

Desempleo y determinación de salarios en la industria manufacturera de México

Un análisis mediante paneles dinámicos

Sara G. Castellanos*

Fecha de recepción: 19 de octubre de 2004; fecha de aceptación: 11 de septiembre de 2009.

Resumen: En este documento investigamos la relación entre salario, desempleo y productividad laboral en la industria manufacturera de México. Utilizamos los datos de la *Encuesta industrial mensual* del INEGI, para estimar un modelo mediante el método generalizado de momentos para paneles de datos dinámicos de Arellano y Bond (1991). Esta metodología, al explotar la variabilidad a través del tiempo y de los sectores industriales en los datos, permite obtener estimadores consistentes y eficientes. Los resultados indican que el desempleo modera el incremento de los salarios, mientras que la productividad laboral lo incrementa. En ambos casos el efecto es estadísticamente significativo.

Palabras clave: salarios nominales, desempleo, México.

Unemployment and Salary Formation in the Mexican Manufacturing Industry: A Dynamic Panel Analysis

Abstract: In this article we study the relationship between wages, unemployment and labor productivity in Mexico's manufacturing sector. We use the data of Monthly Industrial Survey, produced by the National Institute of Statistics (INEGI), to estimate a model with the generalized method of moments for dynamic panel data of Arellano and Bond (1991). This method exploits the cross time and cross section variability of the industrial sector data, and yields consistent and efficient estimators. Results suggest that unemployment slows down wage increases, while labor productivity accelerates them. In both cases, the effect is statistically significant.

Keywords: nominal wages, unemployment, Mexico.

Clasificación JEL: J31.

* Sara G. Castellanos, sara.castellanos@bbva.bancomer.com, economista principal, Servicio de Estudios Económicos de BBVA Bancomer. México, D.F. Este trabajo fue elaborado en su mayor parte mientras trabajé en la Dirección de Estudios Económicos del Banco de México. Agradezco las valiosas sugerencias de Rodolfo Cermeño, Daniel Garcés, David Madero y los comentarios de los participantes en el Seminario de Economía de la Dirección de Estudios Económicos del Banco de México, la Reunión de América Latina de la Sociedad Econométrica 2003, y la Reunión de la Asociación Económica de América Latina y el Caribe 2003, así como la muy eficaz colaboración de Gerardo Gómez. Finalmente, también agradezco las observaciones y recomendaciones de los dictaminadores, que fueron muy constructivas y útiles para darle a este artículo su forma final. Los errores restantes son responsabilidad de la autora. Las ideas expresadas no necesariamente coinciden con las del Banco de México o BBVA Bancomer.

Introducción

La experiencia internacional sugiere que en países con inflación baja disminuye el papel del canal del tipo de cambio en la determinación de los precios de la economía, y que aumenta la preponderancia del canal del desempleo o la brecha del producto. El hecho de que entre 1998 y 2003 México haya experimentado un proceso de desinflación, y que desde entonces hasta la fecha la inflación haya permanecido en niveles inferiores a un dígito, hace más relevante la comprensión del vínculo entre estas variables. Sobre todo para las autoridades monetarias, las cuales requieren un pronóstico del efecto que tendría un cambio en la cantidad de dinero o la tasa de interés sobre el desempleo y la producción para fijar la postura de la política monetaria. No obstante esta preocupación, la estimación de la relación entre salarios y desempleo con datos agregados tradicionalmente ha enfrentado algunas dificultades, no sólo en México, sino en otras partes del mundo. Por ejemplo, en México, la doble crisis de balanza de pagos y financiera de 1995, y la subsecuente recuperación, contribuyen a disfrazar la relación negativa entre estas variables que predicen diferentes modelos.¹ Esta dificultad no se resuelve fácilmente mediante la expansión del tamaño de la muestra, ya que la crisis produce un cambio abrupto en las series (aun si se ignora la posibilidad de que en presencia de un cambio en el proceso de generación de los datos, debido a la mayor apertura comercial causada por el Tratado de Libre Comercio de América del Norte, esto no fuera adecuado).

Una posibilidad para analizar este problema y contestar la pregunta respecto a la relación entre salarios y desempleo es explotar bases de datos que tengan una dimensión adicional de corte transversal, por localidad o por industria, de las variables en cuestión. Este es, precisamente, el muy sencillo propósito del presente análisis. Dicho de otra manera, nuestro propósito es determinar si la relación entre salarios y desempleo obedece a la relación que propone la curva de Phillips (1958), con el uso de datos microeconómicos.

