguientes secciones se probará esta hipótesis.

Por otra parte, la gráfica 5 muestra una mayor volatilidad en el crecimiento del salario medio real en comparación con el del PIB per cápita; según la teoría de ciclos económicos reales, esto obedece a que el salario es procíclico (Solon *et al.*, 1994; Shin y Shin, 2008; Figueiredo, 2022).

Gráfico 5
Tasas de crecimiento de Salario medio real y PIB per cápita 1940-2020



Fuente: Elaboración propia con datos INEGI . Unidades en porcentajes.

Las décadas de los setenta y ochenta representan un cambio estructural para el salario real, después de las crisis de 1976, 1982 y 1987, el salario se redujo, finalizando con un crecimiento negativo (-1.29 %). Por otro lado, el PIB per cápita también tuvo repercusiones, su comportamiento comenzó a ser más lento, incluso disminuyó más del 50 %, pasando de tasas de crecimiento en promedio de 3 % a tasas inferiores del 1.5 %.

En la década de los noventa el salario real tuvo una recuperación transitoria pues presentó tasas positivas entre 1992-1994. En este lapso de tiempo, se llevó a cabo el Tratado de Libre Comercio con América del Norte (TLCAN), del cual se especulaban resultados prometedores, especialmente en salarios industriales

(Hanson, 2003), de todas formas, en 1994, otra crisis, afectó severamente la tendencia.

La crisis financiera a finales de 2008 también ocasionó daños, causando desplomes en varios sectores económicos, que impactaron de forma negativa los salarios. Finalmente en 2020 apareció una de las peores crisis que ha tenido la humanidad en los últimos dos siglos, la pandemia COVID-19, siendo el salario uno de los determinantes más afectado. En las últimas dos décadas la tasa de crecimiento del salario real resulta en promedio negativa (-1.22 %), mientras que el PIB per cápita es apenas positiva (0.28 %). Para probar la relación de largo plazo de estas variables es necesario establecer una metodología, la cual se presenta en la siguiente sección.

Análisis de series de tiempo

El análisis de series temporales es tradicionalmente utilizado para entender el presente o futuro usando datos históricos. Bajo un enfoque econométrico, se requiere estabilidad en modelos univariados o bivariados, por lo que, para lograr un equilibrio en largo plazo es necesario realizar distintas pruebas, entre las que destacan, estacionalidad, estacionariedad de las series, puntos de quiebre o cambio estructural, entre otros (Stock y Watson, 1993).

La ecuación básica de una serie de tiempo que relaciona dos variables de forma contemporánea o estática es la siguiente:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 Z_t + u_t \quad (13)$$

Donde:

$t = 1, 2, \dots, T$

y_t = Variable dependiente en tiempo t

Z_t = Variable explicativa o independiente en tiempo t

β_0 = intercepto

β_1 = parámetro de variación

u_t = error aleatorio en tiempo t

Los mejores estimadores de β_0 y β_1 pueden obtenerse por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), considerando que deben cumplir los supuestos básicos de linealidad, independencia con las variables no observables, no correlación serial, y ortogonalidad.

La metodología de series de tiempo es la indicada para entender relaciones macroeconómicas representativas y estables. Para ello se han desarrollado distintas pruebas de estabilidad como las de suma acumulada (CUSUM y CUSUM cuadrada), quiebres discretos Quantdt, (Ploberger y Krämer, 1992) y más recientemente pruebas de raíz unitaria con cambio estructural (Zivot y Andrews, 2002).

El objetivo en esta sección es mostrar las características de las series históricas de salario y productividad que se han construido. Primero se realizan pruebas de raíz unitaria, de cointegración y de cambio estructural. Posteriormente se hacen pronósticos para

comparar resultados. Principalmente se determinó el orden de integración, ya que permite hacer comparaciones econométricas entre las variables, y una vez siendo estacionarias evitar el problema de resultados espurios. Se realizaron pruebas convencionales de raíz unitaria Dickey-Fuller aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

Se encuentra que las series en logaritmos son integradas de orden uno ($I \sim (1)$), es decir, cuenta con una raíz unitaria y de orden cero ($I \sim (0)$) al ser diferenciadas, (no cuenta con una raíz unitaria) las series son estacionarias y no se requiere hacer más modificaciones.

Posteriormente se probó cointegración, con base en la metodología Engle-Granger, la cual consiste en estimar una regresión entre variables, obtener los residuales y hacer pruebas de raíz unitaria, si estos resultan estacionarios ($I \sim (0)$) las series cointegran.

En presencia de cointegración, la relación de largo plazo es cierta, por el contrario, es espuria, y las inferencias sobre estadísticos y parámetros serían erróneas. La prueba de cointegración arrojó los resultados presentados en el cuadro 3, del que se concluye lo siguiente:

- No se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, las probabilidades en el estadístico Z y t son mayores a 0.05, incluso podemos ver que son muy superiores en el caso con una ecuación determinista de cointegración en la constante.
- Sucede algo similar con la constante y la tendencia. En este caso, es útil señalar que el PIB per cápita tiene capacidad predictiva en el salario real, como lo señala la teoría neoclásica, y puede verificarse con un test de causalidad de Granger, que no es a la inversa.
- Dado que el salario real y el PIB per cápita son del mismo orden de integración, puede establecerse una relación de largo plazo, siempre y cuando las series sean estacionarias. Sin embargo, es necesario hacer pruebas de cambio estructural, ya que esto puede invalidar dicha relación.

Cuadro 3.
Pruebas de cointegración Engle-Granger

Pruebas	Estadísticos	Variables	
		LnW	LnPIBpc
P1	tau*	-1.508231 (0.7604)	-1.119721 (0.8779)
	z*	-5.299629 (0.7001)	-1.732454 (0.9431)
P2	tau*	-3.228051 (0.1969)	-3.709186 (0.0771)
	z*	19.03155 (0.1619)	29.07551 (0.019)

*MacKinnon (1996) p-values

Fuente: Elaboración propia donde: P1 es prueba con ecuación determinista en la constante y P2 es constante y tendencia. Probabilidad en paréntesis.

Pruebas de Cambio estructural

Perron (1989) propuso pruebas de raíz unitaria que permiten identificar un quiebre estructural, usando principalmente tres modelos: modelo de choque (con cambio en el intercepto), modelo de cambios en crecimiento (cambio en la pendiente) y la combinación de ambos. Los modelos de Perron han sido criticados por considerar los puntos de quiebre estructurales de forma exógena (Altinay y Karagol, 2004). Zivot y Andrews (2002) mejoraron estas pruebas examinando puntos de quiebre endógenos. La regresión que se usa es la siguiente:

