

## Estimación de la demanda de trabajadores asalariados en México

### Estimation of the demand for salaried workers in Mexico

*Recibido: 10/agosto/2021; aceptado: 03/noviembre/2021; publicado:06/enero/2022*

<https://doi.org/10.24275/uam/azc/dcsh/ae/2022v37n94/Jimenez>

Adrián Jiménez Gómez\*

#### RESUMEN

Se estima un vector de cointegración utilizando el número de trabajadores asalariados reportado por la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), el PIB real y una variable aproximada para el salario real para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2005 y el primer trimestre de 2020. Las elasticidades estimadas de la demanda de trabajadores asalariados con respecto al PIB y a la variable aproximada del salario real son 0.54 y -0.48, respectivamente. El que esta demanda de trabajo estimada sea inelástica con respecto al PIB real son malas noticias para la creación de empleos, especialmente en un escenario de crecimiento económico relativamente bajo. El impacto de los incrementos en el salario mínimo que se han otorgado a partir de 2019 sobre el nivel de empleo también es discutido, ya que éstos han estado muy por arriba de la inflación. El modelo de corrección de errores también se reporta para las variables que no son exógenas débilmente.

**Palabras clave:** demanda de trabajo; salario real; mercado de trabajo; cointegración; empleo.

**Clasificación JEL:** J23; C32; J38.

#### ABSTRACT

A cointegration vector is estimated using the number of salaried workers reported by the National Survey of Occupation and Employment, the real GDP, and a proxy variable for the real salary for the period between the first quarter of 2005 and the first quarter of 2020. The estimated elasticities of demand for salaried workers with respect to GDP and to the proxy variable of real wages are 0.54 and -0.48, respectively. The fact that this labor demand is inelastic with respect to real GDP according to the estimated cointegration vector is bad news for job creation, especially in a scenario of relatively low economic growth. The impact of the increases in the minimum wage that have been granted since 2019 on the level of employment is also discussed, since these have been well above inflation. The error correction model is also reported for the variables that are not weakly exogenous.

**Keywords:** Labor demand; real wage; labor market; cointegration; employment.

**JEL Classification:** J23; C32; J38.



Esta obra está protegida bajo  
una Licencia Creative  
Commons Reconocimiento-  
NoComercial-  
SinObraDerivada 4.0  
Internacional

---

\* Profesor-Investigador de la Facultad de Economía de la Benemérita Universidad Autónoma de Puebla (BUAP), Puebla, México. Integrante del Cuerpo Académico de Análisis Económico. Correo electrónico: [adrian.jimenez@correo.buap.mx](mailto:adrian.jimenez@correo.buap.mx)

## INTRODUCCIÓN

Uno de los principales retos que la economía mexicana ha enfrentado desde los años ochenta ha sido el generar empleos en un número similar al aumento de la población económicamente activa (PEA). Una de las razones que ha impedido la creación de fuentes de trabajo suficientes ha sido la intermitencia en el crecimiento de la producción en términos reales provocada por las llamadas crisis económicas, entre otros factores. Algunas de estas crisis tuvieron causas internas como la ocurrida en 1994-1995, otras tuvieron causas externas como las de 2008-2009 y la de 2020, y otras iniciaron por choques externos pero sus efectos sobre la economía mexicana se amplificaron por una respuesta de política económica inadecuada, como la crisis de la deuda externa de los años ochenta. El común denominador durante las crisis señaladas fue la eliminación de fuentes de trabajo. En algunos casos, los niveles de producción y empleo alcanzaron los niveles previos al inicio de la crisis solo después de varios años. Entre 1982 y 2019, la tasa de crecimiento anual promedio del PIB real fue de 2.1%, que representa menos de la mitad de la tasa de crecimiento anual promedio de la PEA, que fue de 4.7%. Durante las crisis económicas, el PIB y el empleo se contraen mientras que la PEA sigue creciendo, lo que ha provocado un exceso de oferta en el mercado de trabajo.

En este contexto, la hipótesis es que el número de trabajadores asalariados en México responde positivamente a incrementos en el PIB real y negativamente a aumentos en el salario real, y que la demanda de trabajadores asalariados es inelástica con respecto a dichas variables. De comprobarse la segunda parte de la hipótesis, se identificaría una razón por la cual no se generan empleos suficientes. Por lo anterior, el objetivo de esta investigación es estimar una demanda de trabajo para identificar las elasticidades del número de trabajadores asalariados con respecto al PIB y a la variable aproximada del salario real.

Si se establece una meta en términos de la generación de empleos, entonces se puede definir un escenario para la evolución del PIB y del salario real que sean consistentes con el cumplimiento de dicha meta. De esta manera, la política económica debería de promover el crecimiento económico a la tasa necesaria para la consecución de dicha meta.

El resto del artículo se organiza como sigue: En sección I se discute brevemente el marco teórico para derivar la ecuación de demanda de trabajo a estimar. En la sección II se describen las fuentes de información estadística y se explica cómo se construyó la variable aproximada para el salario real. En la sección III se presenta un modelo VAR con el número de trabajadores asalariados, el PIB y la variable aproximada para el salario real, se realizan las estimaciones del vector de cointegración, así como de los modelos de corrección de errores. En la sección IV se discuten las implicaciones de los resultados obtenidos en términos de política económica. En la última sección se presentan las consideraciones finales.

## I. MODELO TEÓRICO

Los economistas clásicos supusieron la flexibilidad de precios y salarios, por lo que el salario real se encargaba de igualar la cantidad demandada a la cantidad ofrecida de trabajo, lo que implicaba que el mercado laboral tendiera a estar siempre en equilibrio. Sin embargo, el enfoque de los economistas clásicos no pudo explicar el surgimiento de tasas de desempleo elevadas en muchos países como consecuencia de la Gran Depresión y en consecuencia tampoco pudo brindar propuestas de política económica para reactivar las economías. En dicho contexto, surgió el enfoque keynesiano que consideró el supuesto de precios y salario rígidos, y sugirió una política fiscal expansiva como propuesta de política económica para aumentar la demanda agregada.

Sí las empresas actuaban de manera competitiva, contratarían trabajadores hasta el punto donde el producto marginal del trabajo igualara al salario real. Sin embargo, el número de trabajadores contratados por las empresas no tenía que ser igual al número de personas que deseaban laborar a ese salario real,

surgiendo así el desempleo. Asimismo, este exceso de oferta en el mercado de trabajo es mayor, en la medida en que el nivel de la demanda agregada sea bajo.

Dentro de la nueva economía keynesiana, se brindan micro-fundamentos a las rigideces nominales supuestas originalmente por Keynes. Mankiw y Romer (1991) recolectan las principales contribuciones en este campo: los modelos de contratos traslapados de Fischer (1977) y Taylor (1979), los modelos de los costos de menú y competencia perfecta de Mankiw (1985) y Blanchard y Kiyotaki (1987), etc. En lo que se refiere a los mercados de trabajo, dentro de la nueva economía keynesiana destacan los modelos de los salarios eficientes y de los contratos implícitos<sup>1</sup>. En el caso de los salarios eficientes<sup>2</sup>, la función de producción tiene como argumento al trabajo efectivo: número de trabajadores por el esfuerzo. Al reconocer que el esfuerzo es función del salario, la empresa trata de contratar unidades de trabajo efectivo al menor costo. Lo anterior implica, que el salario eficiente sea aquel que hace que la elasticidad de la función de esfuerzo respecto al salario sea unitaria. De acuerdo con esta teoría, si hay un cambio en la demanda de trabajo, no hay razón para cambiar el salario, por lo que este modelo proporciona una explicación del porqué desplazamientos en la demanda por trabajo conducen a grandes fluctuaciones en el empleo y a pequeñas variaciones en el salario real (ver Yellen (1984) y Layard *et al.*, (2005)). La teoría de los contratos implícitos destaca la relación de largo plazo entre la empresa y sus trabajadores, lo que hace que el salario no se ajuste cada periodo para alcanzar el equilibrio en el mercado laboral. La empresa maximiza la utilidad esperada ya que hay un factor de desplazamiento de la función de utilidad que se modela como variable aleatoria discreta (en lugar de modelar varios periodos), mientras que los ingresos reales de los trabajadores son constantes. En este caso, el salario y el nivel de empleo se especifican simultáneamente para producir una asignación eficiente y compartir el riesgo de manera óptima (ver Azariadis y Stiglitz (1983)).

