



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA METROPOLITANA
UNIDAD IZTAPALAPA

DIVISIÓN DE CIENCIAS SOCIALES Y HUMANIDADES
MAESTRÍA EN ESTUDIOS SOCIALES
LÍNEA DE ECONOMÍA SOCIAL

**SALARIOS E INFLACIÓN:
EL CASO DE LA MANUFACTURA EN MEXICO**

CAROLINA CARBAJAL DE NOVA

IDÓNEA COMUNICACIÓN DE RESULTADOS

ASESOR: DR. JULIO F. GOICOECHEA MORENO

MÉXICO, D.F.

SEPTIEMBRE, 2003

Índice

	Página
Resumen	1
Objetivos	1
I. Introducción	1
II. Referente teórico	2
III. Metodología	5
III.2. Modelo econométrico	7
III.3 Hipótesis	8
IV. Resultados	10
V. Conclusiones	20
VI. Bibliografía	22
Anexo A. Resultado de ecuaciones individuales	23
Anexo B. Selección de tasas de desempleo	27
Anexo C. Fuente de datos	29
Anexo D. Pruebas de estacionariedad	30
Anexo E. Pruebas de cointegración de Johansen	31
Anexo F. Pruebas de causalidad de Granger	32
Anexo G. Gráficas de las series utilizadas en el estudio	40

Resumen

El presente trabajo evalúa el impacto de los salarios obreros nominales en la inflación local, y a su vez la de ésta en dichos salarios obreros nominales a través de un modelo de tres ecuaciones. A su vez, se evalúa el impacto de la inflación foránea en la local a través del tipo de cambio nominal, así como el efecto del desempleo en los salarios obreros nominales. El modelo en cuestión se aplica al conjunto de la industria manufacturera mexicana, así como a seis de sus ramas para el período de enero de 1994 a febrero de 2003. Los resultados muestran, prácticamente una nula incidencia de los salarios obreros nominales sobre los niveles de precios (tanto al productor como al consumidor). La elasticidad de los precios internos con respecto al tipo de cambio nominal es cercana a cero. La elasticidad de los precios del consumidor con respecto a los del productor muestra valores básicamente unitarios. Los precios son inelásticos con respecto a los salarios obreros nominales. La elasticidad de los salarios obreros nominales con respecto al desempleo, si bien es negativa, es cercana a cero. En conclusión, los salarios no son fuente de inflación. Las pruebas apareadas de causalidad de Granger refuerzan esta aseveración.

Objetivos

El objetivo principal de este estudio busca determinar la incidencia de los salarios obreros nominales en el nivel de precios, y a su vez determinar la incidencia de éste sobre los salarios obreros nominales. Por otra parte, se estudia el efecto del tipo de cambio nominal en el nivel de precios, así como el impacto del desempleo en el nivel salarial. A través de dicha determinación se validarán las implicaciones del modelo de formación de precios de Romer (2001), para el caso de la manufactura en México. Dicha validación, se efectúa a través de un modelo de regresión múltiple y con pruebas de causalidad apareadas de Granger.

I. Introducción

Inicialmente se presenta el modelo de formación de precios de Romer. A partir de dicho modelo se deduce que bajo condiciones de largo plazo, los cambios salariales nominales repercuten en el nivel de precios.

Con base a ciertos criterios laborales, que posteriormente se definirán, se estudian seis ramas de actividad manufacturera, a la vez que al conjunto de la industria manufacturera. Con la ayuda de un modelo econométrico, se prueba la transferencia de los incrementos salariales al nivel de precios.

El modelo econométrico, se encuentra constituido por tres ecuaciones:¹

1) En la primera, se evalúa el efecto de los salarios obreros nominales y del tipo de cambio nominal en el nivel de precios al productor. El tipo de cambio nominal mide la incidencia de los precios foráneos en la inflación local.

2) En la segunda ecuación, se determina el efecto de los precios locales al productor, los salarios obreros nominales y el tipo de cambio (estos dos últimos en términos nominales), sobre el nivel local de precios al consumidor.

3) La tercera ecuación determina la incidencia de los precios locales al consumidor y del desempleo en el nivel salarial obrero nominal.

Los resultados cuantitativos se examinan enmarcados en el modelo utilizado y se contrastan con estudios alternos. Finalmente se presentan las conclusiones, en donde se validan las implicaciones del modelo de Romer. En los apéndices se reportan las pruebas econométricas correspondientes, así como las pruebas de causalidad de Granger.

II. Referente teórico

Modelo de Romer, con respecto a la formación de precios en función de un recargo en los salarios o *mark-up function*. En el corto plazo se asume un salario nominal (**W**) rígido y precios totalmente flexibles. Además, se suponen condiciones de competencia imperfecta e información asimétrica. Bajo estas condiciones, en el corto plazo el precio se forma como un *mark-up* sobre los costos marginales:

$$P = \frac{W}{F'(L)} (1+\mu)$$

donde: **W** es el salario nominal, **F'(L)** es la primera derivada de la función de producción con respecto al trabajo, **W / F'(L)** es el costo marginal, y μ es un recargo sobre los costos marginales o *mark-up*.²

¹ Basado en Pujol y Griffiths (1998).

De acuerdo a Romer, los niveles a los cuales los salarios y los precios se fijan, están determinados por los salarios nominales y los precios del periodo anterior. En el largo plazo, se asume que (W) es proporcional a los niveles de precios del período anterior, esto es, que los salarios se ajustan considerando la inflación del período previo:

$$W_t = A P_{t-1}$$

donde $A > 0$

Supóngase además, que se implementan políticas monetarias o fiscales expansionistas, por lo que el nivel de precios aumenta de P_0 a P_1 . Dado que $P_1 > P_0$, el salario fijado para el período 2 es más alto que el establecido en el período 1. Específicamente, el salario es ajustado por el período previo de inflación, por lo que el salario del período 2 excede al correspondiente al del período 1 en un factor de P_1/P_0 . Es decir:

$$\frac{W_2}{W_1} = \frac{A P_1}{A P_0}$$

$$\frac{W_2}{W_1} = \frac{P_1}{P_0}$$

Esto implica que si el nivel de precios en el período 2 es el mismo que en el período 1, el salario real es $A P_1/P_1 = A$, que es el mismo salario real del periodo 0. Este modelo implica un ajuste entre salarios y precios, que puede continuar *indefinidamente*. Según se de éste proceso, el nivel de precios crecerá continuamente.

Del modelo de Romer se infiere que, en el *largo plazo los cambios en los precios están en función de los cambios en el salario nominal*. Sin embargo, estas variaciones no tienen efectos reales sobre la demanda agregada. La curva de oferta agregada es vertical.³ Por lo tanto no se modifica el nivel de producción, ni el nivel de empleo. En consecuencia, se puede deducir que:

$$\dot{P} = f(\dot{W})$$

² Es importante señalar que Romer no modela los determinantes del *mark-up*, sino que simplemente asume la existencia del mismo.

³ Asumiendo que en el eje de las abscisas se representa el producto y en las ordenadas, los precios.

donde \mathbf{P} representa la variación de los precios y \mathbf{W} la variación de los salarios.

Existen otros autores, que exhiben posiciones similares a la del modelo de Romer de formación de precios en mercados no competitivos. Estos modelos tienen como factor común el cálculo de los precios como un *mark-up* sobre los costos laborales unitarios. Por ejemplo, para Dornbusch (1994) la ecuación de formación de precios esta dada por:

$$\mathbf{P} = \frac{(1 + z) \mathbf{W}}{\mathbf{a}}$$

Donde \mathbf{P} es precios, z es el recargo o *mark-up*, \mathbf{W} es el salario nominal y $1/\mathbf{a}$ es la productividad del trabajo. La ecuación refleja tres factores que influyen en el incremento del nivel de precios \mathbf{P} :

- i) cuanto más alto sea el salario monetario, \mathbf{W} .
- ii) cuanto mayor sea la cantidad de trabajo necesario por unidad de producto. Es decir, cuanto menor sea la productividad del trabajo $1/\mathbf{a}$.
- iii) cuanto más alto sea el margen z , dicho de otro modo, en cuanto mayores sean los costos del capital.