Para realizar este análisis, tomamos un modelo dinámico de determinación de salarios nominales muy sencillo, en el cual éstos son una función de la tasa de desempleo industrial y otras características.² Veremos que la

¹ Martínez, Messmacher y Werner (2002) y Garcés (1999) ofrecen estimaciones para México del efecto de la brecha del producto en la inflación con datos macroeconómicos y amplias discusiones sobre este tema.

² DiNardo y Moore (1999) presentan una estimación de curvas de Phillips con datos de panel de países.

incorporación en el modelo de un salario de eficiencia o de negociación, que depende de los salarios previos y de la productividad presente (y que proponen algunos modelos microeconómicos al estilo de Shapiro y Stiglitz, 1984), permite captar la alta persistencia a lo largo del tiempo que caracteriza la evolución de los salarios nominales en México. Para esta estimación, empleamos un panel de datos construido a partir de la *Encuesta industrial mensual* (EIM) que recaba el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

Los resultados sugieren que un incremento de 1 punto porcentual en la tasa de desempleo de la industria en el corto plazo reduce el incremento del salario nominal (expresado en base logarítmica) en aproximadamente 54 puntos base, mientras que en el largo plazo tal reducción es de aproximadamente 90 puntos base. A su vez, una reducción en la productividad del trabajo reduce el incremento anual del salario nominal en aproximadamente 30 puntos base en el corto plazo, y en aproximadamente 47 puntos base en el largo plazo. Estos resultados sugieren que las negociaciones entre empleadores y trabajadores no toman en cuenta el costo social de los incrementos de salarios pactados, como sugieren Shapiro y Stiglitz (1984).³

Por otra parte, desde hace algunos años se suscitó un debate respecto a si la relación empírica entre salarios y empleo es más congruente con la existencia de una curva de Phillips o con la curva de salarios (Blanchflower y Oswald, 1994), que postula una relación entre el crecimiento de los salarios y del desempleo. Los resultados de este análisis, así como las pruebas de especificación del modelo empírico que estimamos a través del método generalizado de momentos de Arellano y Bond (1991), favorecen la segunda de estas posibilidades. En particular, la especificación que resulta más adecuada para este tipo de estimación es en términos del crecimiento de las variables, y no de sus niveles.

El resto de este documento está organizado de la siguiente manera. En la sección I se presentan algunas teorías respecto a la relación entre salarios y desempleo. La sección II discute las principales consideraciones sobre el análisis empírico de paneles de datos dinámicos que se aplican a la estimación del modelo. La sección III muestra los resultados. Finalmente, la sección IV contiene algunas extensiones y conclusiones.

³ Cabe señalar que estos resultados también confirman las inquietudes en la materia manifestadas en los reportes de algunas autoridades del gobierno y la iniciativa privada en México durante el periodo de análisis (véanse, por ejemplo, los informes trimestrales de inflación del Banco de México de 2001 y 2002).

I. Algunas teorías sobre la relación entre salarios y desempleo

Desde una perspectiva macroeconómica, la curva de Phillips (1958) constituye el punto de partida para analizar la relación entre salarios y desempleo. En el artículo original de Phillips se discute una relación negativa entre el cambio porcentual en los salarios y la tasa de desempleo, a nivel agregado de la economía, observada en los datos del Reino Unido. Pocos años después, la existencia de esta relación se documentó para Estados Unidos y otros países europeos, y durante los setenta constituyó una pieza fundamental en el mecanismo de salarios y precios utilizado para describir la dinámica de la oferta agregada en los modelos macroeconómicos keynesianos.⁴ Sin embargo, la falta de un modelo con fundamentos microeconómicos de esta relación ha contribuido al surgimiento de nuevas hipótesis. La curva de Phillips incrementada por expectativas de Phelps (1968) y la curva de oferta de Lucas (1972), que resultan de planteamientos en los que el comportamiento de la economía se modela a través de un agente representativo que maximiza su utilidad, probablemente son las más conocidas. Ambas teorías concluyen que la relación entre las variables que nos ocupan sólo es significativa en el corto plazo, cuando los agentes económicos no han ajustado adecuadamente sus expectativas respecto al comportamiento de la inflación.⁵