En el presente trabajo se hace el supuesto de un exceso de oferta en el mercado de trabajo en México para el periodo de la muestra. Este supuesto es congruente con los estudios de Trejo (1988), Hernández, Garro y Llamas (2000), Samaniego (2000) y Peralta (2010), quienes se han enfocado en las diferencias entre la PEA y distintas definiciones de empleo, para obtener medidas de desempleo, siendo estas últimas el reflejo del desequilibrio existente en el mercado laboral. Un mercado puede no estar en equilibrio y aun así se pueden realizar transacciones, pero éstas se darán sobre la demanda, si el precio es mayor al de equilibrio, o sobre la oferta, si el precio es menor al de equilibrio. Por esta razón, se dice que las operaciones se dan sobre el lado “corto” del mercado (ver Benassy (1986) para una introducción al enfoque no walrasiano<sup>3</sup>). Para el caso de México se asume que las observaciones del número de trabajadores asalariados y del salario real corresponden a puntos sobre la demanda de trabajo. Con base en este supuesto, se estima sólo la demanda de trabajo en lugar de un modelo de ecuaciones simultáneas de demanda y oferta, ya que los puntos observados no corresponden a los equilibrios en el mercado de trabajo.

Las investigaciones econométricas realizadas sobre la demanda de trabajo en México son escasas con relación a la importancia del tema. De los estudios econométricos que se han realizado recientemente sobre el mercado laboral mexicano se encuentra el de Lapa y Escalona (2017), quienes estiman un modelo para la demanda de trabajo incluyendo empleados, salarios, inversión, importaciones y gasto público en educación. Estos autores realizan la estimación de su modelo usando diferencias, promedios móviles y

<sup>1</sup> También existen los modelos de búsqueda, modelos de emparejamiento, así como la interacción entre los trabajadores que tienen empleo y los trabajadores que potencialmente pueden ser contratados (insiders-outsiders) como parte de las teorías que explican el desempleo.

<sup>2</sup> Esta teoría destaca las razones por las cuales a las empresas les conviene pagar salarios más altos que los que equilibrarían el mercado de trabajo: trabajadores mejor alimentados, mayor esfuerzo de los trabajadores cuando no son monitoreados, atracción de mejores trabajadores, generación de un sentimiento de lealtad de los trabajadores hacia la empresa.

<sup>3</sup> La figura del subastador walrasiano señala unos precios relativos iniciales y calcula los excesos de demanda, positivos y negativos, y con base en esta información señala nuevos precios relativos hasta alcanzar el equilibrio simultáneo en todos los mercados. Este enfoque walrasiano no aplica al mercado de trabajo en México, por lo que el supuesto de que las observaciones son puntos sobre la demanda corresponde al enfoque no walrasiano.

variables dicotómicas para enfrentar la estacionalidad de la inversión y de las importaciones en algunos trimestres. Los autores encontraron 4 vectores de cointegración, pero no realizaron la identificación de la estructura de largo plazo. Campos (2015) analiza la evidencia internacional y posibles impactos para México de los efectos del aumento del salario mínimo. Por su parte, Campos *et al.*, (2017) analizan los efectos del aumento del salario mínimo en el salario y el empleo en México. Estos autores también se basan en la ENOE y realizan un análisis econométrico de corte transversal y otro de datos panel; este último les permite concluir que la probabilidad de ser trabajador informal (formal) disminuye (aumenta) entre las personas que reciben un incremento salarial.

La derivación de la ecuación a estimar en este trabajo se basa en Rosen y Quandt (1978), eliminando la tendencia que los autores utilizaron para representar el cambio tecnológico. Se parte de la solución al problema de optimización:

$$\text{Max} \quad \pi = PY_t - WL_t - rK_t \quad (1)$$

$$\text{s. a.} \quad Y_t = L_t^\alpha K_t^{(1-\alpha)} \quad (2)$$

Donde  $\pi$  representa el nivel de utilidad de la empresa,  $P$  el precio de venta del productor,  $Y$  el nivel de producción,  $W$  el salario nominal,  $L$  el número de trabajadores,  $r$  el pago del factor capital,  $K$  el acervo de capital,  $t$  el subíndice de tiempo y  $\alpha$  es la elasticidad de la producción con respecto al trabajo, donde se supone  $0 < \alpha < 1$ . Sustituyendo (2) en (1), derivando con respecto al trabajo e igualando a cero por ser condición de primer orden se obtiene:

$$\frac{\partial \pi}{\partial L_t} = P\alpha L_t^{\alpha-1} K_t^{1-\alpha} - W = 0 \quad (3)$$

De (2), se despeja  $K_t^{1-\alpha}$  y se sustituye en (3) para obtener:

$$L_t = \alpha \frac{Y_t}{W_t/P_t} \quad (4)$$

La ecuación (4) se expresa en logaritmos naturales:

$$\ln L_t = \ln \alpha + \ln Y_t - \ln \frac{W_t}{P_t} \quad (5)$$

La ecuación (5) representa la demanda de trabajo en función del nivel de producción y del salario real. De la ecuación (4) también se puede despejar el salario real e igualarlo a la productividad marginal<sup>4</sup>. Aguirre (2019) utilizó dicha ecuación alternativa. Se utiliza la ecuación (5) en lugar de (3) por dos razones: la primera es que la relación entre el empleo y la producción es más estrecha que entre el empleo y el capital por la posible capacidad ociosa de este último, y la segunda es que los datos de la producción son más fáciles de obtener y más confiables que los del capital a nivel agregado. En la derivación se hicieron supuestos simplificadores como la función de producción del tipo Cobb-Douglas y su homogeneidad de grado uno, lo que facilitó obtener la ecuación (5). Sin embargo, para el ejercicio econométrico se estimará el vector de cointegración que se normalizará con respecto a la variable de empleo.

<sup>4</sup> Al expresar la ecuación anterior en logaritmos se obtendría  $\ln \frac{W_t}{P_t} = \ln \alpha + \ln Y_t - \ln L_t$ .

## II. FUENTES DE INFORMACIÓN ESTADÍSTICA Y CONSTRUCCIÓN DE LA VARIABLE APROXIMADA PARA EL SALARIO REAL

### *Fuentes de información estadística*

El modelo se construye a partir de información trimestral para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2005 y el primer trimestre de 2020. El inicio de la muestra fue determinado por la disponibilidad de información de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). De dicha encuesta se obtuvieron el número de trabajadores asalariados y los porcentajes de trabajadores que se encuentran en cada uno de los cinco rangos de ingreso preestablecidos. Esta última información se utilizó para la construcción de la variable aproximada del salario real. El INEGI reporta trimestralmente desde 2005 la población ocupada por posición en la ocupación y la desagrega en: i) trabajadores asalariados, ii) trabajadores con percepciones no salariales, iii) empleadores, iv) trabajadores por cuenta propia, v) trabajadores no remunerados y vi) no especificados. Para efectos del presente estudio, se utilizó el número de trabajadores asalariados para la variable de empleo. La respuesta en el número de trabajadores asalariados puede ser diferente a cambios en la producción o en el salario real que la que puedan tener los otros trabajadores y empleadores en el resto de las categorías, por lo que se obtendrían estimaciones promedio si se incluyeran. Por ejemplo, sería normal que el efecto de cambios en el salario real en los trabajadores asalariados fuera diferente al que se tendría sobre los trabajadores con percepciones no salariales y no remunerados. Los trabajadores asalariados, los trabajadores por cuenta propia y los empleadores representaron el 69, el 22 y el 5% del total de la población ocupada según posición en la ocupación, respectivamente, en el primer trimestre de 2020. Los trabajadores asalariados representaron el 63% de la población ocupada, en promedio, en el periodo de la muestra.