Mas-Colell (1995) acepta que es posible la no existencia de un plan de producción, para maximizar beneficios. Por ejemplo, el sistema de precios puede no estar acotado en relación a qué tan altos puedan ser los beneficios de los empresarios. En este caso, se dice que:

$$\pi(\mathbf{P}) = +\infty$$

donde π son los beneficios, \mathbf{P} son los precios y $+\infty$ expresa que los beneficios como función de los precios, pueden crecer al infinito.

Si la función de producción es diferenciable, las condiciones de primer orden pueden ser usadas para caracterizar la solución de **PMP** (*profit maximization problem*). Si $\mathbf{y}^* \in \mathbf{y}(\mathbf{p})$, entonces, para alguna $\lambda > 0$, \mathbf{y}^* debe satisfacer las condiciones de primer orden:

$$\mathbf{P}_\ell = \frac{\lambda \delta f(\mathbf{y}^*)}{\delta y_\ell} \quad \text{para } \ell = 1, \dots, L$$

Matricialmente $\mathbf{P} = \lambda \nabla f(\mathbf{y}^*)$. Es decir, el vector de precios es un múltiplo del gradiente.

Hall y Taylor (1989), establecen al precio como un múltiplo del costo marginal. Oliver Blanchard (1993) establece en la sección *price-setting relation*, que si los salarios son más altos, esto conlleva a costos más altos lo que provoca en su caso precios más altos. Varian (1999) señala que los precios de mercado es un *mark-up* sobre el costo marginal, en condiciones de competencia imperfecta. Similares posiciones se exhiben en Merton H. Miller and Charles W. Upton (1988), Pujol y Griffiths (1998) entre otros.

Es importante señalar que, todos los autores anteriormente citados incluyendo a Romer no modelan los determinantes del *mark-up*, sin embargo este *mark-up* representa los costos del capital, como la renta del capitalista, los servicios financieros y el costo de reposición del capital. Por último, cabe mencionar que implícitamente la función de precios supone la neutralidad del dinero.

III. Metodología

Para evaluar el efecto de los salarios obreros nominales en los precios y el de los precios sobre los salarios obreros nominales, se toma el período de enero de 1994 a febrero de 2003, con base en la Encuesta Industrial Mensual (**EIM**), efectuada por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (**INEGI**).

El salario a considerar en este trabajo es exclusivamente el correspondiente a los obreros, debido al peso mayoritario de éstos en la planta laboral.⁴ Por una parte, se analiza a la industria manufacturera en su conjunto. Por otra, con base en el último ciclo de la economía mexicana –del primer trimestre de 2000 al primer trimestre de 2003-, ilustrado en la Gráfica 1,⁵ se establecen dos criterios laborales para determinar las ramas a estudiar, a partir de la encuesta industrial mensual, la cual incluye 205 clases de actividad económicas. El primer criterio laboral considera a las tres ramas manufactureras más grandes o de mayor dimensión, en términos de número de obreros. El segundo criterio se

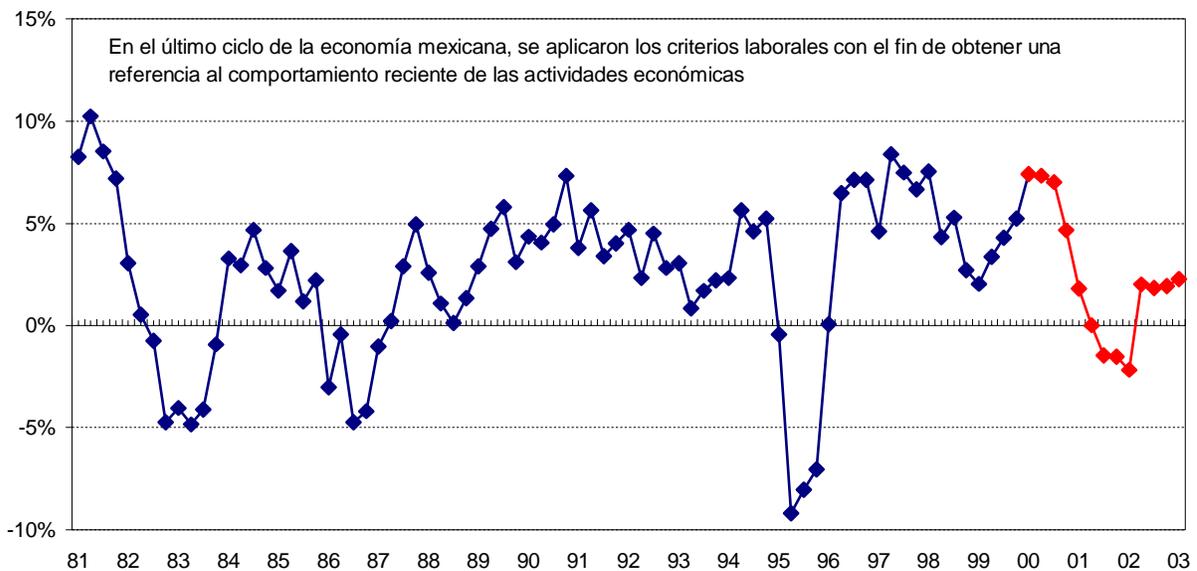
⁴ El cociente de empleados con respecto a obreros presentó una media (42.81) y una mediana semejante (42.64). Es decir, por cada empleado hubo más de dos obreros en el período en cuestión (enero de 1994 a febrero de 2003).

⁵ Marcado en línea roja.

refiere a las tres ramas que más han crecido en cuanto a empleo obreros, en el período mencionado.

En consecuencia, las clases de actividad seleccionadas en términos de mayor magnitud fueron: elaboración de refrescos y otras bebidas no alcohólicas (rama 22), fabricación y ensamble de automóviles y camiones (rama 56), fabricación de productos farmacéuticos (rama 38). Las ramas más dinámicas fueron: fabricación de fibra de vidrio y sus productos (rama 43), fabricación de otros productos de plástico no enumerados anteriormente (rama 42), elaboración de azúcar y productos residuales de la caña (rama 16).⁶

**Gráfica 1. México. Producto Interno Bruto. 1981.1 a 2003.1
(Tasa de crecimiento con 4 trimestres de rezago, en %)**



FUENTE: INEGI, Sistema de Cuentas Nacionales de México.

a) **Dimensión** (obreros ocupados con respecto al total de la encuesta)

	Porcentaje del total	Núm. Obr.
Refrescos y aguas gaseosas (rama 22)	5.8%	(8,135,264)
Vehículos automóviles (rama 56)	3.6%	(5,057,190)
Productos medicinales (rama 38)	3.0%	(4,249,099)
Total		(1,406,033)

⁶ La clave utilizada por el Banco de México para estos sectores de actividad económica manufacturera, consta de dos dígitos. La clave utilizada por la Encuesta Industrial Mensual emplea seis dígitos. Este trabajo, hace referencia a las ramas de actividad económica manufacturera utilizando claves homologas a las utilizadas por el Banco de México.

b) **Dinamismo** (crecimiento en el número de obreros ocupados):

	Tasa promedio mensual
Vidrio y productos de vidrio (rama 43)	2.8%
Artículos de plástico (rama 42)	0.9%
Azúcar y derivados (rama 16)	0.8%

III.2. Modelo econométrico

Se utilizó la metodología de series de tiempo. Como un requisito para trabajar con series de tiempo es importante, contar con observaciones a lo largo del tiempo de más de 60 observaciones, Box y Jenkins (1976). Una de las características más importantes de las series de tiempo, es que pueden proyectar las series económicas en estudio ya sea hacia delante o hacia atrás, si se cumplen con dos requisitos: Ser reversibles (reversible: cuando la ecuación en diferencias, se resuelve encontrando sus raíces, dentro de la familia de los polinomios racionales autoregresivos o de media móvil) y estacionarios (estacionario: la covarianza, no depende de t , si no de la distancia entre observaciones).

Estos requisitos aseguran, en el análisis con series de tiempo que sus β 's converjan a los verdaderos valores poblacionales. Usualmente las series económicas son no estacionarias, por lo que se requiere de una transformación, siendo las más usuales los logaritmos o primeras diferencias. Si la serie es estacionaria en primeras diferencias y se diferencia dos veces, no se podrá pronosticar. En general la función de autocorrelación, no es estacionaria, ya que existen modelos de memoria larga, sin embargo son estacionarias en covarianza. Entonces teniendo un proceso estacionario en covarianza, se puede introducir el modelo ARIMA.⁷ Los modelos ARIMA, permiten que el pronóstico sea óptimo pues garantizan un pronóstico lineal, con error cuadrático medio mínimo, e insesgado.