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (14)$$

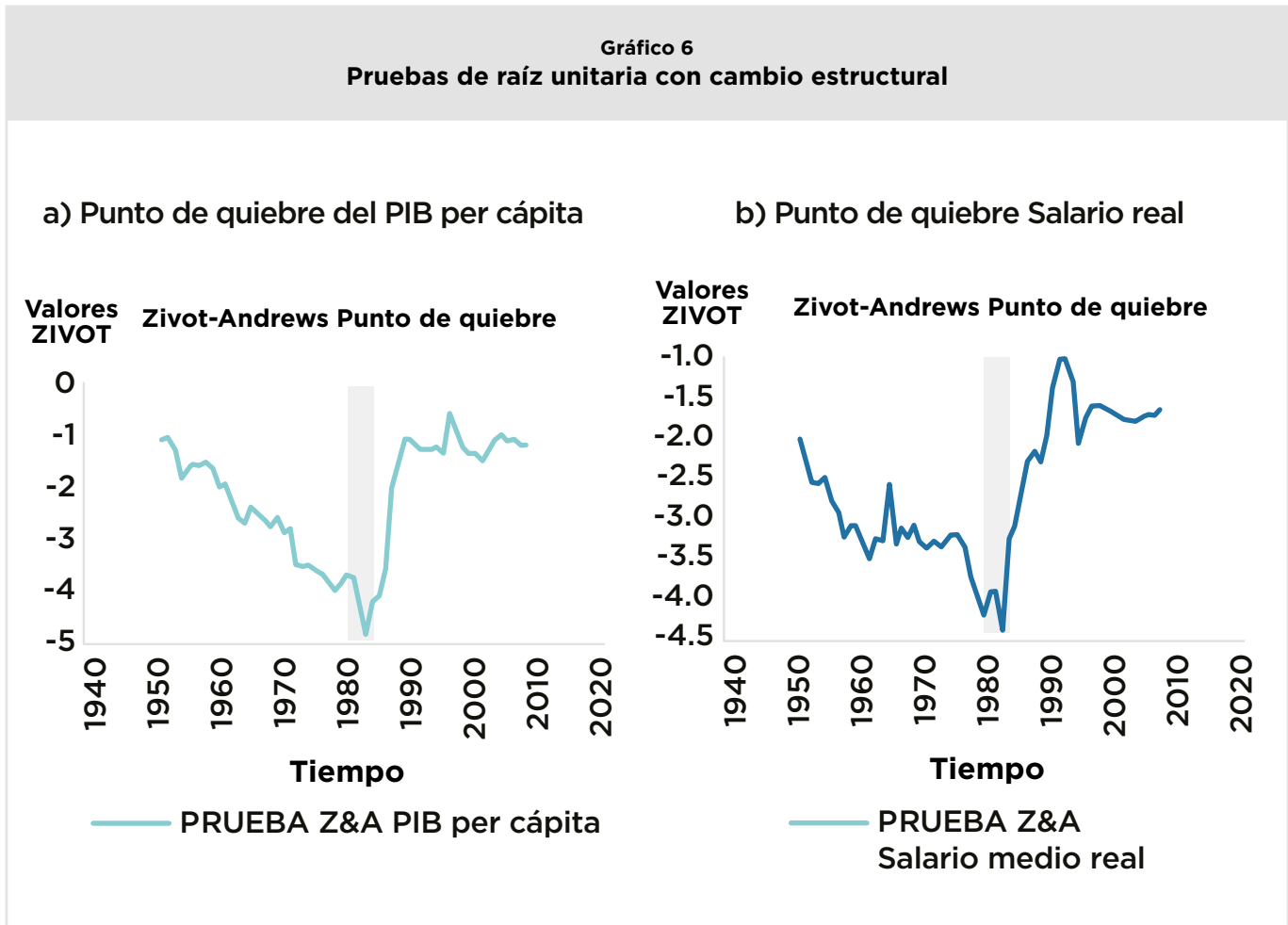
Donde, DU_t y DT_t son variables ficticias, cambio en media y en tendencia respectivamente; $DU_t = 1$ si $t > T_B$, 0 de otra forma; $DT_t = t - T_B$ si $t > T_B$, 0 de otra forma. El punto de quiebre es estimado por MCO, $t = 2, \dots, T-1$, por lo tanto, $(T-2)$ las regresiones se estiman, y el punto de quiebre es determinado por el t estadístico mínimo sobre el coeficiente de la variable autorregresiva (t_α). Los valores asintóticos de t son tabulados en Zivot y Andrews (1992).

Los resultados de la prueba en las series se muestran en la gráfica 6, en ambos paneles (a) y (b), la parte sombreada indica la posición en la cual de forma endógena es obtenido un punto de quiebre, el cual resultó en el año de 1983, por lo tanto, es posible argumentar que ambas series cuentan con una raíz unitaria con cambio estructural, el estadístico Zivot

& Andrews (ZA) es significativo con un nivel de confianza del 99 %. Este resultado es importante, una

vez que se determina al menos un punto de quiebre, el equilibrio en largo plazo se inválida.

Gráfico 6
Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural



Fuente: Elaboración propia. El punto de quiebre resulta en el año de 1983.

Por otra parte, las pruebas CUSUM y CUSUMQ (suma acumulada) juegan un rol importante en la teoría de cambio estructural, fueron propuestas por primera vez por Brown *et al.* (1975), consisten en utilizar el máximo de sumas parciales de los residuales de forma recursiva. La expresión general partiendo de una regresión con k regresores es la siguiente:

$$y_t = x_t \beta + u_t \tag{15}$$

La prueba recursiva estará definida:

$$CUSUM^{rec} = \max_{k+1 \leq r \leq T} \left| \frac{\sum_{t=k+1}^r \tilde{u}_t}{\hat{\sigma} \sqrt{T-k}} \right| / \left[1 + 2 \frac{r-k}{T-k} \right] \tag{16}$$

Donde se usa la estimación $\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=k+1}^T (\tilde{u}_t - \bar{\tilde{u}})^2$ con $\bar{\tilde{u}} = (T - k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \tilde{u}_t$, sugerida por Harvey (1975), y \tilde{u}_t son los residuos de forma recursiva definidos en la siguiente expresión.

$$\tilde{u}_t = (y_t - x_t' \hat{\beta}_{t-1}) / f_t \quad (17)$$

$$f_t = \left(1 + x_t' (X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} x_t \right)^{1/2} \quad (18)$$

La literatura sobre cambio estructural es amplia, a continuación se explican los principales resultados:

- En la prueba CUSUM la evidencia mostró que la relación de las variables es inestable un poco antes de los ochenta (gráfica 8 en anexo).
- Por otra parte la prueba CUSUMQ como una prueba más eficiente al relacionar condiciones entre los errores y los parámetros de variación, indica inestabilidad persistente, confirmando un posible cambio estructural (gráfica 9 en anexo).