Para la variable de la producción se utilizó la serie original del PIB a precios constantes de 2013, que el INEGI publica trimestralmente.

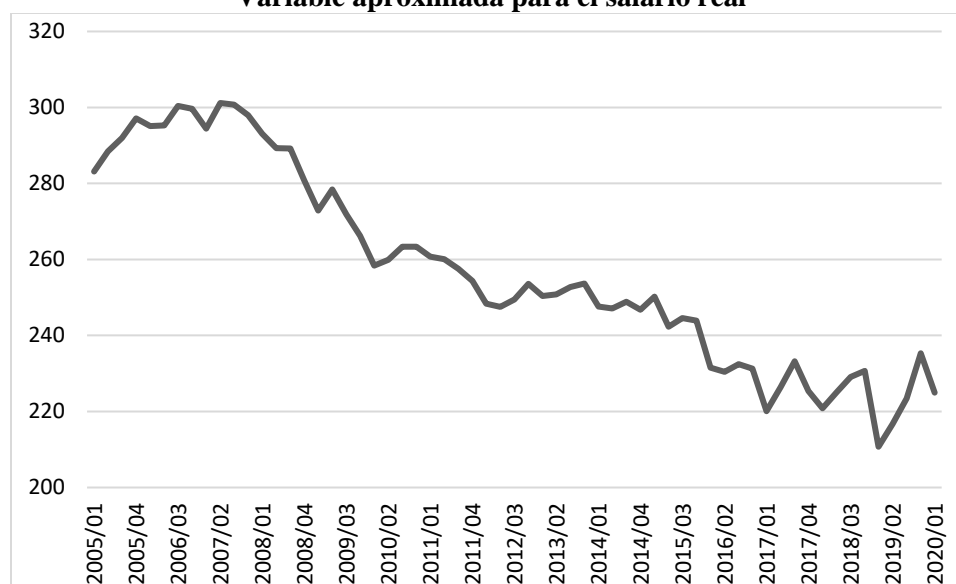
### *Construcción de la variable aproximada del salario real*

Con relación al salario nominal, inicialmente se exploró el utilizar el salario medio de cotización al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) y el salario promedio que resulta de los incrementos salariales de negociaciones contractuales que se encuentran en las estadísticas publicadas por el Banco de México (BANXICO). En el primer caso, existe el problema de que los patrones tienden a declarar al IMSS salarios más bajos que los que pagan en realidad, con el propósito de reducir el pago de cuotas obrero-patronales a dicho instituto. Esto ha provocado que el IMSS tenga que publicar los salarios más bajos con los que se pueden dar de alta a los oficiales y los ayudantes en la industria de la construcción, por ejemplo. Asimismo, la declaración de salarios más bajos les permite a los patrones pagar menos por una contribución estatal conocida como el impuesto sobre nómina donde la tasa llega a ser hasta del 3% en algunas entidades federativas. En el segundo caso, Banxico reporta en su portal información mensual sobre el incremento al salario contractual y el número de trabajadores que incluye la negociación. Suponiendo que el salario contractual tiene vigencia de un año, se puede construir un índice para el salario nominal promediando el salario vigente en cada mes ponderado por el número de trabajadores que negociaron su incremento en cada uno de los 12 meses del año. El resultado fue que el índice de salario nominal crecía alrededor de un 4% al año para el periodo de la muestra. Al deflactarse este índice por el índice nacional de precios productor (INPP), se obtuvo una aproximación para el salario real que registraba variaciones muy pequeñas y que no contribuía a explicar los cambios en la variable de empleo.

Como consecuencia de lo anterior, se decidió construir una variable aproximada para el salario nominal a partir la información también publicada en la ENOE. Esta encuesta señala qué porcentaje de la

población ocupada gana hasta un salario mínimo (SM), más de 1 y hasta 2 SM, más de 2 y hasta 3 SM, más de 3 y hasta 5 SM y más de 5 SM. Sin embargo, el propio diseño de la encuesta no permite obtener directamente cuál es el ingreso promedio de los trabajadores ubicados en cada uno de los cinco rangos. Por lo tanto, se hizo el supuesto de que en el primer rango se gana 1.0 SM, en el segundo rango 1.5 SM, en el tercer rango 2.5 SM, en el cuarto rango 4.0 SM y en el rango más alto 11.0 SM. En el primer rango se supuso 1.0 SM porque es lo menos que debiera recibir un trabajador de acuerdo con el marco legal. En los tres rangos de ingreso siguientes se supuso el valor medio de los límites de los rangos y en el último rango se escogieron 11.0 SM. De esta manera, se puede ponderar el número de salarios mínimos que se han supuesto, por el porcentaje de la población ocupada que se ubica en cada rango de ingreso. Este promedio ponderado se traduce en una variable aproximada para el salario real al ser dividido entre el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP)<sup>5</sup>. En la Gráfica 1 se refleja la evolución de la variable aproximada para el salario real. Jiménez-Gómez *et al.*, (2020) utilizaron esta variable aproximada para intentar pronosticar el impacto de la contracción del PIB sobre el número de trabajadores permanentes afiliados al IMSS para el 2020.

**Gráfica 1**  
**Variable aproximada para el salario real**



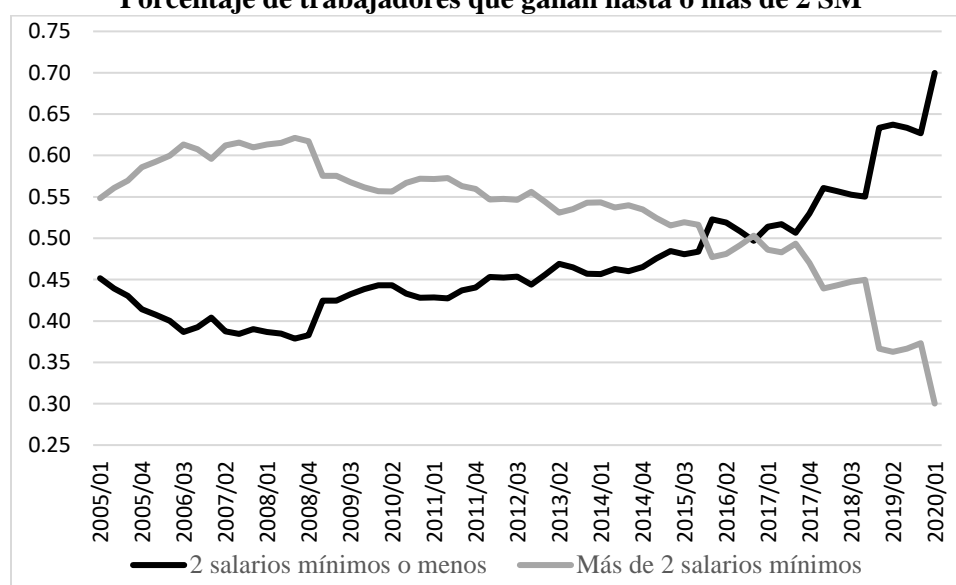
Fuente Elaboración propia con datos del INEGI.