En este trabajo se utilizan variables estacionarias e integradas del mismo orden.⁸ De esta manera, se aseguraron procesos estacionarios en covarianza. Ello permitió la utilización de modelos ARIMA. Se estimaron formas doble logarítmicas.

⁷ *Autoregressive integrated moving average.*

⁸ Box y Jenkins, (1976).

La forma funcional del modelo constó de tres ecuaciones. En primer término se asumió que:

$$\Delta \log (\text{ipp}_{\text{mex}}) = \beta_1 \overset{\approx 1}{\Delta \log (w_j)} + \beta_2 \overset{>0}{\Delta \log (e_o)} \quad (1)$$

$$\Delta \log (\text{ipc}_{\text{mex}}) = \beta_3 \overset{\approx 1}{\Delta \log (\text{ipp}_{\text{mex}})} + \beta_4 \overset{\approx 1}{\Delta \log (w_j)} + \beta_5 \overset{>0}{\Delta \log (e_o)} \quad (2)$$

$$\Delta \log (w_j) = \beta_6 \overset{\approx 1}{\Delta \log (\text{ipc}_{\text{mex}})} + \beta_7 \overset{<0}{\Delta (U)} \quad (3)$$

donde: ipp_{mex} : índice de precios al productor en México, w_j , salario nominal del personal ocupado obreros para la rama o conjunto de actividad j , en la cual ($j = 1, 2, 3$) para las ramas con mayor planta laboral o bien, ($j = 4, 5, 6$) para las más dinámicas en términos de creación de plazas laborales obreros y ($j = 7$) para la industria manufacturera, e_o , tipo de cambio nominal, ipc_{mex} , índice de precios al consumidor en México; U , tasa de ocupación parcial y desocupación ($TOPD1$).⁹

El operador primeras diferencias se representa con una Δ , y los logaritmos con \log .

III.3. Hipótesis

En la ecuación (1), se espera que el coeficiente de elasticidad, correspondiente al salario obrero nominal con respecto al índice de precios al productor sea unitario. La elasticidad del tipo de cambio nominal con respecto al índice de precios al productor, se espera que sea positiva.

En la ecuación (2), se espera que la elasticidad del índice de precios al productor con respecto al índice de precios al consumidor, sea cercana a la unidad. La elasticidad del salario obrero nominal con respecto al índice de precios al consumidor, se espera que sea positiva y unitaria. La elasticidad del tipo de cambio nominal con respecto al índice de precios al consumidor, se espera que sea positiva y cercana a la unidad.

⁹ De las 17 tasas de desempleo que proporciona el INEGI, se seleccionó a ésta por presentar los mejores resultados econométricos en la ecuación (3). En el anexo B se definen las 17 tasas correspondientes.

En la ecuación (3), se espera un coeficiente unitario del índice de precios al consumidor con respecto al salario nominal. El coeficiente de elasticidad de la tasa de desempleo con respecto al salario nominal se espera que sea negativo.

IV. Resultados

Cuadro 1. Ecuación (1). Elasticidad del salario obrero nominal y del tipo de cambio nominal con respecto al índice de precios al productor.

$$\Delta \log (\text{ipp}_{\text{rama y general}}) = \Delta \log (w_j) + \Delta \log (e_o) \quad (1)$$

Período: 1994:01 a 2003:02

Variable dependiente $\text{ipp}_{\text{general y ramal}}$			1994:01-2003:02			
Independientes	w_j	e_o	D.W.	R^2_{aj}	Akaike	Schwarz
Industria	0.012502 ₍₋₁₎	0.034454 ₍₋₁₎	2.17	0.67	-7.10	-7.00
Manufacturera	(4.78)***	(2.71)***				
Dimensión						
Refrescos	0.002408 ₍₋₄₎	0.071707	1.92	0.59	-7.60	-7.40
	(1.96)***	(22.93)***				
Autos	0.004623 ₍₋₄₎	0.066749 ₍₋₄₎	1.92	0.59	-6.59	-6.40
	(2.12)***	(3.92)***				
Farmacéuticos	0.008964 ₍₋₄₎	0.044247	1.71	0.48	-7.00	-6.90
	(2.91)***	(3.33)***				
Dinamismo						
Vidrio	0.010091 ₍₋₁₎	0.032087 ₍₋₂₎	2.12	0.67	-7.10	-6.90
	(4.42)***	(2.51)***				
Plástico	0.010686 ₍₋₁₎	0.035443 ₍₋₁₎	1.71	0.48	-6.90	-6.90
	(1.92)***	(3.93)***				
Azúcar	-0.005332 ₍₋₂₎	-0.023243	2.27	0.63	-6.90	-6.80
	(-4.46)***	(-2.12)***				

Fuente: Anexo A.

Nota: Todas las variables están expresadas en logaritmos y en primeras diferencias. El número de rezagos se indica, en su caso, con un subíndice al final del valor del coeficiente. Significancia: ()***: 99%; ()**: 95%; ()*: 90%. Las ecuaciones detallando medias móviles y vectores autoregresivos se reportan en el Anexo A.

La elasticidad de los salarios obreros nominales y de la inflación foránea, con respecto a la inflación local (precios al productor) es casi nula en las siete ecuaciones estimadas. Las elasticidades de los salarios obreros nominales con respecto al índice de precios al productor presentan valores desde -0.005 (azúcar) hasta 0.012 (industria manufacturera). En el caso de Polonia, Pujol y Griffiths (1998) reportan coeficientes similares para el período de marzo de 1991 a mayo de 1995. Por ejemplo, encuentran una elasticidad de los salarios nominales con respecto al índice de precios al productor de 0.06. Estos autores, mencionan que probablemente estos resultados se deban al hecho de que los

salarios en Polonia estén más indexados que los precios. Es decir, ante cambios en los niveles de precios, los primeros en perder en cuanto a poder de compra con respecto a las materias primas son los productores.

El tipo de cambio nominal presenta coeficientes que van desde un -0.02 (azúcar) hasta un 0.07 (refrescos). En el caso de Polonia Pujol y Griffiths (1998), analizan el impacto del tipo de cambio nominal en el nivel de precios al productor, a través de dos caminos. El primero, afecta directamente el costo de los bienes intermedios importados. El segundo, consiste en que la competencia externa puede influenciar en el *mark-up* de las empresas locales: cuando la moneda se aprecia, los márgenes de ganancia disminuyen en aquellos sectores más expuestos a la competencia externa, la elasticidad reportada es de 0.06 . Este valor es semejante a los valores antes mencionados en el Cuadro 1.

En el caso de México, Gil Díaz y Ramos Tercero (1992) en un estudio econométrico longitudinal, reportan una elasticidad nula de la tasa de crecimiento del tipo de cambio con respecto a unos indicadores de la sensibilidad de algunos precios clave a la inflación, para el período de enero de 1972 a agosto de 1976. Las elasticidades del tipo de cambio con respecto a unos indicadores de la sensibilidad de algunos precios clave a la inflación, para el período de septiembre de 1976 a enero de 1982 fue de -0.921 y de 0.829 para el período de enero de 1982 a marzo de 1987. Gil Díaz y Ramos Tercero (1992) mencionan con respecto a las elasticidades encontradas que: “la sensibilidad del tipo de cambio a la inflación mensual, es evidentemente nula en el primer subperíodo; en el segundo se torna negativa (un resultado que corresponde a la idea de que *se utilizó en ese tiempo el tipo de cambio para estabilizar el nivel de precios*) y en el tercero aumenta de forma marcada”. Gil Díaz y Ramos Tercero (1992), no explicitan las variables utilizadas en su trabajo, ni la forma funcional de las ecuaciones correspondientes. Por lo cual, pueden presentarse dificultades para replicar dichas estimaciones. Es posible que los coeficientes sean espurios (no se reporta ausencia de correlación serial de primer orden, ejemplificado por el estadístico de Durbin-Watson. Tampoco se reportan, los coeficientes de correlación ajustados R^2_{aj} , que indican la bondad de ajuste del modelo, a un conjunto de datos).