A su vez, Blanchflower y Oswald reportaron en su libro publicado en 1994 haber encontrado “una ley de economía empírica”, es decir, una curva de salarios que establece que la elasticidad de los salarios respecto al desempleo regional era -0.1 en varios países, tales como Estados Unidos, Gran Bretaña, Alemania, Canadá, Holanda, Suiza, Corea, Noruega, Irlanda, Italia, Japón, Costa de Marfil e India. Por lo tanto, se documenta una curva logarítmica que relaciona el nivel del salario con la tasa de desempleo en diversas localidades, la cual indica que si se duplica la tasa de desempleo el nivel del salario (real) disminuye en 10 por ciento. La publicación de este libro provocó que se realizaran diversas investigaciones en varios países para corroborar este hallazgo (por ejemplo, Barth *et al.*, 2002; Blanchflower y Oswald, 2005; García y Granados, 2005; Baltagi, Blien y Wolf, 2008).⁶

⁴ Véase, por ejemplo, Tobin (1972).

⁵ Para más detalles, véase Blanchard y Fischer (1989).

⁶ Blanchflower y Oswald (2005) presentan una descripción más amplia del debate sobre la existencia de una curva de Phillips o una curva de salarios en Estados Unidos. Comentan que para Estados Unidos existen estudios que reportan tanto la validez de la curva de Phillips

La curva de salarios no puede explicarse con modelos de oferta y demanda en mercados competitivos, en los que el desempleo se define como la diferencia entre la demanda y la oferta, y se obtiene que mientras mayor sea el salario mayor será el desempleo, lo que contradice la curva de salarios. Por consiguiente, es necesario considerar otros modelos teóricos.

Los modelos de negociación constituyen una primera alternativa para sustentar una correlación negativa entre el nivel de salarios y el desempleo. Mientras más trabajadores están ocupados éstos tienen un mayor poder de negociación, debido a que si alguno de ellos renunciara la empresa tendría que contratar a otro trabajador. Tal remplazo puede tomar tiempo y requerir capacitación. El poder de negociación del trabajador depende del puesto que ocupe. Los trabajadores dedicados a actividades poco especializadas pueden remplazarse más fácilmente que los dedicados a actividades muy especializadas, de manera que los salarios pagados a los primeros son más bajos que a los segundos. La situación del mercado laboral también afecta el poder de negociación. Mientras mayor sea el desempleo en el mercado laboral relevante, menor será el poder de negociación de los trabajadores ocupados y sus salarios. Esto se debe a que en tales condiciones es más fácil encontrar trabajadores sustitutos y, en consecuencia, los trabajadores ocupados pueden verse obligados a aceptar una reducción de sus salarios. Cuando hay sindicatos fuertes en la economía este tipo de modelos son atractivos, ya que, por ejemplo, Blanchflower y Oswald (1994) reportan que en el Reino Unido los aumentos en la tasa de desempleo tienen muy poco efecto en los salarios por hora de los trabajadores sindicalizados, y un efecto negativo en los de los trabajadores no sindicalizados. En otros países que no se caracterizan por tener sindicatos fuertes la existencia de la curva de salarios se fundamenta en otro tipo de modelos.⁷

Los modelos de salarios de eficiencia también pueden explicar la curva de salarios. En dichos modelos, la empresa fija el salario en un ambiente en el que éste tiene un impacto en la productividad del trabajador; es decir, las empresas desean que sus trabajadores sean productivos y el salario es un medio para lograr este objetivo. Las empresas maximizan beneficios y los trabajadores deciden cuánto esforzarse. Si el costo de no esforzarse es bajo, el trabajador se esforzará poco. Si hay mucho desempleo en el merca-

como la de la curva de salarios, y que el número de países para los que se obtienen estimaciones congruentes con la existencia de la curva de salarios es de 40. Cabe señalar que dicha muestra incluye Argentina, Brasil y Chile, pero no México.

⁷ Por ejemplo, para el caso de Estados Unidos, Card (1995) argumenta que los modelos de salarios de eficiencia pueden ser más apropiados.

do relevante, para el trabajador que no se esfuerza y es descubierto y despedido será más difícil encontrar otro empleo. Por ejemplo, en el modelo de equilibrio con desempleo de Shapiro y Stiglitz (1984), la incapacidad del empleador para observar de manera poco costosa el esfuerzo laboral de los trabajadores puede explicar el desempleo involuntario.⁸ Con monitoreo imperfecto y pleno empleo los trabajadores escogen realizar un nivel de esfuerzo bajo. Para inducir el esfuerzo óptimo de los trabajadores, el empleador debe ofrecer un salario mayor que el de equilibrio, de manera que el trabajador enfrente un costo por perder su empleo. Pero cuando todos los empleadores ofrecen salarios superiores al de equilibrio, baja la demanda por trabajo y se crea desempleo. De esta manera, el monitoreo imperfecto necesita la existencia de desempleo en equilibrio. Si hay mucho desempleo los trabajadores no querrán perder sus empleos y se esforzarán mucho, aun si los salarios no son elevados.