En el periodo de la muestra se observa una reducción drástica en la variable aproximada del salario real: pasó de un máximo de \$301.18 pesos en el segundo trimestre del 2007 a \$210.73 pesos en el primer trimestre de 2019, lo que representó una contracción del 30% entre sus valores máximo y mínimo. Resalta el hecho de que el mínimo de la variable aproximada del salario real coincida con el primer trimestre de 2019, cuando entró en vigor para ese año un incremento de 16.2% en el SM. Esta aparente paradoja se explica porque el porcentaje de la población ocupada que ganaba entre 3 y 5 SM disminuyó de 16.1 a 10.3% entre el cuarto trimestre de 2018 y el primer trimestre de 2019, lo que representó una caída del 36.0%. De acuerdo con la forma en que se construye la variable aproximada para el salario real, un incremento en el salario mínimo no garantiza que aumente el salario real porque el efecto positivo que genera puede ser contrarrestado por disminuciones en los porcentajes de trabajadores que ganan más de 2 SM. Esto último

<sup>5</sup> Índice base julio 2019=100.

ayuda a explicar la razón principal de la evolución de la variable aproximada del salario real: el porcentaje de población ocupada que perciben 2 SM o menos aumentó significativamente a lo largo de casi toda la muestra. Esto último se representa en la Gráfica 2. Samaniego (2018: p.6) elabora y presenta una gráfica similar. El porcentaje de la población ocupada que gana 2 SM o menos se ha incrementado significativamente: pasó del 38 al 55% entre el cuarto trimestre de 2008 y el cuarto trimestre de 2018. Esto sugiere que la forma en que se ajustó el mercado laboral a las consecuencias de la crisis económica de 2008-2009 fue aumentando el porcentaje de población ocupada que ganaba 2 SM o menos. Este comportamiento se exacerbó después de 2018, pero ahora por los incrementos porcentuales anuales al salario mínimo de 16.2% para 2019 y 20.0% para 2020, que sobrepasaron a la inflación promedio en dichos años, 3.1 y 4.0%, respectivamente.

**Gráfica 2**  
**Porcentaje de trabajadores que ganan hasta o más de 2 SM**



Fuente: Elaboración propia con datos de INEGI. Consulta efectuada en 2020.

Los incrementos en el SM otorgados a partir de 2019 han evitado que se siga deteriorando la variable aproximada para el salario real, pero han provocado que el porcentaje de la población ocupada que gana 2 SM o menos siga aumentando. De hecho, este porcentaje alcanzó el 70% en el primer trimestre de 2020. La contraparte es que el porcentaje de la población ocupada que gana más de 2 SM ha disminuido sistemáticamente. De esta manera, los cambios en los porcentajes de la población ocupada que se ubican en cada uno de los 5 rangos de ingreso determinan en gran medida la evolución de la variable aproximada para el salario real en el periodo de la muestra.

### III. ESTIMACIONES DEL MODELO DE LA DEMANDA DE TRABAJADORES ASALARIADOS EN MÉXICO

Para realizar los ejercicios estadísticos se obtuvieron los logaritmos naturales de todas las variables a utilizar en este estudio y se utilizó el programa estadístico E-views. Primero se estimó un modelo VAR con 4 variables (L, Y, W y P) y una tendencia determinística en el espacio de cointegración con el propósito de probar una hipótesis nula: la igualdad entre el coeficiente del salario nominal y el negativo del coeficiente del nivel de precios y que el coeficiente de la tendencia determinística fuera igual a cero de manera conjunta.

Los resultados de la prueba revelaron que la hipótesis nula no se puede rechazar, por lo que se estima una ecuación de demanda de trabajo con el salario real (WP) sin pérdida de información y sin una tendencia determinística lineal en el espacio de cointegración. Los resultados de este ejercicio preliminar son reportados en el apéndice.

En el Cuadro 1 se reportan los resultados de las pruebas para detectar si de las variables L, Y y WP son integradas de orden 1 (I(1)).

**Cuadro 1**  
**Pruebas de raíz unitaria**

Variable	Niveles			Diferencias		
	Rezagos <sup>1</sup>	Especificación <sup>2</sup>	Estadístico	Rezagos <sup>1</sup>	Especificación <sup>2</sup>	Estadístico <sup>3</sup>
L	3	C y T	-0.79	0	C y T	-11.59
Y	3	C y T	0.32	0	C y T	-12.76
WP	3	C y T	-0.76	0	C y T	-8.24

1. El número de rezagos se determinó automáticamente basados en el C. I. Akaike.

2. C significa intercepto y T tendencia.

3. Los estadísticos son significativos al 5%.

Fuente: Estimación propia utilizando el paquete E-views.

Los resultados de la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF) reportados en el Cuadro 1 revelan que las variables en cuestión pueden ser consideradas I(1).

Asimismo, se realizaron pruebas de causalidad de Granger con 3 rezagos<sup>6</sup> cuyos resultados se reportan en el cuadro 2. En el primer caso, se detecta que tanto el PIB como la variable aproximada para el salario real causan, en el sentido de Granger, a los trabajadores asalariados tanto de forma individual como de forma conjunta. En el segundo caso, los trabajadores sí preceden estadísticamente a la producción, pero no se detecta causalidad del salario real al PIB real. Finalmente, tanto los trabajadores asalariados como el PIB real causan de manera individual y conjunta a la variable aproximada para el salario real.

Con base en los resultados de los órdenes de integración de las series de trabajadores asalariados, PIB y de la variable aproximada para el salario real, se construye un modelo VAR con 3 rezagos. También se incluyeron variables dicotómicas para que los errores tuvieran una distribución normal<sup>7</sup>. Para efectos de la presentación del vector de cointegración, se normaliza respecto al coeficiente de la variable de empleo.

<sup>6</sup> De acuerdo con el criterio de información de Schwarz.

<sup>7</sup> En el caso de la ecuación de empleo, se introdujeron dos variables dicotómicas permanentes en los cuartos trimestres de 2010 y 2012. En el caso de la ecuación del PIB, se introdujeron dos variables dicotómicas: la primera permanente y la segunda transitoria en el primer y segundo trimestres de 2009, respectivamente. En el caso de la ecuación del salario real se introdujeron cuatro variables dicotómicas permanentes. La primera en el primer trimestre de 2016; la segunda en el primer trimestre de 2017, y las últimas 2 en el primer y cuarto trimestres de 2019.



**Cuadro 2**  
**Pruebas de causalidad de Granger**

Pruebas de independencia de Giger				
Variable dependiente: LA				
Excluída	$\chi^2$	g. de l.	Prob	
Y	48.4	3	0.000	
WP	8.7	3	0.033	
Todas	53.5	6	0.000	
Variable dependiente: Y				
Excluída	$\chi^2$	g. de l.	Prob	
LA	9.5	3	0.023	
WP	4.7	3	0.193	
Todas	13.1	6	0.042	
Variable dependiente: WP				
Excluída	$\chi^2$	g. de l.	Prob	
LA	22.7	3	0.000	
Y	18.4	3	0.000	
Todas	24.5	6	0.000	

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados se reportan en el Cuadro 3. En la primera sección de dicho cuadro, se revela que la hipótesis nula de que no existe un vector de cointegración es rechazada ya que el valor del estadístico de la traza supera el valor crítico correspondiente al 95% de confianza. La subsecuente hipótesis nula de que existe sólo un vector de cointegración no es rechazada y cuya estimación representa una relación de largo plazo entre las variables<sup>8</sup>.

La segunda sección del mismo cuadro revela que los signos de los coeficientes estimados del vector de cointegración son consistentes con los signos anticipados por la ecuación (5). En los casos de L y de WP, los signos de los coeficientes de ajuste son contrarios a los de los coeficientes del vector de cointegración. Johansen (1995: 39) señala al respecto: "... los agentes reaccionan al error de desequilibrio a través del coeficiente de ajuste  $\alpha$ , para regresar a las variables al camino correcto, el cual es que dichas variables satisfagan las relaciones económicas...". En el caso de este estudio, el número de trabajadores asalariados y la variable aproximada para el salario real tienden a regresar a niveles consistentes con el vector de cointegración cuando se presenta un error de desequilibrio. El ajuste en L se da a través de la contratación o despido de trabajadores asalariados. El ajuste en la variable WP se da principalmente a través de cambios en los porcentajes de trabajadores que se ubican en los 5 rangos de ingresos definidos por la ENOE, dada su construcción: si la variable aproximada del salario real debe disminuir, entonces los porcentajes de trabajadores que ganan 2 SM o menos tienen que aumentar, y viceversa. Los otros dos factores que influyen en este último ajuste son la evolución del INPP y la determinación del nivel mismo del salario mínimo.