En resumen, en el presente estudio los salarios tienen una incidencia mínima en el comportamiento interno de los precios, al tiempo que la inflación foránea tiene una repercusión prácticamente nula en la inflación local. Para la mayoría de las ramas se

observa resultados similares a la industria en su conjunto. Las pruebas de causalidad de Granger (Anexo E), refuerzan estos resultados, en el sentido de que los salarios nominales no influyen en el índice de precios al productor.

Cuadro 2. Ecuación (2). Elasticidad del índice de precios al productor, el tipo de cambio nominal y el salario obrero nominal con respecto al índice de precios al consumidor.

$$\Delta \log (\text{ipc}_{\text{mex}}) = \Delta \log (\text{ipp}_{\text{general y rama}}) + \Delta \log (e_o) + \Delta \log (w_j) \quad (2)$$

Período: 1994:01 a 2003:02

<i>Variable dependiente: ipc_{mex}</i>				<i>1994:01-2003:02</i>			
<i>Independientes</i>	<i>ipp_{general y rama}</i>	<i>e_o</i>	<i>w_j</i>	<i>D.W.</i>	<i>R²_{aj}</i>	<i>Akaike</i>	<i>Schwarz</i>
<i>Industria</i>	1.034028	-0.034343	0.002216	1.94	0.97	-9.71	-9.63
<i>Manufacturera</i>	(89.40)***	(-8.21)***	(1.85)**				
Dimensión							
<i>Refrescos</i>	1.036133	-0.036453	0.002346	1.97	0.97	-9.68	-9.60
	(88.71)***	(-8.46)***	(1.95)***				
<i>Autos</i>	1.037622	-0.037042	0.001469	2.00	0.97	-9.69	-9.61
	(8.90)***	(-8.53)***	(2.22)***				
<i>Farmacéuticos</i>	1.035307	-0.036398	0.002878	1.96	0.97	-9.69	-9.61
	(9.19)***	(-8.53)***	(2.18)***				
Dinamismo							
<i>Vidrio</i>	1.034804	-0.033816	0.001767	1.91	0.97	-9.67	-9.59
	(8.44)***	(-7.97)***	(1.85)**				
<i>Plásticos</i>	1.055681	-0.042202	-0.002416	1.91	0.97	-9.87	-9.72
	(5.42)***	(-4.18)***	(-2.09)***				
<i>Azúcar</i>	1.048462	-0.039398	0.001561	2.00	0.98	-9.90	-9.77
	(6.51)***	(-7.88)***	(-1.67)***				

Fuente: Anexo A.

Nota. Todas las variables están expresadas en logaritmos y en primeras diferencias. El número de rezagos se indica, en su caso, con un subíndice al final del valor del coeficiente. Significancia: ()***: 99%; ()**: 95%; ()*: 90%. Las ecuaciones detallando medias móviles y vectores autoregresivos se reportan en el Anexo A.

La elasticidad de los salarios obreros nominales y del tipo de cambio nominal con respecto al índice de precios al consumidor es cercana a cero en las siete ecuaciones estimadas. Es decir, las elasticidades reportadas en el Cuadro 2, sobre los salarios obreros nominales con respecto al índice de precios al consumidor, presentan valores desde -0.002 (plásticos) hasta 0.002 (farmacéuticos) los cuales, además de inelásticos

son prácticamente nulos. Estos coeficientes son inelásticos como los expuestos para el caso de Polonia. Para dicho país, Pujol y Griffiths (1998) reportan coeficientes inelásticos (0.20), de los salarios nominales con respecto al índice de precios al consumidor, para el período de marzo de 1991 a mayo de 1995.

El tipo de cambio nominal con respecto al índice de precios al consumidor presenta valores, desde -0.04 (plásticos) hasta -0.03 (vidrio). En el caso de Polonia Pujol y Griffiths (1998), analizan la incidencia del tipo de cambio nominal sobre el nivel de precios al consumidor para el período de marzo de 1991 a mayo de 1995. La elasticidad reportada es de 0.07. Pujol y Griffiths (1998), expresan su sorpresa ante el papel relativamente débil del tipo de cambio nominal. Proponen un análisis más detallado, donde el impacto ahora, del tipo de cambio real (real en vez de nominal, para comprender mejor el fenómeno) se pueda expresar mejor. La elasticidad presentada de 0.07 es semejante a los valores antes mencionados en el Cuadro 2.

El salario obrero y el tipo de cambio (ambos nominales), tienen una incidencia mínima en los precios pagados por los consumidores finales. La elasticidad de los precios al productor con respecto a los precios al consumidor es básicamente unitaria, en las seis ramas a estudiar y en el conjunto de la industria manufacturera, con valores que fluctúan desde 1.03 (industria manufacturera) hasta un 1.05 (plásticos). Para el caso de Polonia Pujol y Griffiths (1998), asumen que el índice de precios al consumidor es un promedio ponderado del índice de precios al productor y de los precios de bienes importados. El coeficiente de elasticidad del índice de precios al productor con respecto al índice de precios al consumidor fue de 0.58, para el período de marzo de 1991 a mayo de 1995. Dada la incidencia casi nula del tipo de cambio nominal, Pujol y Griffiths (1998), explican que el índice de precios al productor incide en mayor grado, a través de los bienes manufacturados locales sobre el índice de precios al consumidor. El coeficiente de (0.58) es positivo y no nulo, características que se cumplen para los coeficientes de elasticidad correspondientes en el Cuadro 2.

De las siete ecuaciones resumidas en el Cuadro 2, se desprende que los cambios salariales obreros nominales no inciden en los precios al consumidor. Conclusiones similares son derivadas en Gil Díaz y Ramos Tercero (1992) a través de un estudio econométrico longitudinal, reportando elasticidades negativas de la tasa de crecimiento de

los salarios nominales en las industrias manufactureras de -1.924 para el período de septiembre de 1976 a enero de 1982, y de -1.762 para el período de enero de 1982 a marzo de 1987, con relación a algunos precios claves a la inflación. Gil Díaz y Ramos Tercero (1992), mencionan con respecto a las elasticidades encontradas que: “el patrón de la sensibilidad de la *inflación de los salarios nominales a la inflación de los precios*, se asemeja en general al del tipo de cambio Este resultado sugiere que la carga del *papel estabilizador* desempeñado en el corto plazo por el tipo de cambio y la tasa del salario nominal en el segundo subperíodo, recayó sólo en la última variable en el tercer subperíodo”. Concluyen finalmente que el ajuste salarial no fue una de las causas de la inercia inflacionaria de los últimos años. De acuerdo a Gil Díaz y Ramos Tercero (1992), el signo negativo de las elasticidades reportadas, implica que los salarios nominales con respecto a unos precios claves a la inflación, *se mueven en direcciones opuestas*. Adicionalmente, Dávila, Ize y Morales (1984), reportan en un estudio econométrico longitudinal, una elasticidad negativa de los salarios con respecto a los precios de -0.046 para el periodo de 1950 a 1965. Estos autores reportan que “el signo del impacto rezagado es predominantemente negativo en todas las pruebas, lo que pudiera indicar que los salarios han jugado en ese período un *papel estabilizador en el proceso inflacionario*”.¹⁰

Para la totalidad de la industria manufacturera, se confirma el resultado previo. Dadas las pruebas de causalidad de Granger (Anexo E) se observa que *no existe causalidad entre los salarios obreros nominales con respecto al índice de precios al consumidor*.

¹⁰ Las cursivas son añadidas

Cuadro 3. Ecuación (3). Elasticidad del índice de precios al consumidor y de la tasa de desempleo con respecto al salario obrero nominal.

$$\Delta \log (w_j) = \Delta \log (\text{ipc}_{\text{mex}}) + \Delta (U) \quad (3)$$

Período: 1994:01 a 2003:02

Variable dependiente: w_j

1994:01-2003:02

Independientes	ipc_{mex}	U	D.W.	R^2_{aj}	Akaike	Schwarz
Industria Manufacturera	0.099237 ₍₋₃₎ (-3.49)***	-0.122723 (-6.40)***	2.03	0.55	-1.63	0.55
Dimensión						
Refrescos	0.085427 ₍₋₁₁₎ (2.95)***	-0.312673 ₍₋₃₎ (3.34)***	2.11	0.42	1.55	1.66
Autos	0.754679 ₍₋₁₎ (4.86)***	-0.073256 (-4.18)***	2.01	0.60	-0.58	-0.47
Farmacéuticos	0.824525 ₍₋₁₎ (5.67)***	-0.068612 (-3.65)***	2.13	0.44	-1.61	-1.53
Dinamismo						
Vidrio	-0.057809 ₍₋₁₎ (-1.91)***	-0.120411 (-4.73)***	2.13	0.44	-1.04	-0.93
Plásticos	0.915179 (5.62)***	-0.061688 (-3.38)***	1.86	0.34	-1.60	-1.49
Azúcar	0.434334 (1.84)**	-0.084115 (-2.65)***	1.91	0.11	-0.67	-0.59

Fuente: Anexo A.