Una vez que ambas pruebas determinan presencia de cambio estructural, es necesario estudiar la relación que tienen las variables hasta antes y después del

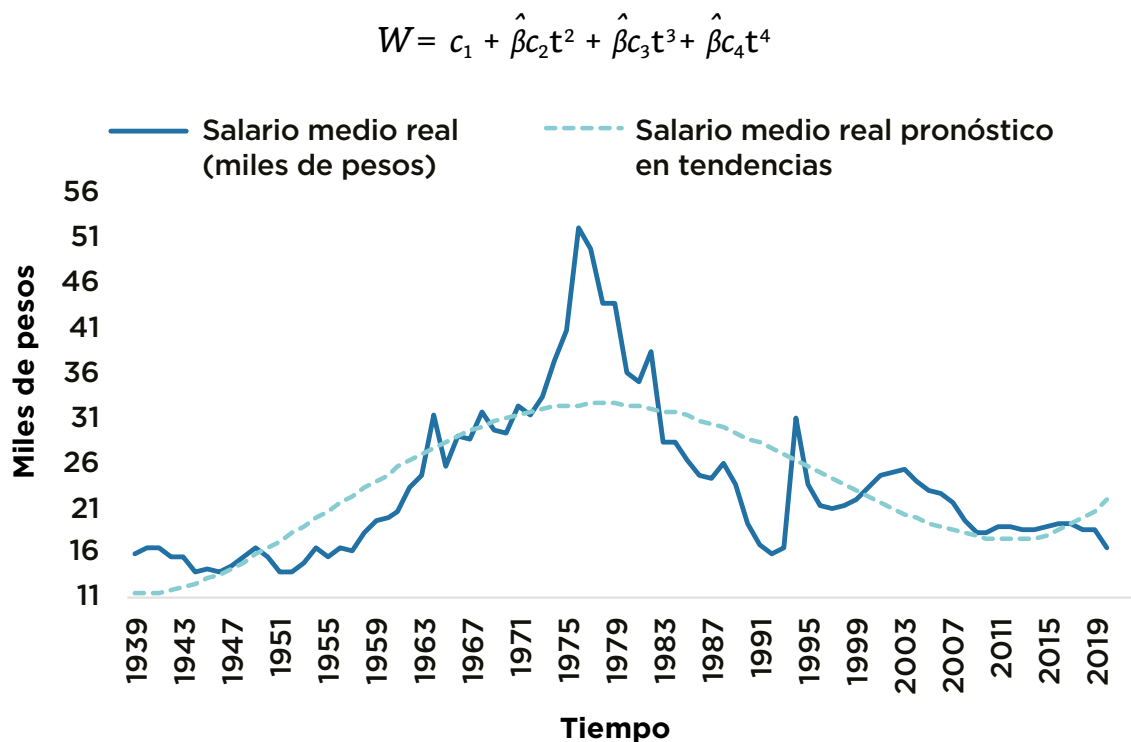
punto de quiebre (1983). Estos resultados se muestran en la sección de análisis econométrico.

Pronósticos del Salario real

El análisis de series de tiempo, permite realizar pronósticos con distintas metodologías, como tendencias lineales, suavización exponencial simple, Holt-Winter, Box-Jenkins, entre otros. Existen distintos puntos de vista y críticas hacia estas técnicas, las cuales han mejorado a través de los años. La literatura es vasta e incluye libros y artículos académicos al respecto (Harvey y Mills, 2003; Armstrong, 2001).

El objetivo de esta sección fue obtener distintos pronósticos del salario medio real con técnicas en modelos univariados y bivariados para compararlos con la serie original. A continuación se muestra gráficamente el pronóstico básico i) en tendencias, mientras que los resultados numéricos de los siguientes se muestran posteriormente ii) Holt-Winter y iii) Box-Jenkins.

Gráfico 7
Pronóstico en tendencias



Fuente: Elaboración propia.

Al diferenciar las series y hacerlas estacionarias, se realizaron pronósticos tipo Box-Jenkins. Es posible predecir uno o varios eventos por medio de ARIMA (componentes autorregresivos y medias móviles). En el caso aquí propuesto solo se pronostica la serie completa, es decir, todo el periodo.

Bajo los esquemas propuestos, el pronóstico bivariado Box-Jenkins resulta ser el mejor pronóstico ya que presenta el error cuadrático (*RMSE*) más bajo, no obstante, cada pronóstico es de gran ayuda para observar como van cambiando las tendencias en periodos más cortos.

Por otro lado, es importante mencionar que en series anuales es más complejo obtener pronósticos sofisticados, debido a la pérdida de varianza. Generalmente las tendencias aquí mostradas se utilizan en series con mayor periodicidad; mensual, trimestral, u otra. En el caso de los pronósticos presentados, si hubiese información con mayor periodicidad (trimestral), se recomendaría utilizar pronósticos tipo rejilla (Stock y Watson, 1993).

Análisis Econométrico

Con base en las series construidas de salario real y PIB per cápita, es posible hacer un análisis econométrico de largo plazo y para distintos periodos, el marco teórico y la metodología, son la pauta para analizar la relación que tiene el salario con el ingreso per cápita.

El modelo que se plantea, con base en la ecuación (12) es el siguiente:

$$\ln W_t = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{PIBpc}_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

Donde:

$\ln W$ = Logaritmo natural del salario real

$\ln \text{PIBpc}$ = Logaritmo natural del PIB per cápita

ε = Término de error

$\beta_0 + \varepsilon_t$ = Sesgo

t = Tiempo

Con base en la metodología de series de tiempo es posible contar con modelos dinámicos por lo que las variables pueden diferenciarse y rezagarse.

Los resultados del modelo empírico se presentan en el cuadro 4. En la primera estimación (M1), la elasticidad estimada es de 0.29, estadísticamente significativa. Al diferenciar o rezagar las variables, los coeficientes estimados resultan ser de 0.67 en el modelo estacionario y de 0.30 en el dinámico, ambos resultaron estadísticamente significativos. Las estimaciones arrojan evidencia empírica de que en el largo plazo el salario real reacciona menos que proporcionalmente al PIB per cápita, sin embargo es necesario considerar el punto de quiebre o cambio estructural (1983). Por este motivo, se presentan resultados por periodos, antes y después del cambio estructural.

**Cuadro 4.
Resultados de modelos estimados**

Periodo 1939-2020			
Modelos	M1	M2	M3
Var. Dep.	LnW	D(LnW)	LnW _{t-1}
LnPIBpc	0.29558*** (0.074192)		
D(LnPIBpc)		0.67309* (0.38823)	
LnPIBpc_{t-1}			0.307093*** (0.331232)
R² Ajustada	0.155129	0.024459	0.167854
Estadístico F	15.87264***	3.005762*	17.13693***
DW	0.151105	2.06214	0.153945
Primer Periodo: Cambio Estructural (1939-1983)			
Modelos	M4	M5	M6
Var. Dep.	LnW	D(LnW)	LnW _{t-1}
LnPIBpc	1.000872*** (0.070452)		
D(LnPIBpc)		0.039577 (0.529856)	
LnPIBpc_{t-1}			1.035969*** (0.069333)
R² Ajustada	0.820278	0.000133	0.837896
Estadístico F	201.8221***	0.005579	223.2619***
DW	0.403043	2.010918	0.406402
Segundo Periodo: Cambio Estructural (1983-2020)			
Modelos	M7	M8	M9
Var. Dep.	LnW	D(LnW)	LnW _{t-1}
LnPIBpc	-0.629603*** (0.233169)		
D(LnPIBpc)		1.521101*** (0.606704)	
LnPIBpc_{t-1}			-0.662895*** (0.265231)
R² Ajustada	0.145321	0.125003	0.124189
Estadístico F	7.291100***	6.285837***	6.246560***
DW	0.805187	1.758298	0.714621

Niveles de significancia 1%***, 5%***, 10%*. Error estándar entre paréntesis
Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 4 también se presentan las estimaciones para los periodos que marcaron el cambio estructural, es posible observar que para el primer periodo 1939-1983 en el M4 la elasticidad es unitaria, mientras que en el segundo periodo (M7) 1983-2020 no solo resulta inelástica sino negativa, -0.62, ambos parámetros significativos con un nivel de confianza del 99 %.