<sup>8</sup> También la prueba del máximo eigenvalor señala que hay un solo vector de cointegración.

**Cuadro 3****Análisis de máxima verosimilitud para el logaritmo natural del número de trabajadores asalariados****i) Análisis de cointegración**

Eigenvalores	0.61	0.13	0.11
Hipótesis nula	rango = 0	rango $\leq$ 1	rango $\leq$ 2
$\lambda$ estadístico traza	68.68*	14.67	6.93
Valores críticos (95%)	29.80	15.49	3.84

**ii) Vector de cointegración y coeficientes de ajuste (Johansen)**

Variables	L	Y	WP
Coef. CoInt. Normalizados	1.00	-0.71	0.35
Coeficientes de ajuste	-0.41	-0.41	-0.52

**iii) Pruebas de significancia de coef. del vector de cointegración**

Variables	L	Y	WP
$\chi^2_{(1)}$	14.47	8.45	10.33
Probabilidad	0.00	0.00	0.00

**iv) Pruebas de exogeneidad débil**

Variables	L	Y	WP
$\chi^2_{(1)}$	11.24	1.60	9.04
Probabilidad	0.00	0.21	0.00

**v) Pruebas de especificación**

Correlación de la traza			Valor del estadístico de prueba				
			0.71				
Normalidad			Valor del estadístico de prueba			valor-p	
Jarque-Bera			4.47			(0.61)	
Coef de Asim.			2.90			(0.41)	
Coef. Curtosis			1.57			(0.67)	
Heteroscadasticidad			Valor del estadístico de prueba			valor-p	
White (sin términos cruzados, 162 g. d. l.)			124.28			(0.98)	
Autocorrelación			Valor del estadístico de prueba			valor-p	
1. Ljung-Box [15 rezagos] $\chi^2_{(108)}$			29.44			(0.99)	
			Rezagos				
	1	2	3	4	5	6	7
2. LM $\chi^2_{(9)}$ (prob)	13.7 (0.13)	14.3 (0.11)	6.5 (0.69)	12.3 (0.20)	6.2 (0.72)	11.9 (0.22)	7.0 (0.64)

\* La prueba de la traza indica la existencia de una ecuación de cointegración a un nivel de 0.05

Fuente: Estimación propia con el paquete E-views.

En la tercera sección del Cuadro 3, se prueban las hipótesis nulas de que cada coeficiente del vector de cointegración es igual a cero. Estas hipótesis nulas son claramente rechazadas a partir de los valores de los estadísticos de prueba. En la cuarta sección, se realizan las pruebas de exogeneidad débil: sólo en el caso del PIB la hipótesis nula no es rechazada. Garcés (2006) estima un vector de cointegración entre el PIB de México, el índice de producción industrial del EE. UU. y el tipo de cambio real bilateral. Las últimas dos se convierten en variables de “empuje” del PIB de México al resultar ser débilmente exógenas. Por esta razón, se esperaba que el PIB real fuera débilmente exógeno en el presente estudio, ya que dichas variables

no se consideraron en el presente trabajo. En este caso, lo anterior permite identificar a  $Y$  como una variable de “empuje” y a  $L$  y  $WP$  como variables de “reacción” en el presente trabajo. Lo anterior es consistente con lo encontrado en las pruebas de causalidad reportadas en el Cuadro 2, ya que la producción antecede estadísticamente tanto al empleo como al salario real. La sección 5 del Cuadro 3 revela los resultados de las pruebas relacionadas con la correlación de la traza, normalidad, la homoscedasticidad y la no autocorrelación de los errores. En el modelo VAR se puede calcular una medida general de la bondad de ajuste que es reportada como la correlación de la traza (ver Juselius (2006: 73)), que tiene una función similar a la  $R^2$  convencional. El Cuadro 3 reporta un valor estimado en 0.71, que puede ser interpretado como una  $R^2$  “promedio” de las tres ecuaciones del VAR. La prueba Jarque-Bera señala que los errores se distribuyen normalmente de manera conjunta y no hay problemas en los coeficientes de asimetría y curtosis. La prueba de White sin términos cruzados revela que la hipótesis nula de homoscedasticidad de los errores no se rechaza. Por su parte, la prueba Ljung-Box indica que no hay autocorrelación considerando 15 rezagos en los residuales. Este número es la cuarta parte de las observaciones útiles de la muestra, aproximadamente (ver Juselius (2006: 73-74)). Finalmente, la prueba LM señala que no hay autocorrelación para ninguno de los rezagos de 1 a 7 de los residuales.

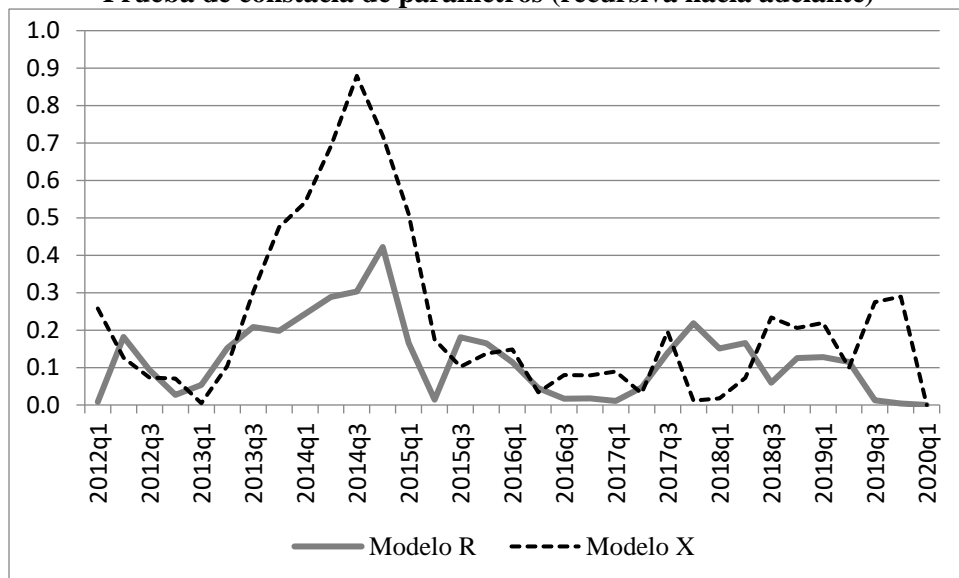
Para checar la constancia de los parámetros se utiliza el logaritmo de la verosimilitud calculado recursivamente a través del siguiente estadístico de prueba corregido por el sesgo (ver Juselius (2006: 151-152)):

$$Q_T^{Corr}(t_1) = \frac{t_1}{T} \sqrt{\frac{T}{2p}} \left[ \{ \log|\hat{\Omega}_{t_1}| - \log|\hat{\Omega}_T| \} + \frac{1}{T} \left\{ \left( \frac{1}{2} p(1-p) + r + p(k-1) + 1 \right) \left( 1 - \frac{t_1}{T} \right) \right\} \right] \quad (6)$$

Bajo la hipótesis de parámetros constantes, el valor crítico es 1.36 al 95 por ciento de confianza. Si el estadístico de prueba corregido por el sesgo se divide entre 1.36, el nuevo valor de referencia para rechazar la hipótesis nula es 1.0. El periodo base de esta prueba inicia en el primer trimestre de 2005 y termina el cuarto trimestre de 2011 y el estadístico se obtiene agregando un trimestre a la vez hasta cubrir la muestra completa. De esta manera, la Gráfica 3 describe la trayectoria del  $Q_T^{Corr}(t_1)$  cuando  $t_1$  corre del primer trimestre de 2012 al primer trimestre de 2020 tanto para la forma X como para la forma R del modelo. Como ninguno de los valores de  $Q_T^{Corr}(t_1)/1.36$  se ubica por arriba de 1, no se rechaza la hipótesis nula de la constancia de los parámetros.