Nota. Todas las variables están expresadas en logaritmos y en primeras diferencias, excepto la tasa de desempleo. El número de rezagos se indica, en su caso, con un subíndice al final del valor del coeficiente. Significancia: ()***: 99%; ()**: 95%; ()*: 90%. Las ecuaciones detallando medias móviles y vectores autoregresivos se reportan en el Anexo A.

Por lo que se refiere a la elasticidad de índice de precios al consumidor con respecto a los salarios obreros nominales, se observa una heterogeneidad considerable, desde coeficientes positivos e inferiores a la unidad, como es el caso de plásticos (0.91), farmacéuticos (0.82 con rezago) y fabricación de autos (0.75 con rezago), hasta manifiestamente inelásticos en el caso del azúcar (0.43), además de cercanos a cero, como en refrescos (0.08 con rezago) y vidrio (-0.05 con rezago). Para la industria manufacturera en su conjunto, el coeficiente de elasticidad correspondiente es de 0.10 con rezago. De acuerdo a estos resultados, los precios al consumidor han crecido más que los salarios obreros nominales.

Para el caso de Polonia, Pujol y Griffiths (1998) encuentran un coeficiente de elasticidad del índice de precios al consumidor a los salarios nominales, de 0.42 (inelástico). Pujol y Griffiths (1998) mencionan que los salarios en Polonia, se encuentran bien indexados a su economía. Es decir, *después de un shock en el índice de precios al consumidor, en promedio el salario se rezaga al ajuste*, en cerca de dos meses. Para el caso de México, Dávila, Ize y Morales (1984), reportan coeficientes de elasticidad de los precios con respecto al salario de -0.046 para el período de 1950 a 1965. A lo cual mencionan que, “los signos negativos encontrados indican que una aceleración en los salarios es seguida por una desaceleración de los precios. Esto podría suceder por ejemplo si, después de una desaceleración inicial de los precios, los salarios quedan estancados y se aceleran finalmente en mucho menor proporción, provocando así una desaceleración de los precios”. Es decir, Dávila, Ize y Morales (1984), *consideran distintas velocidades de ajuste entre los salarios y los precios*.¹¹

La elasticidad del desempleo con respecto a los salarios obreros nominales es inelástica y negativa, con valores desde -0.31 (con tres rezagos en el caso de refrescos) hasta -0.07 (por lo que se refiere a plásticos). Es decir que, si bien el salario nominal tiene el signo esperado con respecto al desempleo, este último muestra una baja incidencia en la remuneración nominal al trabajo. En breve, la tasa de desempleo básicamente no incide en el salario obrero. Las pruebas de causalidad de Granger, muestran que el desempleo no influyen en los salarios nominales (Anexo E). Pujol y Griffiths (1998), mencionan que ciertos problemas estructurales, particularmente la rigidez en el mercado de trabajo polaco, socavan la eficiencia de la amenaza de estar desempleado. En el caso de la manufactura mexicana, los coeficientes de elasticidad de los salarios con respecto al desempleo son inelásticos, debido a que también existen rigidez en el mercado laboral a bajar los salarios nominales, e inclusive las respuestas pueden llegar a tener hasta tres meses de rezago.

¹¹ Las cursivas son añadidas.

Como complemento, se presentan los cuadros reportados en los estudios correspondientes de Gil Díaz y Ramos Tercero, Pujol y Griffiths y Dávila e Ize. Los resultados reportados en estos cuadros, corresponden a las referencias con respecto a cada una de las ecuaciones del modelo.

Francisco Gil Díaz y Raúl Ramos Tercero (1992) *Lecciones desde México* (Bruno, M. Di Tella, R. Dornbusch y S. Fisher, selección de) **Inflación y estabilización. La experiencia de Israel, Argentina, Brasil, Bolivia y México**, México: FCE, pp. 425-457.

$$ip = f (w_n, e_o, pp)$$

Inflación *salario nominal* *tipo de cambio* *precios públicos*

Indicadores de sensibilidad de algunos precios claves en la inflación

Período	Tasa de crecimiento de salarios nominales manufactureros	Tasa de crecimiento del tipo de cambio	Tasa de crecimiento de precios públicos
1972:01-1976:08	0.640	0.000	n.d
1976:09-1982:01	-1.924	-0.921	0.519
1982:01-1987:03	-1.762	0.829	1.064

Pujol, Thierry y Mark Griffiths (1998) *Moderate Inflation in Poland: A Real Story* (C. Cottarelli; et al. eds) **Moderate Inflation. The Experience of Transition Economies**, International Monetary Fund and National Bank of Hungary, Washington D.C: World Bank, pp:197-229.

$$\Delta \log (ipp) = d_1 \Delta \log (w_j) + d_2 \Delta \log (e_o) + \varepsilon_1 \quad (1)$$

índice precios productor *salarios* *tipo de cambio nominal* *error*

$$\Delta \log (ipc) = d_3 \Delta \log (ipp) + d_4 \Delta \log (w_j) + d_5 \Delta \log (e_o) + \varepsilon_2 \quad (2)$$

índice precios consumidor *índice precios productor* *salarios* *tipo de cambio nominal* *error*

$$\Delta \log (w_j) = d_6 \Delta \log (ipc) + d_7 \Delta \log (U) + \varepsilon_3 \quad (3)$$

salarios *índice precios consumidor* *tasa de desempleo* *error*

Polonia: Ecuaciones de precios y salarios

$$\Delta \text{lipp} = 0.01 + 0.06 \Delta \text{lw} + 0.06 \Delta \text{le}_0 - 0.13 \text{ecmp}_{-1}$$

(2.4) (2.3) (1.3) (2.7)

$$R^2 = 0.50 \quad \text{D.W.} = 2.03$$

$$\Delta \text{lipc} = 0.002 + 0.58 \Delta \text{lipp} + 0.20 \Delta \text{lw} - 0.30 \text{ecmc}_{-1}$$

(0.42) (3.7) (4.2) (2.6)

$$R^2 = 0.71 \quad \text{D.W.} = 1.35$$

$$\Delta \text{lw} = -0.14 + 0.42 \Delta \text{lipp} - 0.21 \text{ecmw}_{-1}$$

(14.5) (2.5) (2.3)

$$R^2 = 0.95 \quad \text{D.W.} = 2.02$$

donde **ipp** es el índice de precios al productor, **w** es el salario, **e₀** es el tipo de cambio nominal **ecmp₋₁** *error correction model* con un rezago del **ipp**, **ipc** es el índice de precios al consumidor, **ecmc₋₁** *error correction model* con un rezago del índice del **ipc**, **ecmw₋₁** *error correction model* con un rezago de los **w**. Nota: Todas las variables se encuentran en primeras diferencias y en logaritmos.

Dávila, José y Ize, Alain y José Morales (1984) *Fuentes del Proceso Inflacionario en México: Análisis de Causalidad* (Alain Ize y Gabriel Vera, compiladores) **La Inflación en México**, México: El Colegio de México pp: 57-69.

Relación	Período	r(o)
S-P	1950-65	-0.046
	1966-80	0.435**
P-S	1950-65	-0.046
	1966-80	0.435**

Nota: *: Significativo al 10%, **: Significativo al 5%, ***:Significativo al 1%

Donde S es salarios y P es inflación.