El cuadro 5 muestra un análisis de sensibilidad por periodos, con tal de entender mejor el comportamiento de las variables, y observar cómo ha variado

la elasticidad antes y después de la ruptura estructural. En este cuadro se pueden examinar los periodos 1939-1950 y 1970-1990 en los cuales la reacción del salario real al PIB per cápita, es inelástica y contraria (-0.21, -0.48), dejando nuevamente en evidencia que no necesariamente incrementos en productividad reflejan incrementos en salarios. En contraste, el periodo entre 1950 y 1970 muestra un comportamiento positivo e incluso mayor que proporcional (1.5), esto es consistente con lo encontrado durante la época del desarrollo estabilizador y milagro mexicano.

**Cuadro 5.
Elasticidades por etapas**

Elasticidad Salario Real - PIBpc		
PERIODOS	ELASTICIDAD	R² Ajustada
1939-1950	-0.21 (0.2)	0.1
1950-1970	1.5*** (0.109)	0.9
1970-1990	-0.48 (0.48)	0.05
1990-2010	0.64 (0.48)	0.44
2010-2020	0.56* (0.27)	0.31
Puntos de quiebre-Cambio estructural		
1939-1983	1*** (0.07)	0.82
1983-2020	-0.62*** (0.23)	0.14

Nivel de significancia 1%***, 5%** y 10%*, (error estándar)
Fuente: Elaboración propia.

¿Qué sucede si se analizan periodos más largos y robustos? En el cuadro 6 se presentan resultados con mayor temporalidad, estos son en su totalidad significativos e indican que por lo general en el largo

plazo la elasticidad salarios-PIB per cápita es menor a la unidad y además en periodos más recientes el resultado es contrario.

Cuadro 6.
Elasticidades por etapas con mayor rango

Elasticidad Salario Real - PIBpc		
PERIODOS	ELASTICIDAD	R² Ajustada
1939-2020	0.29 *** (0.074)	0.17
1939-1960	0.27 *** (0.11)	0.2
1960-1990	0.41 ** (0.21)	0.12
1970-2000	-1.17*** (0.4)	0.44
1970-2010	-1.15*** (0.27)	0.31
1995-2020	-0.81 ** (0.28)	0.25
2000-2020	-1.38*** (0.5)	0.29

Nivel de significancia 1%***, 5%** y 10%*, (error estándar)
Fuente: Elaboración propia.

Para finalizar, se hizo un comparativo de las elasticidades obtenidas por el modelo principal y los pronósticos estimados del salario real (cuadro 7). Los efectos predichos no están muy alejados de los originales, con la excepción del periodo 1990-2010,

en el cual las diferencias en elasticidad son mayores. En este periodo, sucedieron dos crisis, la de 1994 y la de 2008, lo que explica que la predicción varíe considerablemente.

**Cuadro 7.
Elasticidades principales y pronósticos**

PERIODOS	Salario real	Pronósticos	
	ORIGINAL	EN TENDENCIAS	HOLT-WINTER
1939-1950	-0.21	1.33***	-0.24
1950-1970	1.5***	1.05***	1.4***
1970-1990	-0.48	-0.03	-0.03
1990-2010	0.64	-1.9***	0.33
2010-2020	0.56*	0.51	0.86***
1939-2020	0.29 ***	0.31***	0.32***
1939-1960	0.27 ***	1.42***	0.18*
1960-1990	0.41 **	0.27***	0.64***
1970-2000	-1.17***	-0.57***	-1.07***
1970-2010	-1.15***	-1.39***	-1.06***
1995-2020	-0.81 **	-1.18***	-1.18***
2000-2020	-1.38***	-0.41	-1.33**
Puntos de quiebre - Cambio estructural			
1939-1983	1***	0.94***	1***
1983-2020	-0.62***	-1.7***	-0.85***
Box-Jenkins			
1939-2020	0.67*	0.54	
Nivel de significancia 1%***, 5%** y 10%*			
Fuente: Elaboración propia.			

Por otra parte, los resultados de cambio estructural coinciden con la tendencia que muestra la gráfica 4, tanto analítica como empíricamente se observa que durante el primer periodo (1939-1983), antes del punto de quiebre, la elasticidad resulta ser unitaria, en este caso, los salarios respondieron de forma paralela a cambios en productividad, mientras que en el segundo periodo (1983-2020) el resultado no solo es desproporcional sino inverso. En los casos pronosticados, la evidencia es muy similar. Adicionalmente,

al considerar la metodología tipo Box-Jenkins, en la cual se analizan principalmente la estacionariedad de las series y se pueden hacer pronósticos tipo ARIMA, los resultados arrojan que en largo plazo el salario reaccionaría de forma inelástica con un coeficiente de 0.67 y 0.54 en tendencias, sin embargo, este resultado quedaría invalidado con base en la teoría de cambio estructural.

Discusión

Si nos concentramos en la teoría neoclásica del crecimiento, esperaríamos que el salario crezca de forma muy similar a la productividad, sin embargo, la evidencia nos dice que esta relación no necesariamente se cumple.

La evidencia empírica no ha concluido sobre las causas del aumento de la brecha entre salarios y productividad, debido a las diversas metodologías y enfoques que se han empleado para abordar el tema. Sin embargo, la mayoría de los expertos coincide en que existe un desacople de largo plazo entre estos dos factores, una característica presente tanto en Estados Unidos como en países europeos (Bosworth, Perry y Shapiro, 1994; Berlingieri, Blanchenay y Criscuolo, 2017; Stirati y Meloni, 2021).

La brecha entre salarios y productividad no solo se ha ampliado, sino que diversos autores han identificado una relación estructural negativa entre ambos factores (Hutter y Weber, 2023). Uno de los argumentos que se destaca es el impacto del cambio tecnológico, el cual provoca aumentos significativos en la productividad, pero no se traduce en un crecimiento equivalente en los salarios (Cruz, 2023).

Cabe señalar que, que desde los ochenta existe un debate constante sobre el comportamiento del salario real. Organizaciones como la OIT (2017) y la CEPAL (2019) han señalado que, en Centro y Latinoamérica, el salario no ha experimentado un incremento suficiente. Un caso destacado es México, el cual es considerado como un país emergente y exitoso debido a su productividad, pero que aún enfrenta el problema de salarios bajos.

En México, la tendencia sobre salarios y productividad ha variado considerablemente a través del tiempo. En muchos casos, los estudios solo abarcan una parte de la historia, mucho se debe a falta de información comparable, sin embargo, en este análisis se contribuye en varios aspectos, por una parte, se han

homologado dos series de datos: el salario real y el PIB per cápita, para el periodo 1939-2020, por otro lado, en argumentar que la reacción de estos factores ha llegado a ser proporcional en algún momento, como la teoría de largo plazo lo predice, sin embargo, existen etapas donde su reacción es desproporcional e incluso en décadas más recientes es contraria e inelástica.