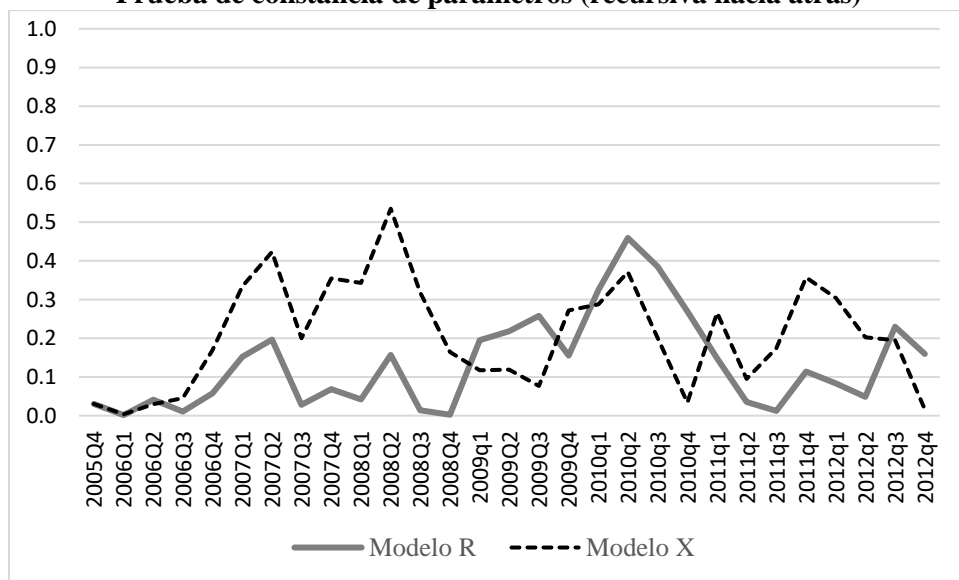
Sin embargo, si hubiera habido un cambio en los parámetros dentro del periodo base, en 2009 por ejemplo, la prueba anterior no lo detectaría. Con el propósito de descartar esta posibilidad, se realiza otra prueba recursiva, pero ahora hacia atrás. En este último caso, el periodo base inicia en el primer trimestre de 2013 y termina el primer trimestre de 2020 y se va agregando el cuarto trimestre de 2012, luego el tercero y así sucesivamente hasta llegar al cuarto trimestre de 2005. Los resultados se reportan en la Gráfica 4.

**Gráfica 3**  
**Prueba de constancia de parámetros (recursiva hacia adelante)**



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfica 4**  
**Prueba de constancia de parámetros (recursiva hacia atrás)**



Fuente: Elaboración propia.

También en el caso de esta prueba, ninguno de los valores de  $Q_T^{corr}(t_1)/1.36$  se ubica por arriba de 1.0, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de la constancia de los parámetros en esta prueba recursiva hacia atrás. De esta manera, también se descarta la posibilidad de un cambio en el valor de los parámetros en la primera parte de la muestra, que incluye las observaciones correspondientes a 2009<sup>9</sup>.

Al estimar el modelo de corrección del error, se obtiene la siguiente ecuación de cointegración:

$$\begin{array}{lll} LA = c & +0.54Y & -0.48WP \\ \{E.E.\} & \{0.096\} & \{0.092\} \\ [t] & [5.623] & [-5.220] \end{array} \quad (7)$$

Para el caso de los trabajadores asalariados, los resultados del modelo de corrección del error se reportan en el Cuadro 4 e ilustran cómo el proceso es atraído hacia el estado estacionario, con una velocidad de -0.23 (coeficiente de ajuste). Esta fuerza de atracción se activa tan pronto como el proceso se sale del estado estacionario.

**Cuadro 4**  
**Modelo de corrección del error para los trabajadores asalariados**

Variable	$\Delta L$			
	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico t	Probabilidad
Ec. De Coint.	-0.23	0.056	-4.06	0.00
$\Delta L_{t-1}$	-0.40	0.078	-5.09	0.00
$\Delta L_{t-2}$	-0.25	0.086	-2.95	0.00
$\Delta Y_{t-2}$	0.22	0.034	6.34	0.00
$\Delta WP_{t-1}$	0.15	0.041	3.64	0.00
C	0.01	0.001	8.10	0.00
DDP201004	0.03	0.005	4.88	0.00
DDP201204	0.03	0.005	6.41	0.00
Bondad de ajuste y pruebas de especificación				
	Valor	Prueba	Estadístico	Probabilidad
$R^2$	0.84			
$R^2$ ajustada	0.82			
Error Estándar	0.01			
Jarque-Bera			0.57	0.75
Coef. de Asimetría			0.12	
Coef. de Curtosis			2.58	
Breusch-Godfrey LM		F(7, 43)	0.62	0.74
ARCH		F(7, 43)	1.09	0.38
White (sin términos cruzados)		F(7, 50)	0.91	0.50

Fuente: Elaboración propia.

<sup>9</sup> Recordemos que se introdujeron dos variables dicotómicas en 2009: una fue permanente en el primer trimestre y otra transitoria en el segundo trimestre de ese año.

En este modelo de corrección del error, hay una retroalimentación de las tres variables en el crecimiento del empleo, ya que las diferencias de las variables de empleo con 1 y 2 rezagos, de producción con 2 rezagos y de salario real con 1 rezago resultaron ser estadísticamente significativas. Por otra parte, la constante estimada es positiva y estadísticamente significativa, aunque su valor es relativamente pequeño. Las variables dicotómicas permanentes (en diferencias) para los cuartos trimestres de 2010 y 2012 fueron estadísticamente significativas, ambas con coeficientes estimados positivos.

Para el caso de la variable aproximada del salario real, los resultados del modelo de corrección del error se reportan en el Cuadro 5. Lo primero a destacar es que el coeficiente de ajuste estimado es -0.48, que es prácticamente el doble del coeficiente estimado para el modelo correspondiente para los trabajadores asalariados. Esto implica que la velocidad con la que el salario real se ajusta ante un desequilibrio con respecto al estado estacionario es dos veces más rápida que la velocidad con la que se ajusta la variable de los trabajadores asalariados.

**Cuadro 5**  
**Modelo de corrección del error para la variable aproximada del salario real**

$\Delta WP$				
Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico t	Probabilidad
Ec. De Coint.	-0.48	0.127	-3.74	0.00
$\Delta Y_{t-1}$	-0.34	0.093	-3.69	0.00
$\Delta Y_{t-2}$	-0.32	0.086	-3.69	0.00
$\Delta WP_{t-1}$	0.41	0.101	4.10	0.00
C	0.00	0.002	0.20	0.84
DDT200902	0.02	0.006	2.85	0.01
DDP201601	-0.02	0.011	-2.16	0.00
DPP201701	-0.04	0.011	-3.95	0.00
DDP201901	-0.07	0.011	-6.15	0.00
DDP201904	0.04	0.010	4.29	0.00
Bondad de ajuste y pruebas de especificación				
	Valor	Prueba	Estadístico	Probabilidad
$R^2$	0.70			
$R^2$ ajustada	0.64			
Error Estándar	0.01			
Jarque-Bera			1.26	0.53
Coef. de Asimetría			-0.34	
Coef. de Curtosis			3.24	
Breusch-Godfrey LM		F(7, 41)	0.41	0.89
ARCH		F(7, 43)	0.35	0.93
White (sin términos cruzados)		F(9, 48)	0.42	0.92

Fuente: Elaboración propia.