V. Conclusiones

1. Los salarios obreros nominales tienen una incidencia prácticamente nula en el nivel de precios tanto al productor como al consumidor (ecuaciones 1 y 2). En este sentido no se acepta el carácter inflacionario de los salarios obreros nominales, para el caso de la industria manufacturera mexicana, debido a que las elasticidades de los salarios obreros nominales con respecto a los precios es cercana a cero. Las pruebas de Granger confirman lo expuesto anteriormente. A partir de estos resultados, las implicaciones del modelo de Romer (2001) mencionado en el referente teórico, no se validan para el caso de la manufactura en México, para el período de estudio que comprende de enero de 1994 a febrero de 2003.
2. La elasticidad de los precios al consumidor con respecto a los salarios obreros nominales es invariablemente inferior a la unidad (ecuación 3), fluctuando desde un -0.06 (vidrio) hasta un 0.92 (plásticos). Sin embargo para la industria manufacturera en su conjunto, el coeficiente es cercano a cero (0.10). Es posible que la heterogeneidad de las elasticidades, presentadas en plásticos y vidrios obedezca al poder de negociación laboral específico en la respectiva industria.
3. La inflación foránea es inelástica con respecto a la inflación local (tanto precios al productor como precios al consumidor), con valores cercanos a cero (ecuación 1 y 2). Es decir, la inflación externa tiene un efecto prácticamente nulo sobre el nivel local de precios.
4. Las elasticidades de los precios al consumidor con respecto a los precios al productor, son básicamente unitarias, con valores de 1.03 a 1.05 (ecuación 2).
5. Dados los resultados de las pruebas apareadas de Granger, se puede decir que los salarios no causan a la inflación, y que la tasa de desempleo no causa a los salarios. Esta causalidad es definida, en el sentido de Granger.
6. Tanto en el caso de México, como en el caso de Polonia se confirma que incrementos en los salarios (obreros nominales para la manufactura en México),

no repercuten en un incremento en los precios, ya sea al productor o al consumidor.

7. Para Pujol y Griffiths (1998), las elasticidades de los salarios con respecto a la inflación presentan valores cercanos a cero. Para el caso nacional, Gil Díaz y Ramos Tercero (1992) encuentran elasticidades negativas de los salarios con respecto a la inflación, concluyendo que el ajuste salarial no fue una de las causas de la inercia inflacionaria de los últimos años. Dávila, Ize y Morales (1984) reportan elasticidades cercanas a cero con respecto a la relación de salarios a precios, así como en la relación de precios a salarios, infiriendo así, una indicación de que los salarios han jugado un papel estabilizador del proceso inflacionario.
8. De acuerdo a Gil Díaz y Ramos Tercero (1992), los salarios en México durante el período en estudio son deflacionarios. A partir de dicho resultado sería conveniente replicar la estimación que estos autores realizaron, debido a la posible presencia de coeficientes espurios.
9. En síntesis, dados los resultados de las ecuaciones 1 y 2 *no se puede afirmar, que incrementos en los salarios incidan positivamente en el incremento del nivel de precios*. Esta conclusión se ve reforzada por las pruebas de causalidad apareadas de Granger, estimadas para el caso de la manufactura en México.

Bibliografía

Banco de México www.banxico.org.mx

Box, G.E.P. y G.M. Jenkins (1976) **Time Series Análisis. Forecasting and Control** San Francisco: Holden Day pp: 76-89

Blanchard, Oliver (1993) **Macroeconomics** Berkeley: McGraw-Hill pp:114-119

Dávila, José y Ize, Alain y José Morales (1984) *Fuentes del Proceso Inflacionario en México: Análisis de Causalidad* (Alain Ize y Gabriel Vera, compiladores) **La Inflación en México**, México: El Colegio de México pp: 57-69

Dornbusch, Rudiger y Stanley Fisher (1994) **Macroeconomía** México: McGraw-Hill pp:250-261

Gil Díaz, Francisco y Raúl Ramos Tercero (1992) *Lecciones desde México* (Bruno, M., Di Tella, R. Dornbusch y S. Fisher, selección de) **Inflación y Estabilización. La experiencia de Israel, Argentina, Brasil, Bolivia y México** México: Fondo de Cultura Económica pp: 425-457

Hall, Robert y M. Taylor (1989) **Macroeconomía** México: Iberoamericana pp:72-77

INEGI www.inegi.gob.mx

Mas-Colell, A., Michael D. Whinston y Jerry R. Green **Microeconomic Theory** New York: Oxford University Press pp:135-143

Merton, H. Miller y Charles W. Upton (1988) **Macroeconomics: A neoclassical introduction**, Notre Dame, Indiana: Richard S. Newfarmer pp:121-132

Pujol, Thierry y Mark Griffiths (1998) *Moderate Inflation in Poland: A Real Story* (C. Cottarelli; et al. eds) **Moderate Inflation. The Experience of Transition Economies** Washington D.C: International Monetary Fund, National Bank of Hungary pp: 197-229

Romer, David (2001) **Advanced Macroeconomics** Nueva York: McGraw-Hill pp: 240-245

Varian, Hal R. (1999) **Intermediate Microeconomics A Modern Approach** New York: Norton, pp:418-424

Anexo A. Resultado de ecuaciones individuales

Industria manufacturera

Ecuación (1)

$$\Delta \log (\text{ipp}_{\text{general}}) = 0.012502 \Delta \log w_{7(-1)} + 0.034459 \Delta \log e_{o(-1)}$$

(4.78)*** (2.71)***

R²_{aj}=0.67 D.W. = 2.17 período: 1994:08 - 2003:02 n=107

Ecuación (2)

$$\Delta \log (\text{ipc}_{\text{mex}}) = 1.036133 \Delta \log \text{ipp}_{\text{general}} - 0.036453 \Delta \log e_o$$

(89.40)*** (-8.21)***

$$0.002346 \Delta \log w_{7(-9)}$$

(1.85)***

R²_{aj}=0.97 D.W. = 1.94 período: 1994:08 - 2003:02 n=106

Ecuación (3)

$$\Delta \log (w_7) = 0.099237 \Delta \log \text{ipc}_{\text{mex}(-11)} - 0.122723 \Delta U_{(-3)}$$

(3.49)*** (-6.40)***

$$- 0.707375 \text{AR} (1)$$

(-11.29)***

R²_{aj} =0.55 D.W. = 2.03 período: 1995:07 - 2003:02 n=92

Ecuación (1). Dimensión

$$\Delta \log (\text{ipp}_{\text{rama}}) = 0.002408 \Delta \log w_1 (-4) + 0.071707 \Delta \log e_o \\ (-1.96)^{***} \quad (22.93)^{***} \\ + 0.720123 \text{AR}(2) + 0.872231 \text{MA}(1) \\ (22.09)^{***} \quad (50.92)^{***}$$

Ecuación de varianza:

$$+ 0.00000275 C + 3.034886 \text{ARCH} (1) \\ (1.64)^{**} \quad (6.05)^{***}$$

R²aj=0.59 D.W. = 1.92 período: 1994:08 - 2003:02 n=103

$$\Delta \log (\text{ipp}_{\text{rama}}) = 0.004623 \Delta \log w_2 (-4) + 0.066749 \Delta \log e_{o(-2)} \\ (2.12)^{***} \quad (3.92)^{***} \\ + 0.549579 \text{AR}(3) + 0.203330 \text{AR}(5) + 0.476233 \text{MA}(1) \\ (5.40)^{**} \quad (2.02)^{***} \quad (4.99)^{***}$$

R²aj=0.59 D.W. = 1.92 período: 1994:08 - 2003:02 n=103

$$\Delta \log (\text{ipp}_{\text{rama}}) = 0.008964 \Delta \log w_3 (-4) + 0.044247 \Delta \log e_{o(-2)} \\ (2.91)^{***} \quad (3.33)^{***} \\ + 0.902005 \text{AR}(1) \\ (20.84)^{***}$$

R²aj=0.48 D.W. = 1.90 período: 1994:08-2003:02 n=108

Dinamismo

$$\Delta \log (\text{ipp}_{\text{rama}}) = 0.010091 \Delta \log w_4 (-1) + 0.032087 \Delta \log e_{o(-2)} \\ (4.42)^{***} \quad (2.51)^{***}$$

R²aj=0.67 D.W. = 2.12 período: 1994:08 - 2003:02 n=107

$$\Delta \log (\text{ipp}_{\text{rama}}) = 0.010686 \Delta \log w_5 (-1) + 0.032087 \Delta \log e_{o(-2)} \\ (1.92)^{***} \quad (3.93)^{***} \\ + 0.897102 \text{AR}(1) + 0.549579 \text{AR}(3) + 0.203330 \text{AR}(5) \\ (20.61)^{***} \quad (5.40)^{***} \quad (2.02)^{***}$$