Debido a la comparabilidad de la primera serie de tiempo, el salario real, y la falta de información a nivel nacional, hemos recurrido a datos de uno de los sectores más grandes, formales y robustos que se asemeja a la economía nacional: el sector o industria manufacturera (Verhoogen, 2008; Samaniego, 2009; Castellanos 2010; González, López y Cabral, 2022; Fontanari y Palumbo, 2023). Aunque esta elección podría implicar una sobreestimación del salario al utilizarlo como una variable *proxy*, nos ha permitido obtener una perspectiva más amplia en el tiempo. Además, para fortalecer y validar los resultados, se llevaron a cabo pronósticos. De esta manera, hemos podido evaluar la sensibilidad entre estos determinantes, considerando cambios estructurales, resultados empíricos y diversas etapas históricas.

En el período de 1939 a 1960, México experimentó un notable avance en salarios, mostrando una relación directa, aunque inelástica con el crecimiento económico (0.27). Sin embargo, cuando analizamos uno de los períodos más críticos, entre 1970 y 1990, encontramos una tendencia opuesta (-0.48). Estos resultados coinciden con los hallazgos de otros autores como González (1997) o Weller (1998), quienes también señalan una disminución en los ingresos en relación con la productividad y el empleo durante la década de los ochenta.

Estudios recientes han examinado periodos posteriores y han encontrado una relación positiva entre los salarios y la productividad, pero en lapsos mucho más cortos, concretamente entre 1985-1993 y

1994-2001 (Hanson, 2003; Kaplan y Pérez, 2006), mientras que otros en periodos más actuales, entre 2010-2021 encuentran una relación inversa, (Montiel, 2022; González, López y Cabral, 2022). Estos hallazgos respaldan varios de los resultados previamente expuestos. Sin embargo, es importante destacar que la mayoría de las investigaciones sobre esta relación no logran argumentar los efectos a largo plazo debido principalmente a la carencia de información disponible.

Con base en lo expuesto anteriormente, varios autores optan por utilizar salarios mínimos o salarios relativos como Lustig (1990), Samaniego (2009) y Bortz y Aguila (2006) para explicar el comportamiento salarial a lo largo del tiempo. No obstante, es importante tener en cuenta que este tipo de salarios también pueden estar sujetos a sesgos adicionales.

Un estudio que enriquece la investigación sobre la relación entre salarios y productividad a largo plazo es el de Bleynat, Challú y Segal (2020), donde se realiza una comparación del salario medio real en la economía mexicana utilizando diversas encuestas (*ENOE, ENEU, EMIM*) con el objetivo de comparar las distintas mediciones en los últimos años. Dentro de los resultados destacan que, a pesar de que

la información se recaba de diferentes maneras, las diferencias sobre el comportamiento del salario son mínimas. No obstante, es importante destacar que, en este estudio, enfocado en la historia del salario, no se cuenta con una serie completa y homologada para un periodo tan extenso, como él que se expone en este documento.

Por otra parte, es importante señalar que los modelos aquí expuestos también presentan ciertas limitaciones que abren espacio para la discusión. Entre estas limitaciones se encuentran variables omitidas, como el capital humano y el cambio tecnológico, las cuales no fueron consideradas en gran parte debido a la falta de información disponible. Además, existen otras teorías que explican el comportamiento de los salarios, como las relacionadas con los ciclos económicos, la compensación salarial y la búsqueda de trabajo, las cuales aportan diferentes perspectivas y enfoques al tema en cuestión.

Conclusiones

El presente artículo analiza la relación entre el salario real y la productividad en México durante el periodo 1939-2020. Una contribución importante de este estudio ha sido la creación de series de tiempo homologadas y suficientemente extensas que permiten realizar comparaciones y predicciones a largo plazo. El objetivo principal es disponer de una serie estandarizada para el PIB per cápita y otra para el salario real, esta última construida a partir de encuestas de la industria manufacturera.

El análisis realizado revela un punto de quiebre en 1983, lo que implicó un cambio estructural en la relación entre salario real y productividad. Esto invalida el argumento de que los salarios siempre se mueven en la misma dirección que la productividad.

Al considerar el análisis con series estacionarias y cierto grado de cointegración, existe el riesgo de llegar a una conclusión errónea: el salario real crece en el largo plazo a una tasa proporcionalmente menor con respecto a la productividad, evidenciado por un coeficiente de 0.67.

Sin embargo, al tener en cuenta la evidencia del cambio estructural durante el periodo de 1939-1983, se observa que se cumple la teoría neoclásica de crecimiento, ya que el salario real y el crecimiento económico reaccionan de manera similar, mostrando incluso una elasticidad unitaria, es decir, un comportamiento proporcional. Posteriormente, durante el periodo 1983-2020, la dinámica salarial difiere y su comportamiento se vuelve contrario e inelástico (-0.62). Esto confirma dos hipótesis: primero, el estancamiento evidente del salario real, y segundo,

que su comportamiento, al menos durante las últimas décadas, no ha sido recíproco con respecto a la productividad.

El amplio desfase entre salarios y productividad es un resultado alarmante que requiere una atención significativa, especialmente en el desarrollo de una política macroeconómica y de políticas públicas que promuevan un crecimiento sostenido de los salarios, un problema persistente en México. Además, se argumenta que la relación entre salarios y productividad ha variado a lo largo de distintas etapas económicas. En algunos casos, ha sido convergente, positiva e inelástica, por ejemplo, en los periodos de 1939-1960 (0.27) y 1960-1990 (0.41). En otros, ocurre lo contrario, como en 1970-2000 (-1.7) y 1995-2020 (-0.81). Solo durante el periodo del desarrollo estabilizador y milagro mexicano (1950-1970), el salario reaccionó de manera más proporcional al crecimiento (1.5).

A la luz de lo expuesto, es crucial resaltar las políticas que han sido exitosas para la economía y que han permitido alcanzar niveles salariales favorables que existieron en algún momento del pasado. Al mismo tiempo, es fundamental reconocer y abordar las actuales fallas estructurales que están afectando la relación entre salarios y productividad en el presente. Esto con el fin de promover un enfoque integral que contribuya a mejorar los salarios y el desarrollo económico a largo plazo.