Las variables en diferencias que resultaron estadísticamente significativas fueron el PIB real con uno y dos rezagos, así como el salario real con un rezago. Esto señala que la principal influencia del número de trabajadores asalariados sobre la dinámica del salario real es a través del término de corrección del error.

En este modelo se incluyó una constante a pesar de no ser significativa. Se introdujeron 4 variables dicotómicas permanentes (en diferencias) por choques que afectaron a la variable aproximada del salario nominal en los primeros trimestres de 2016 y 2019, así como en el cuarto trimestre de este último año. También se consideró una variable dicotómica permanente por el aumento en el precio de los combustibles en enero de 2017, que afectó a la inflación en el primer trimestre de ese mismo año. De la misma forma se incorporó una variable dicotómica transitoria en el segundo trimestre de 2009 para cumplir con el supuesto de normalidad en la variable de producción, pero que resultó ser significativa también para el salario real.

Las pruebas de diagnóstico de ambos modelos de corrección de los respectivos errores señalan que hay una bondad de ajuste aceptable, que no hay problemas en la especificación del modelo y que se cumplen los supuestos de normalidad, homoscedasticidad y la no autocorrelación de los errores. Esto constituye un respaldo para los resultados obtenidos.

#### IV. IMPLICACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA

Las tasas de crecimiento anual promedio entre 2005 y 2019 fueron de 2.57% para los trabajadores asalariados, 2.07% para el PIB y -1.9% para la variable aproximada del salario real. Si sustituimos las tasas de crecimiento del PIB y del salario real en la relación de largo plazo que representa la ecuación (7), se puede explicar el 79% de la tasa de crecimiento de los trabajadores asalariados. De ese 79%, el crecimiento del PIB explica el 55% y la contracción del salario real explica el 45%, lo cual tiene implicaciones muy serias. La primera implicación es que la creación de empleos a través de la reducción casi sostenida del salario real no se puede mantener indefinidamente. Tarde o temprano, el salario real tenderá a estabilizarse o a aumentar, dejándole al crecimiento del PIB la responsabilidad en materia de creación de empleos. En este escenario, el que la elasticidad estimada del empleo con respecto al PIB sea relativamente baja es una mala noticia. Por ejemplo, si se hubiera querido crear un millón de empleos adicionales a partir del nivel promedio de trabajadores asalariados registrados en 2019 sólo a través del crecimiento del PIB real, éste debería haber crecido alrededor del 5%, que es más del doble de la tasa de crecimiento económico registrada en el periodo de la muestra. La contraparte es que el empleo caería menos que proporcionalmente ante una contracción económica severa.

Por otra parte, el aumento en el SM no es garantía de que se incremente la variable aproximada para el salario real debido a la redistribución de trabajadores entre los 5 rangos de ingreso. Por ejemplo, a pesar del incremento porcentual del SM en 16.2% para 2019, la variable aproximada para el salario real registró una variación porcentual de -2.15% con respecto a 2018. Este resultado aparentemente contraintuitivo se obtuvo por la interacción de efectos. El primero surge porque los trabajadores que ganan 1 SM incrementarán sus ingresos. El segundo efecto es que suben los porcentajes de trabajadores en los dos primeros rangos de ingreso, mientras que disminuyen los porcentajes de los trabajadores en los tres rangos de ingresos más altos. Entre 2018 y 2019, los porcentajes de los trabajadores que ganaron 1 SM y más de 1 y hasta 2 SM aumentaron 4.2 y 3.6 puntos porcentuales, respectivamente, mientras que todos los porcentajes de los trabajadores cuyos ingresos se ubicaron en los rangos más altos disminuyeron, destacando la caída de 5.6 puntos porcentuales entre de los trabajadores que ganaron más de 3 y hasta 5 SM. La inflación también influyó en este resultado: el INPP promedio en 2019 fue 3.1% mayor a su similar de 2018. A pesar de que el incremento porcentual del salario mínimo fue muy superior a la inflación entre 2019 y 2018 (16.2% y 3.1%, respectivamente), la variable aproximada para el salario real disminuyó.

Para 2020, el aumento del SM fue del 20%, que se tradujo en un aumento en la variable aproximada para el salario real de 4.3%, que multiplicado por la elasticidad de 0.48 hubiera inducido una contracción del 2.1% en el número de trabajadores. Esto nos lleva a señalar que la elevación del SM que genera un incremento en el salario real tiene un costo de oportunidad importante en términos de empleos perdidos.

Se sugiere incorporar dos elementos en la decisión del salario mínimo para 2022. Primero, el 31% de los trabajadores asalariados ya están ganando un salario mínimo según la información más reciente de la ENOE por lo que, si se vuelve a dar otro incremento en el SM del 15% en 2022 como el que se dio para 2021, podría provocar que algunos de los trabajadores en el primer rango de ingreso perdieran su empleo. Campos (2015: 90) señala que los efectos de incrementar el salario mínimo en empleo son nulos, utilizando datos al primer trimestre de 2014. En ese momento, el porcentaje de los trabajadores que ganaban 1SM eran del 16%, prácticamente la mitad de los correspondientes al primer trimestre de 2021, lo que pudo haber influido en su resultado. Este riesgo sería mayor particularmente en un contexto donde el crecimiento económico en 2022 siguiera bajo la amenaza del virus SARS-COV-2, que implique restricciones a algunas actividades económicas. El segundo elemento para considerar es que un aumento considerable del SM para 2022 generaría una presión al alza en el salario real debido al constante incremento en el porcentaje de los trabajadores que ya perciben un salario mínimo, lo que puede traducirse en una fuerza que contrarreste la generación de empleos propiciada por el crecimiento económico de 2022. Esto no implica plantear la disyuntiva de recuperar el salario real o el nivel de empleo, sino enfatizar que sólo un crecimiento económico elevado y sostenido permitirá la recuperación del empleo y del salario real.

#### CONSIDERACIONES FINALES

El presente estudio brinda una estimación de la demanda de trabajadores asalariados en México para un periodo previo al confinamiento provocado por la pandemia del virus SARS-COV-2, lo cual constituye un punto de referencia para evaluar un posible cambio estructural a partir de 2020. Considero que se requieren más observaciones a las disponibles al momento de escribir este artículo para poder identificar si realmente hay un cambio estructural o solo inestabilidad temporal de los parámetros, tanto de corto como de largo plazo.

El escenario que se vislumbraba para el mercado laboral de México a principios de 2020 ya era adverso por lo expuesto anteriormente. La recesión económica de ese año empeoró las condiciones del mercado laboral. Si bien en 2021 habrá un crecimiento económico elevado, éste solo recuperará parcialmente lo perdido el año anterior, y mientras tanto la población económicamente activa seguirá creciendo, como ha ocurrido en las crisis mencionadas en la introducción. Para salir de esta situación, el gobierno federal debe aumentar de la formación bruta de capital en la economía a través de más inversión pública en proyectos rentables y a través de propiciar que el sector privado también eleve sus niveles de inversión. Sólo así se podrán generar tasas de crecimiento económico lo suficientemente altas que permitan de manera simultánea la creación de empleos y la recuperación del salario real.

#### AGRADECIMIENTOS

Agradezco los comentarios de Héctor Flores Márquez y Rafael Gómez Tagle Morales a una versión preliminar de este trabajo. También agradezco los comentarios valiosos de dos revisores anónimos, quienes contribuyeron significativamente a que pudiera mejorar el documento. Sin embargo, los errores que se pudieran encontrar son mi responsabilidad.