R²aj =0.48 D.W. = 1.71 período: 1994:04 - 2003:02 n=107

$$\Delta \log (\text{ipp}_{\text{rama}}) = - 0.005332 \Delta \log w_6 (-2) - 0.023243 \Delta \log e_o \\ (-4.46)^{***} \quad (-2.12)^{***} \\ - 0.982314 \text{AR}(1) - 0.457050 \text{MA} (4) - 0.300824 \text{MA}(6) \\ (-153.32)^{***} \quad (-5.59)^{***} \quad (-3.15)^{***}$$

R²aj=0.63 D.W. = 2.27 período: 1994:07 - 2003:02 n=104

Anexo B. Selección de tasa de desempleo

INEGI, en el banco de información económica en línea, en la sección de empleo y desempleo tasa general de desempleo abierto, información mensual, ofrece la siguiente lista de indicadores:¹²

1. Tasa general de desempleo abierto, mensual, por sexo.
2. Tasa general de desempleo abierto, mensual, por principales áreas urbanas.
3. Otros indicadores de empleo y desempleo, mensual, total, población de 12 años y más económicamente activos e inactivos.
4. Otros indicadores de empleo y desempleo, mensual, total, población económicamente inactiva según situación de inactividad.
5. Otros indicadores de empleo y desempleo, mensual, total, población económicamente inactiva según disponibilidad.
6. Otros indicadores de empleo y desempleo, mensual, total, población desocupada abierta según experiencia laboral.
7. Otros indicadores de empleo y desempleo, mensual, total, población ocupada en condiciones críticas.
8. Tasas complementarias de desempleo, tasa de desempleo abierto tradicional (TDAT).
9. Tasas complementarias de desempleo, tasa de desempleo alternativa (TDAA)
10. Tasas complementarias de desempleo, tasa de presión efectiva económica (TPEE).
11. Tasas complementarias de desempleo. Tasa de desempleo efectiva preferencial (TPEP).
12. Tasas complementarias de desempleo, tasa de presión general (TPRG).
13. Tasas complementarias de desempleo, tasa de ocupación parcial y desocupación (TOPD1).
14. Tasa de ocupación parcial por razones de mercado y desocupación (TOPRMD).
15. Tasa de ocupación parcial menos de 35 horas semanales y desocupación (TOPD2).
16. Tasa de ingresos inferiores al mínimo y desocupación (TIID).

¹² <http://www.inegi.gob.mx>

17. Tasa de condiciones críticas de ocupación (TCCO).

En el presente trabajo, se usó la tasa de desempleo número 13 (TOPD1), que se define como la proporción de la población económicamente activa que se encuentra desocupada o que está ocupada, pero trabajó menos de 15 horas en la semana de referencia.

Anexo C. Fuente de datos

	Variable	Denominación	Ámbito	Unidades	Fuente
1	ipc_{mex}	Índice de precios al consumidor	nacional	Índice 2002.06 = 100	B
2	$Ipp_{general y rama}$	Índice de precios al productor por origen de la producción neta con servicios y sin petróleo crudo de exportación	nacional clase* rama**	Índice 1994 = 100	B
3	$w_j = 4/3$	Obreros ocupados	Industria Manufacturera clase* rama**	Número de personas	A
4		Remuneraciones obreros		Miles de pesos	A
5	U	Tasa de ocupación parcial y desocupación	Proporción de la PEA***	Participación porcentual	A
6	e_0	Tipo de cambio nominal	General ¹	Pesos por dólar E.U.A****	B

Fuente: **A.** www.inegi.gob.mx, **B.** www.banxico.mx

* Clase de acuerdo a INEGI ** Rama de acuerdo a Banco de México

313050	22
384110	56
352100	38
362013	43
356012	42
311801	16

*** Población económicamente activa.

**** Estados Unidos de América.

¹ Promedio del período para solventar obligaciones

Anexo D. Pruebas de estacionariedad

Variable	Orden de Integración	Coefficiente (ADF) ¹	Valor crítico
e₀	1	-4.534307	-3.494***
ipc_{mex}	1	-3.526192	-2.8892**
Ipp_{general y rama}	1	-3.824544	-3.4940***
U	1	-8.230891	-3.5007***
W₂₂	1	-7.796259	-3.4940***
W₅₆	1	-8.432907	-3.4940***
W₃₈	1	-6.961562	-3.4940***
W₄₃	1	-6.542244	-3.4940***
W₄₂	1	-5.674452	-3.4940***
W₁₆	1	-8.027841	-3.4940***
W_{manufactura}	1	-7.931424	-3.4940***

¹ *Augmented Dickey-Fuller*

Significancia: ()***:99%; ()**:95%; ()*:90%.

Anexo E. Pruebas de cointegración de Johansen

	<i>Vectores cointegrantes</i>		
Ecuación 1	Ninguno	A lo más uno	A lo más dos
rama 22	**	**	**
rama 56	**	**	**
rama 38	**	**	**
rama 43	**	**	**
rama 42	**	**	**
rama 16	**	**	**
industria manufacturera	**	**	*

	<i>Vectores cointegrantes</i>			
Ecuación 2	Ninguno	A lo más uno	A lo más dos	A lo más tres
rama 22	**	**	*	
rama 56	**	**	**	*
rama 38	**	**	**	*
rama 43	**	**	*	*
rama 42	**	**		*
rama 16	**	**	**	*
industria manufacturera	**	**	*	*

	<i>Vectores cointegrantes</i>		
Ecuación 3	Ninguno	A lo más uno	A lo más dos
rama 22	**	*	
rama 56	**		
rama 38	**	*	
rama 43	**		
rama 42	*		
rama 16	**	**	
industria manufacturera	**	*	

Observaciones 101

Período: 1994.01 al 2003.02

Se asume tendencia lineal en los datos.

*(**) implica el rechazo de la hipótesis nula al 5% y al 1% nivel de significancia.

Ho: Existe ningún, o a lo más uno, o a lo más dos vectores cointegrantes.

Anexo F. Pruebas de causalidad de Granger

Ecuación 1

Período: 1994:01 a 2003:02

Rezagos: 2

Hipótesis nula: X no causa en el sentido de Granger a Y

Hipótesis alterna: No podemos rechazar, la hipótesis nula de que X no causa en el sentido de Granger a Y

Industria manufacturera en su conjunto	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
salario no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	107	3.03208	0.0526
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a salario		14.2572	0.0000
e_0 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	107	5.04616	0.0081
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a e_0		8.82889	0.0003
e_0 no causa en el sentido de Granger a w_7	107	2.02342	0.1375
w_7 no causa en el sentido de Granger a e_0		2.85478	0.0622
Rama 22 refrescos			
w_1 no causa en el sentido de Granger a ipp_{mex}	104	0.30005	0.7415
ipp_{mex} no causa en el sentido de Granger a w_1		15.6844	0.0000
e_0 no causa en el sentido de Granger a ipp_{mex}	108	9.71871	0.0001
ipp_{mex} no causa en el sentido de Granger a e_0		1.29362	0.2787
e_0 no causa en el sentido de Granger a w_1	104	2.4994	0.0873
w_1 no causa en el sentido de Granger a e_0		1.56432	0.2144
Rama 56 autos			
w_2 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	104	1.48783	0.2309
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a w_2		19.4767	0.0000
e_0 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	108	9.71871	0.0001
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a e_0		1.29362	0.2787
e_0 no causa en el sentido de Granger a w_2	104	4.82573	0.0100
w_2 no causa en el sentido de Granger a e_0		1.38654	0.2548