Referencias

- Abraham, K. G., Spletzer, J. R., & Stewart, J. C. (1999). "Why do different wage series tell different stories?". *American Economic Review*, 89(2), 34–39.
- Acemoglu, D. (2012). "Introduction to economic growth". *Journal of economic theory*, 147(2), 545–550.
- Alisa, M. (2015). "The relationship between inflation and unemployment: a theoretical discussion about the philips curve". *Journal of International Business and Economics*, 3(2), 89–97.
- Altinay, G., & Karagol, E. (2004). "Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey". *Energy economics*, 26(6), 985–994.
- Angeles, L. (2008). "GDP per capita or real wages? making sense of conflicting views on preindustrial Europe". *Explorations in Economic History*, 45(2), 147–163.
- Argente, D. O., Hsieh, C.T., & Lee, M. (2020). *Measuring the cost of living in Mexico and the US* (Tech. Rep.). National Bureau of Economic Research.
- Armstrong, J. S. (2001). *Principles of forecasting: a handbook for researchers and practitioners* (Vol. 30). Springer.
- Arnaut, J. L. (2018). "Mexican real wages before the revolution: A reappraisal". *Iberoamericana – Nordic Journal of Latin American and Caribbean Studies*, 47(1), pp. 45–62, DOI: <http://dx.doi.org/10.16993/iberoamericana.421>, 47, 45.
- Astorga, P. (2017). "Real wages and skill premiums in Latin America, 1900-2011". *Journal of Iberian and Latin American Economic History*.
- Atesoglu, H. S., & Smithin, J. (2006). "Real wages, productivity and economic growth in the G7, 1960-2002". *Review of Political Economy*, 18(2), 223-233. Retrieved from <https://EconPapers.repec.org/RePEc:taf:revpoe:v:18:y:2006:i:2:p:223-233>.
- Baeza, A. V. (2002). "Problemas de empleo en América Latina". *Política y cultura* (17), 99–116.
- Bagger, J., Fontaine, F., Postel-Vinay, F., & Robin, J.M. (2014). "Tenure, experience, human capital, and wages: A tractable equilibrium search model of wage dynamics". *American Economic Review*, 104(6), 1551–96.
- Barro, R. J., & i Martin, X. S. (2018). *Crecimiento económico*. Reverté.
- Bengtsson, E., & Stockhammer, E. (2021). "Wages, income distribution and economic growth: Longrun perspectives in Scandinavia, 1900–2010". *Review of Political Economy*, 1–21.
- Benmelech, E., Bergman, N. K., & Kim, H. (2022). "Strong employers and weak employees: How does employer concentration affect wages?". *Journal of Human Resources*, 57(S), S200-S250.

- Berlingieri, G., Blanchenay, P., & Criscuolo, C. (2017). *The great divergence (s)*.
- Bleynat, Challú, & Segal. (2020). "Inequality, living standards and growth: Two centuries of economic development in Mexico". *The London School of economics and Political Science*.
- Bonam, D., de Haan, J., & Van Limbergen, D. (2021). "Timevarying wage phillips curves in the Euro area with a new measure for labor market slack". *Economic Modelling*, 96, 157–171.
- Bortz, J., & Aguila, M. (2006). "Earning a living: A history of real wage studies in twentiethcentury Mexico". *Latin American Research Review*, Vol. 41, No. 2 (2006), pp. 112138, 41, 112138. doi: 10.1353/lar.2006.0019.
- Bosworth, B., Perry, G. L., & Shapiro, M. D. (1994). "Productivity and real wages: Is there a puzzle?". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994(1), 317–344. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2534634>.
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time". *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149–163.
- Camberos, M., & Bracamontes, J. (2015). "La caída de los salarios en México 19802010: la productividad y la informalidad como explicación". *Equilibrio Económico, Revista de Economía, Política y Sociedad*. Vol II (2).
- Carmona, F. (1970). *El milagro mexicano* (Tech. Rep.).
- Castellanos, S. G. (2010). "Desempleo y determinación de salarios en la industria manufacturera de México: Un análisis mediante paneles dinámicos". *Economía Mexicana. Nueva época*, 19(1), 171–198.
- Cruz, M. D. (2023). "Labor Productivity, Real Wages, and Employment in OECD Economies". *Structural Change and Economic Dynamics*, 66, 367-382.
- Diaz-Bautista, A. (2003). "México's industrial engine of growth: Cointegration and causality". *Revista Momento Económico* (126).
- Easterly, W. (2019). "In search of reforms for growth: New stylized facts on policy and growth outcomes" (No. w26318). *National Bureau of Economic Research*.
- Engbom, N., Moser, C., & Sauermann, J. (2023). "Firm pay dynamics". *Journal of Econometrics*, 233(2), 396-423.
- Everett, M., & Trivi, A. (1980). "La evolución de la estructura salarial en México: 19391963". *Revista Mexicana de Sociología*, Vol. 42, No. 1 (Jan. Mar., 1980), pp. 93129, 42, 93. doi: 10.2307/3540029.
- Figueiredo, A. (2022). "Wage cyclicity and labor market sorting". *American Economic Review: Insights*, 4(4), 425-442.

- Fontanari, C., & Palumbo, A. (2023). "Permanent scars: The effects of wages on productivity". *Metroeconomica*, 74(2), 351-389.
- Fuchs-Schündeln, N., Krueger, D., Ludwig, A., & Popova, I. (2022). "The long-term distributional and welfare effects of Covid-19 school closures". *The Economic Journal*, 132(645), 1647-1683.
- Fuentes, A., & Arroio, R. (1986). "El poder adquisitivo del salario, productividad y posición competitiva de México". *Investigación Económica*, 45(178), 245-285.
- Gambetti, L. (2017). "Evolving wage cyclicality in Latin America". *World Bank, Office of the Chief Economist for LAC and IZA*(no. 10657). Retrieved from <http://hdl.handle.net/10419/161280>.
- González Mata, E. A., López Cabrera, J. A., & Cabral Torres, R. (2022). "Relación entre productividad laboral y remuneraciones: un análisis de proximidad espacial a nivel estatal en la industria manufacturera en México, 2004, 2009, 2014 y 2019".
- Gordon, D. M., Bowles, S., & Weisskopf, T. E. (2020). *Beyond the wasteland: A democratic alternative to economic decline*. Verso Books.
- Hanson, G. H. (2003). *What has happened to wages in Mexico since NAFTA?*
- Harvey, D. I., & Mills, T. C. (2003). "Modelling trends in central England temperatures". *Journal of Forecasting*, 22(1), 35-47.
- Hatcher, J. (2018). "Unreal wages: longrun living standards and the 'golden age' of the fifteenth century". In *Seven centuries of unreal wages* (pp. 227-266). Springer.
- Hutter, C., & Weber, E. (2023). "Labour market effects of wage inequality and Skill-biased technical change". *Applied Economics*, 55(27), 3063-3084.
- Ibarra, C. A., & Ros, J. (2019). "La disminución de la participación del trabajo en el ingreso en México, 1990-2015". *El trimestre económico*, 86(344), 853-899.
- INEGI. (2003). *Historia del sistema de cuentas nacionales de México*, (19382000) (No. ISBN 9701343522). Author.
- INEGI. (2015). *Estadísticas Históricas de México*, 2014 (No. ISBN 978-607-739-477-8). Author.
- Jacobson, T., & Ohlsson, H. (1994). "Longrun relations between private and public sector wages in Sweden". *Empirical Economics*, 19(3), 343-360.
- Kaplan, D. S., & Pérez Arce Novaro, F. (2006). "El efecto de los salarios mínimos en los ingresos laborales de México". *El trimestre económico*, 73(289), 139-173.
- Kerr, C. (2020). *Labor markets: their character and consequences*. University of California Press.
- Lavi, Y., Sussman, N., et al. (2001). *The determination of real wages in the long run and its changes in the short run—evidence from Israel: 1968-1998* (Tech. Rep.). Bank of Israel.