## REFERENCIAS

- Azariadis, C. y J. Stiglitz (1983). Implicit contracts and fixed-price equilibria. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98, supplement. pp. 1-22. <http://www.jstor.org/stable/1885373>
- Bénassy, J. P. (1986). *Macroeconomics: an introduction to the Non-Walrasian approach*, Academic Press.
- Blanchard, O. J. y N. Kiyotaki (1987). Monopolistic competition and the effects of aggregate demand. *American Economic Review*, Vol. 77 (4), pp. 647-666. <https://www.jstor.org/stable/1814537>
- Campos, R. M. (2015). El salario mínimo y el empleo: evidencia internacional y posibles impactos para el caso mexicano, *EconomíaUNAM*, Vol. 12, No. 36, pp. 90-106.
- Campos, R. M., G. Esquivel y A. S. Santillán (2017). El impacto del salario mínimo en los ingresos y el empleo en México, *Revista de la CEPAL*, No. 122, pp. 206-234.
- Garcés, D. (2006). La relación de largo plazo del PIB mexicano y sus componentes con la actividad económica de Estados Unidos y el tipo de cambio real, *Economía Mexicana Nueva Época*, Vol. XV, No. 1, pp. 5-30.
- Hernández, E., Garro, N. y Llamas, I. (2000). *Productividad y mercado de trabajo en México*, UAM Iztapalapa-Plaza y Valdés Editores.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2020). Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). <https://www.inegi.org.mx/app/indicadores/?tm=0>
- Fischer, S. (1977). Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 1, pp. 191-205. <https://doi.org/10.1086/260551>
- Jiménez Gómez, A., B. Martínez y C. Absalón (2020). An Estimation of Jobs Lost in Mexico during 2020 as a Result of the COVID-19. *Brazilian Journal of Health Review*, Vol. 3, No. 3, pp. 5850-5861.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*, University Press.
- Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: Methodology and applications*, Oxford University Press.
- Lapa, J. y Escalona J. C. B. (2017). Una estimación de la demanda de trabajo en México 2005-2014. *Investigación Operacional*, Vol. 38, No. 1, pp. 80-90.
- Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (2005). *Unemployment*. Oxford University Press.
- Mankiw, N. G (1985). Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100 (2), pp. 529-539.
- Mankiw, N. G. Y D. Romer (1991). *New keynesian economics*. MIT Press.
- Peralta E. (2010). *El desempleo en México 2008-2030*, IIEC-UNAM-ITESM.
- Rosen H. y R. E. Quandt (1978). Estimation of a Disequilibrium Aggregate Labor Market. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 3, pp. 371-379. <https://doi.org/10.2307/1924162>
- Samaniego N. (2000). *Los principales desafíos que enfrenta el mercado de trabajo en México en los inicios del siglo XXI*, Organización Internacional del Trabajo.
- Samaniego, N. (2018). *El desafío del empleo y los salarios*, Centro Tepoztlán Víctor L. Urquidi, AC y Foro Consultivo Científico y Tecnológico, AC.
- Taylor, J. B. (1979). Staggered wage setting in a macro model. *American Economic Review*, Vol. 69 (2), Papers and Proceedings of the Ninety-First Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 108-113. <https://www.jstor.org/stable/1801626>
- Trejo, S. (1988). *Empleo para todos: el reto y los caminos*, Fondo de Cultura Económica.
- Yellen, J. L. (1984). Efficiency wage models of unemployment. *American Economic Review*, Vol. 74, No. 2, Papers and Proceedings of the Ninety-Sixth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 200-205. <https://www.jstor.org/stable/1816355>

## APÉNDICE

Las pruebas de los órdenes de integración de las variables W y P se reportan en el Cuadro A1, que revela que pueden ser consideradas como I(1).

**Cuadro A1**  
**Pruebas de raíz unitaria ADF**

Variable	Niveles			Diferencias		
	Rezagos <sup>1</sup>	Especificación <sup>2</sup>	Estadístico	Rezagos <sup>1</sup>	Especificación <sup>2</sup>	Estadístico <sup>3</sup>
W	6	C y T	-0.30	0	C y T	-8.44
P	0	C	0.34	2	C	-3.21

1. El número de rezagos se determinó automáticamente basados en el AIC.

2. C significa intercepto y T tendencia.

3. Los estadísticos son significativos al 5%.

Fuente: Elaboración propia.

Con base en los resultados de las pruebas de los órdenes de integración de los Cuadros 1 y A1, se construye un modelo VAR con 2 rezagos<sup>10</sup> utilizando las variables en niveles de empleo (L), producción (Y), salario nominal (W) y precios (P). Se emplearon las mismas variables dicotómicas descritas en la sección III, para cumplir con la normalidad de los errores. Los resultados se reportan en el cuadro A2. En la primera parte del Cuadro A2, la prueba del estadístico de la traza revela la existencia de un vector de cointegración (ver Juselius (2006: 132)<sup>11</sup>). En la segunda parte del mismo cuadro, se reporta el vector de cointegración normalizado considerando que el empleo es la variable de interés. Los signos de los elementos del vector de cointegración son consistentes con lo que establece la ecuación (5).

En la tercera parte, se reportan los resultados de la  $\chi^2$  que prueba de manera simultánea que el coeficiente de la variable aproximada del salario nominal es igual al negativo del coeficiente del INPC y de que el coeficiente de la tendencia en el espacio de cointegración es igual a cero. El valor del estadístico de prueba es de 2.74, que no cae en la región de rechazo. Las pruebas posteriores revelan que no se rechazan las hipótesis de normalidad, de homoscedasticidad y de la no autocorrelación de los errores. Con los resultados de estas pruebas estadísticas, se puede estimar la demanda de trabajo como función de la producción y de la variable aproximada del salario real sin pérdida de información y sin necesidad de incluir una tendencia en el espacio de cointegración.

<sup>10</sup> De acuerdo con el criterio de información de Schwarz.

<sup>11</sup> La prueba del cociente de verosimilitud rechazó la hipótesis nula de que el rango fuera igual a cero y no rechazó la hipótesis nula de que el rango sea igual a 1. En este último caso, se prueba que  $\lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ . Para que esta segunda hipótesis nula no sea rechazada el valor de estadístico de prueba debiera ser pequeño (23.94) comparado con el valor crítico derivado (29.80) bajo el supuesto de  $\lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ .

**Cuadro A2**  
**Pruebas y restricciones en el espacio de cointegración**

i) Análisis de cointegración

Eigenvalores	0.65	0.26	0.10	0.01
Hipótesis nula	rango = 0	rango $\leq 1$	rango $\leq 2$	rango $\leq 3$
$\lambda$ estadístico traza	85.23*	23.94	6.61	0.58
Valores críticos (95%)	47.86	29.80	15.49	3.84

ii) Vector de cointegración (prueba de Johansen)

Variable	L	Y	W	P	Tend.
Coef. de coint. normalizado	1.000	-0.64	0.17	-0.31	0.00

iii) Prueba conjunta sobre algunos parámetros de las relaciones de cointegración

Restricciones <sup>+</sup>	B(1,3)=-B(1,4) y B(1,5)=0
$\chi^2_{(2)}$	2.74
Probabilidad	0.25

iv) Pruebas de normalidad de los errores

	Conjunta
Jarque-Bera [prob]	3.59 [0.89]
Grados de libertad	8

v) Pruebas de no autocorrelación de los errores

Rezagos	1	2	3	4	5
LM $\chi^2_{(16)}$ [prob]	17.35 [0.36]	26.09 [0.052]	15.30 [0.50]	22.90 [0.12]	13.26 [0.65]

vi) Prueba de homoscedasticidad de los errores

Conjunta	Estadístico
$\chi^2_{(250)}$ [prob]	211.19 [0.96]

\* La prueba de la traza indica la existencia de una ecuación de cointegración a un nivel de 0.05

+ El primer valor entre paréntesis se refiere al vector de CI y el segundo valor a la variable

Fuente: Elaboración propia.