Rama 38 farmacéuticos	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
w_3 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	104	0.46079	0.6321
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a w_3		14.0598	0.0000
e_0 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	108	9.71871	0.0001
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a e_0		1.29362	0.2787
e_0 no causa en el sentido de Granger a w_3	104	2.03856	0.1357
w_3 no causa en el sentido de Granger a e_0		1.47899	0.2329
Rama 43 vidrio			
Rama 43 vidrio	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
w_4 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	104	0.30642	0.7368
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a w_4		15.0386	0.0000
e_0 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	108	9.71871	0.0001
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a e_0		1.29362	0.2787
e_0 no causa en el sentido de Granger a w_4	104	5.57979	0.0051
w_4 no causa en el sentido de Granger a e_0		1.82344	0.1669
Rama 42 plástico			
Rama 42 plástico	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
w_5 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	104	0.15623	0.8556
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a w_5		6.58695	0.0021
e_0 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	108	9.71871	0.0001
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a e_0		1.29362	0.2787
e_0 no causa en el sentido de Granger a w_5	104	3.24429	0.0432
w_5 no causa en el sentido de Granger a e_0		1.37004	0.2589
Rama 16 azúcar			
Rama 16 azúcar	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
w_6 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	104	0.71974	0.4894
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a w_6		15.2656	0.0000
e_0 no causa en el sentido de Granger a $ipp_{\text{general y rama}}$	108	9.71871	0.0001
$ipp_{\text{general y rama}}$ no causa en el sentido de Granger a e_0		1.29362	0.2787
e_0 no causa en el sentido de Granger a w_6	104	3.05218	0.0517
w_6 no causa en el sentido de Granger a e_0		0.86882	0.4226

Ecuación 2

Período: 1994.01 al 2003.02

Rezagos 2

Hipótesis nula: X no causa en el sentido de Granger a Y

Hipótesis alterna: No podemos rechazar, la hipótesis nula de que X no causa en el sentido de Granger a Y

Industria manufacturera en su conjunto	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	8.45346	0.0004
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}		2.87705	0.0608
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	12.0974	0.0000
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a e ₀		0.93593	0.3955
w ₇ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	99	0.50628	0.6044
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a w ₇		12.211	0.0000
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	9.71871	0.0001
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a e ₀		1.29362	0.2787
w ₇ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	99	0.06876	0.9336
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a w ₇		13.0291	0.0000
w ₇ no causa en el sentido de Granger a e ₀	99	4.17115	0.0184
e ₀ no causa en el sentido de Granger a w ₇		1.86679	0.1603
Rama 22 refrescos			
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	8.45346	0.0004
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}		2.87705	0.0608
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	12.0974	0.0000
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a e ₀		0.93593	0.3955
w ₁ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	105	1.78878	0.1725
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a w ₁		20.732	0.0000
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	9.71871	0.0001
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a e ₀		1.29362	0.2787
w ₁ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	105	0.35583	0.7015
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a w ₁		19.0931	0.0000
w ₁ no causa en el sentido de Granger a e ₀	105	1.12305	0.3294
e ₀ no causa en el sentido de Granger a w ₁		2.1576	0.1210

Rama 56 autos	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	8.45346	0.0004
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}		2.87705	0.0608
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	12.0974	0.0000
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a e ₀		0.93593	0.3955
w ₂ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	105	4.44762	0.0141
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a w ₂		21.5421	0.0000
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	9.71871	0.0001
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a e ₀		1.29362	0.2787
w ₂ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	105	1.42176	0.2461
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a w ₂		21.4102	0.0000
w ₂ no causa en el sentido de Granger a e ₀	105	0.19129	0.8262
e ₀ no causa en el sentido de Granger a w ₂		4.19235	0.0179

Rama 38 farmacéuticos	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	8.45346	0.0004
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}		2.87705	0.0608
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	12.0974	0.0000
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a e ₀		0.93593	0.3955
w ₃ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	9.11276	0.0002
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a w ₃		16.4992	0.0000
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	9.71871	0.0001
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a e ₀		1.29362	0.2787
w ₃ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	6.08162	0.0032
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a w ₃		16.8912	0.0000
w ₃ no causa en el sentido de Granger a e ₀	108	2.3366	0.1018
e ₀ no causa en el sentido de Granger a w ₃		2.97282	0.0556

Rama 43 vidrio	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	8.45346	0.0004
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}		2.87705	0.0608
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	12.0974	0.0000
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a e ₀		0.93593	0.3955
w ₄ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	7.99697	0.0006
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a w ₄		12.6729	0.0000
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	9.71871	0.0001
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a e ₀		1.29362	0.2787
w ₄ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	11.1938	0.0000
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a w ₄		12.7622	0.0000
w ₄ no causa en el sentido de Granger a e ₀	108	4.15648	0.0184
e ₀ no causa en el sentido de Granger a w ₄		2.93483	0.0576

rama 42	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	8.45346	0.0004
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}		2.87705	0.0608
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	12.0974	0.0000
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a e ₀		0.93593	0.3955
w ₅ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	2.68592	0.0729
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a w ₅		6.05615	0.0033
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	9.71871	0.0001
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a e ₀		1.29362	0.2787
w ₅ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	1.9781	0.1436
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a w ₅		5.90188	0.0037
w ₅ no causa en el sentido de Granger a e ₀	108	1.36478	0.2600
e ₀ no causa en el sentido de Granger a w ₅		3.22422	0.0438

Rama 16 azúcar	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	8.45346	0.0004
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}		2.87705	0.0608
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	12.0974	0.0000
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a e ₀		0.93593	0.3955
w ₆ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	108	4.32598	0.0157
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a w ₆		17.8081	0.0000
e ₀ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	9.71871	0.0001
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a e ₀		1.29362	0.2787
w ₆ no causa en el sentido de Granger a ipp _{general y rama}	108	3.28876	0.0413
ipp _{general y rama} no causa en el sentido de Granger a w ₆		17.3712	0.0000
w ₆ no causa en el sentido de Granger a e ₀	108	1.27477	0.2839
e ₀ no causa en el sentido de Granger a w ₆		5.0477	0.0081

Ecuación 3

Período: 1994.01 al 2003.02

Rezagos 2

Hipótesis nula: X no causa en el sentido de Granger a Y

Hipótesis alterna: No podemos rechazar, la hipótesis nula de que X no causa en el sentido de Granger a Y

Industria manufacturera en su conjunto	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a w ₇	108	18.8950	0.0000
w ₇ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}		8.1147	0.0005
U no causa en el sentido de Granger a w ₇	96	3.39728	0.0378
w ₇ no causa en el sentido de Granger a U		0.31007	0.7342
U no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}	96	7.9050	0.0007
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a U		6.3248	0.0027

Rama 22 refrescos	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipc _{mex} no causa en el sentido de Granger a w ₁	108	17.4619	0.0000
w ₁ no causa en el sentido de Granger a ipc _{mex}		8.70297	0.0003
U no causa en el sentido de Granger a w ₁	96	3.31094	0.0409
w ₁ no causa en el sentido de Granger a U		0.39072	0.6777

U no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}	96	7.90507	0.0007
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a U		6.32481	0.0027

Rama 56 autos	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a w_2	108	22.1153	0.0000
w_2 no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}		4.67818	0.0114
U no causa en el sentido de Granger a w_2	96	7.41565	0.0010
w_2 no causa en el sentido de Granger a U		0.16105	0.8515
U no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}	96	7.90507	0.0007
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a U		6.32481	0.0027

Rama 38 farmacéuticos	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a w_3	108	16.4992	0.0000
w_3 no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}		9.11276	0.0002
U no causa en el sentido de Granger a w_3	96	3.55653	0.0326
w_3 no causa en el sentido de Granger a U		0.33087	0.7192
U no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}	96	7.90507	0.0007
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a U		6.32481	0.0027

Rama 43 vidrio	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a w_4	108	12.6729	0.0000
w_4 no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}		7.99697	0.0006
U no causa en el sentido de Granger a w_4	96	2.50057	0.0877
w_4 no causa en el sentido de Granger a U		0.4823	0.6189
U no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}	96	7.90507	0.0007
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a U		6.32481	0.0027

Rama 42 plástico	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a w_5	108	6.05615	0.0033
w_5 no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}		2.68592	0.0729
U no causa en el sentido de Granger a w_5	96	2.80329	0.0659
w_5 no causa en el sentido de Granger a U		4.56391	0.0129
U no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}	96	7.90507	0.0007
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a U		6.32481	0.0027

Rama 16 azúcar	Observaciones	F-estadístico	Probabilidad
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a w_6	108	17.8081	0.0000
w_6 no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}		4.32598	0.0157
U no causa en el sentido de Granger a w_6	96	5.61103	0.0050
w_6 no causa en el sentido de Granger a U		0.82974	0.4394
U no causa en el sentido de Granger a ipc_{mex}	96	7.90507	0.0007
ipc_{mex} no causa en el sentido de Granger a U		6.32481	0.0027

Anexo G. Gráficas de las series utilizadas en el estudio