- Lopez, J. N. . D. (1951). *Los salarios reales en México 1939-1950*. Fondo de Cultura Económica.
- López V, A., & Gallardo, J. L. (2006). “Manufacturing real wages in Mexico”. *Brazilian Journal of Political Economy*, 26(3), 459–474.
- Lustig, N. (1990). “Economic crisis, adjustment and living standards in Mexico”, 1982–85. *World development*, 18(10), 1325–1342.
- López, J. A., & Mendoza, J. E. (2017). “Wage, unemployment and labor productivity in the Mexican manufacturing industry (salarios, desempleo y productividad laboral en la industria manufacturera mexicana)”. *Ensayos Revista de Economía*, 36(2), 185–228. Retrieved from <http://ensayos.uanl.mx/index.php/ensayos/article/view/49> doi: 10.29105/ensayos36.24.
- Mencken, F. C., & Winfield, I. (1998). “In search of the “right stuff”: The advantages and disadvantages of informal and formal recruiting practices in external labor markets”. *American journal of Economics and Sociology*, 57(2), 135–154.
- Merla, P. (1942). *Estadística de salarios*. Talleres gráficos de la nación.
- Montiel, F. G. (2022). “Contratación de trabajo en la industria manufacturera en México. Un enfoque de los nuevos Keynesianos”, 2010-2021. *Denarius*, 2(43), 113-140.
- Munguía, L. F. (2019). *Productividad, salarios y trabajo digno en México*. Fundación Friedrich Ebert en México.
- Nikulin, D. (2015). “Relationship between wages, labour productivity and unemployment rate in new EU member countries”. *Journal of International Studies* Vol, 8(1).
- Noyola, J., & López Rosado, D. (1951). “Los salarios reales en México: 1939-1951”. *El Trimestre Económico*, (70).
- Ocegueda Hernández, J. (2003). *El sector manufacturero y la restricción externa al crecimiento económico de México*. S/d.
- Padilla, C. M., & Ros, J. (1990). “Segmentación del mercado de trabajo y desarrollo económico en México”. *El Trimestre Económico*, 57(226 (2), 343–378.
- Patemesi Meloni, W., & Stirati, A. (2023). “The decoupling between labour compensation and productivity in high-income countries: Why is the nexus broken?”. *British Journal of Industrial Relations*, 61(2), 425-463.
- Perron, P. (1989). “The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis”. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361–1401.
- Ploberger, W., & Krämer, W. (1992). “The cusum test with ols residuals.” *Econometrica. Journal of the Econometric Society*, 271-285.
- Rodrik, D. (2006). *Industrial development: stylized facts and policies*. Harvard University, 380.

- Romer, P. M. (1986). "Increasing returns and longrun growth". *Journal of political economy*, 94(5), 1002-1037.
- Romer, P. M. (1994). "The origins of endogenous growth". *Journal of Economic perspectives*, 8(1), 3-22.
- Samaniego, N. (2009). "La crisis, el empleo y los salarios en México". *Economía unam*, 6(16), 57-67.
- Sánchez Carrera, E. J., González Lara, J. M., & Policardo, L. (2022). "Crecimiento impulsado por los salarios en México: un análisis de regresión umbral". *Investigación económica*, 81(319), 90-116.
- Sauermann, J. (2023). "Performance measures and worker productivity. IZA World of Labor.
- Sharpe, A., Harrison, P., & Arsenault, J.F. (2008)". *The relationship between labour productivity and real wage growth in Canada and OECD countries*. Centre for the Study of Living Standards Ottawa, Ontario.
- Shin, D., & Shin, K. (2008). "Why are the wages of job stayers procyclical?". *Macroeconomic Dynamics*, 12(1), 1-21.
- Solon, G., Barsky, R., & Parker, J. A. (1994). "Measuring the cyclicity of real wages: how important is composition bias?". *The quarterly journal of economics*, 109(1), 1-25.
- Solow, R. M. (1956). "A contribution to the theory of economic growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Stanford, J. (2018). "The declining labour share in Australia: definition, measurement, and international comparisons". *Journal of Australian Political Economy* (81), 11-32.
- Stiglitz, J. E. (1984). "Theories of wage rigidity". *NBER working paper* (w1442).
- Stirati, A., & Meloni, W. P. (2021). "Unemployment and the wage share: a longrun exploration for major mature economies". *Structural Change and Economic Dynamics*, 56, 330-352.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). "A simple estimator of cointegrating vectors in higher orderintegrated systems". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Verhoogen, E. A. (2008). "Trade, quality upgrading, and wage inequality in the Mexican manufacturing sector". *The Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 489-530.
- Weller, J. (1998). "Los mercados laborales en América Latina: su evolución en el largo plazo y sus tendencias recientes". CEPAL.
- Williamson, J. G. (1998). *Real wages and relative factor prices in the Third World 1820-1940: Asia*. Harvard Institute of Economic Research.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). "Further evidence on the great crash, the oilprice shock, and the unit-root hypothesis". *Journal of business & economic statistics*, 20(1), 25-4.

Anexos

**Cuadro 8. (Parte 1)
Pruebas de raíz unitaria**

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA						
	ADF UNIT ROOT TEST		PP UNIT ROOT TEST		KPSS UNIT ROOT TEST	
	Null Hypothesis: has a unit root t-Stat.		Null Hypothesis: has a unit root Adj-Stat.		Null Hypothesis: is stationary LM-Stat.	
	Intercept	Trend and Intercept	Intercept	Trend and Intercept	Intercept	Trend and Intercept
PIB per cápita-(I)						
ADF-PP-KPSS test statistic	-1.347874	-1.324337	-1.319546	-1.570846	1.106585	0.204758
Test and Asymptotic critical values*:	(0.6036)	(0.8748)	(0.6170)	(0.7959)		
1% level	-3.513344	-4.07534	-3.513344	-4.07534	0.739	0.216
5% level	-2.897678	-3.466248	-2.897678	-3.466248	0.463	0.146
10% level	-2.586103	-3.15978	-2.586103	-3.15978	0.347	0.119
D(PIB per cápita)-(O)						
ADF-PP-KPSS test statistic	-6.695954	-6.757897	-6.595156	-6.592061	0.168115	0.064743
Test and Asymptotic critical values*:	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)		
1% level	-3.513344	-4.07534	-3.513344	-4.07534	0.739	0.216
5% level	-2.897678	-3.466248	-2.897678	-3.466248	0.463	0.146
10% level	-2.586103	-3.15978	-2.586103	-3.15978	0.347	0.119
Salario medio real-(I)						
ADF-PP-KPSS test statistic	-1.761737	-1.657932	-1.780395	-1.619777	0.240439	0.230599
Test and Asymptotic critical values*:	(0.3968)	(0.7607)	(0.3876)	(0.7766)		
1% level	-3.513344	-4.07534	-3.513344	-4.07534	0.739	0.216
5% level	-2.897678	-3.466248	-2.897678	-3.466248	0.463	0.146
10% level	-2.586103	-3.15978	-2.586103	-3.15978	0.347	0.119
D(Salario medio real)-(O)						
ADF-PP-KPSS test statistic	-9.644067	-9.671536	-9.63665	-9.67092	0.162148	0.058974
Test and Asymptotic critical values*:	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)		
1% level	-3.513344	-4.07534	-3.513344	-4.07534	0.739	0.216
5% level	-2.897678	-3.466248	-2.897678	-3.466248	0.463	0.146
10% level	-2.586103	-3.15978	-2.586103	-3.15978	0.347	0.119

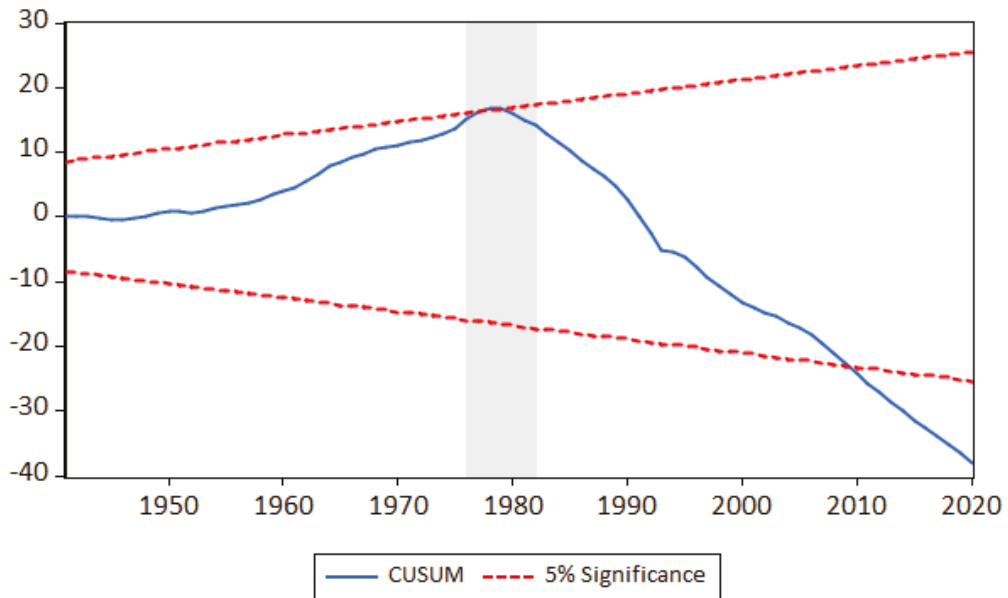
Significance: *10% level, **5%level, ***1%level, /*Not conclusive
Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro 8. (Parte 2)
Pruebas de raíz unitaria**

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA						
	ADF UNIT ROOT TEST		PP UNIT ROOT TEST		KPSS UNIT ROOT TEST	
	Null Hypothesis: has a unit root t-Stat.		Null Hypothesis: has a unit root Adj-Stat.		Null Hypothesis: is stationary LM-Stat.	
	Intercept	Trend and Intercept	Intercept	Trend and Intercept	Intercept	Trend and Intercept
LOG(PIB per cápita)-(I)						
ADF-PP-KPSS test statistic	-2.932223	-0.419424	-2.928402	-0.351012	1.068495	0.312542
Test and Asymptotic critical values*:	(0.0461**)	(0.9853)	(0.0465**)	(0.9878)		
1% level	-3.513344	-4.07534	-3.513344	-4.07534	0.739	0.216
5% level	-2.897678	-3.466248	-2.897678	-3.466248	0.463	0.146
10% level	-2.586103	-3.15978	-2.586103	-3.15978	0.347	0.119
D(LOG(PIB per cápita)-(0)						
ADF-PP-KPSS test statistic	-7.083223	-7.899404	-7.083223	-7.776114	0.742473	0.046167
Test and Asymptotic critical values*:	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)		
1% level	-3.493747	-4.047795	-3.493747	-4.047795	0.739	0.216
5% level	-2.8892	-3.453179	-2.8892	-3.453179	0.463	0.146
10% level	-2.581596	-3.152153	-2.581596	-3.152153	0.347	0.119
LOG(SALARIO MEDIO REAL)-(I)						
ADF-PP-KPSS test statistic	-1.685415	-1.493099	-1.65913	-1.449267	0.279978	0.246877,/*
Test and Asymptotic critical values*:	(-0.43)	(-0.82)	(-0.44)	(-0.84)		
1% level	-3.493747	-4.047795	-3.493129	-4.046925	0.739	0.216
5% level	-2.8892	-3.453179	-2.888932	-3.452764	0.463	0.146
10% level	-2.581596	-3.152153	-2.581453	-3.151911	0.347	0.119
D(LOG(SALARIO MEDIO REAL)-(0)						
ADF-PP-KPSS test statistic	-9.415365	-9.472131	-9.427031	-9.534361	0.211449	0.06985
Test and Asymptotic critical values*:	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)	(0.000***)		
1% level	-3.493747	-4.047795	-3.493747	-4.047795	0.739	0.216
5% level	-2.8892	-3.453179	-2.8892	-3.453179	0.463	0.146
10% level	-2.581596	-3.152153	-2.581596	-3.152153	0.347	0.119

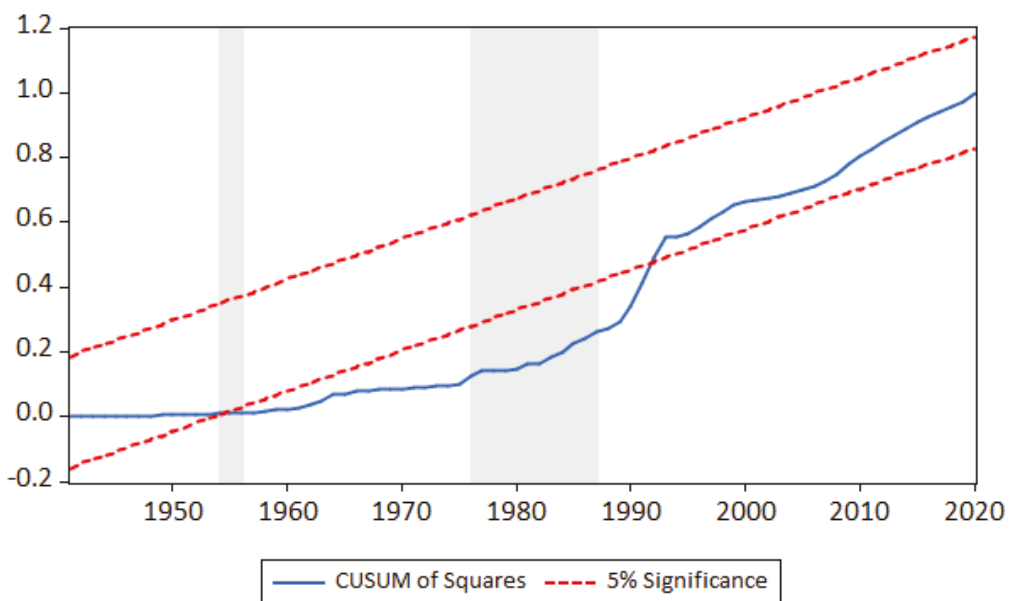
Significance: *10% level, **5%level, ***1%level, /*Not conclusive
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 8
Prueba de estabilidad Cusum



Fuente: Elaboración propia. Nota. Prueba de estabilidad recursiva MCO con las variables en niveles

Gráfico 9
Prueba de estabilidad CusumQ



Fuente: Elaboración propia. Nota. Prueba de estabilidad recursiva MCO con las variables en niveles