Finalmente, los modelos de contratos de trabajo también pueden racionalizar una curva de salarios. En dichos modelos, la existencia de costos de transacción incentivan a los agentes a firmar contratos o acuerdos entre dos partes para establecer una relación económica, teniendo en cuenta restricciones de información. En particular, los contratos de trabajo disminuyen el costo de información y minimizan la incertidumbre asociada con perturbaciones aleatorias de demanda. Una empresa tiene que determinar un salario que sea atractivo para los trabajadores, y si ésta es adversa al riesgo, querrá que los salarios sean altos cuando hay bonanza y bajos cuando hay crisis. Por lo tanto, el nivel de los salarios y el desempleo exhibirán una correlación negativa.

Blanchard y Katz (1999) ofrecen un planteamiento sencillo que es útil para motivar el análisis de curvas de Phillips y de salarios con datos locales o sectoriales.⁹ De acuerdo con estos autores, la relación entre series de tiempo anuales agregadas de inflación salarial, inflación de precios y desempleo que postula la curva de Phillips del libro de texto es:

$$w_t - w_{t-1} = a_w + (p_{t-1} - p_{t-2}) - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

⁸ Hoel (1989), Rodseth (1993), y Barth *et al.* (2002) plantean otros modelos de salarios de eficiencia.

⁹ Es importante señalar que esta simplicidad se deriva de ignorar cuestiones de agregación de ecuaciones de salarios individuales. Roberts (1997) y Whelan (1997) presentan derivaciones más elaboradas de la curva de Phillips incrementada con expectativas a partir de microfundamentos, que son congruentes con la curva de salarios.

donde p y w son el logaritmo natural del nivel de precios y el logaritmo natural del salario nominal, respectivamente; u es la tasa de desempleo; a_w es una constante; y ε es un término de error. Si se interpreta el término de la inflación rezagada ($p_{t-1} - p_{t-2}$) como la expectativa de la inflación presente ($p_t^e - p_{t-1}$), la ecuación (1) se puede reescribir como una ecuación de salarios empírica:

$$(w_t - p_t^e) = a_w + (w_{t-1} - p_{t-1}) - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

en la que el logaritmo natural del salario real depende del rezago de esta variable y de la tasa de desempleo. Por lo tanto, una menor tasa de desempleo conlleva un mayor salario real esperado, y viceversa.

Por otra parte, la relación de salarios que postulan las teorías de salarios de eficiencia o de negociación descritas anteriormente se puede representar como:

$$(w_t - p_t^e) = \mu b_t + (1 - \mu) y_t - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde b es el log del salario de reserva, y es el log de la productividad del trabajo, y el parámetro μ varía entre 0 y 1. Cabe señalar que en el modelo de Shapiro y Stiglitz (1984) se produce un solo bien, y tanto los trabajadores como las empresas son idénticos, lo cual sugiere que la tasa de desempleo agregada es la que aparece en la ecuación (3). Sin embargo, en el caso de mercados laborales segmentados debería aparecer la tasa de desempleo local. Por otra parte, cabe observar que mientras la ecuación teórica (3) postula una relación entre el nivel del salario real y la tasa de desempleo (dados el salario de reserva y la productividad), la ecuación empírica (2) postula una relación entre el cambio del salario real y la tasa de desempleo. Esta segunda especificación es la que Blanchflower y Oswald (1994) documentan para varios países y denominan como “curva de salarios”.

Para reconciliar ambas especificaciones se pueden examinar los determinantes del salario de reserva. Si el salario de reserva depende de la productividad del trabajo y de los salarios anteriores, una especificación simple de esta relación es:

$$b_t = a + \sum_{k=1}^K \lambda_k (w_{t-k} - p_{t-k}) + \left(1 - \sum_{k=1}^K \lambda_k\right) y_t \quad (4)$$

donde K indica el número de rezagos del salario relevantes (que se establece igual a uno, comúnmente) y $\sum_{k=1}^K \lambda_k$ fluctúa entre 0 y 1. Esta dependencia del

salario de reserva en los salarios anteriores se puede justificar a partir de la existencia de un esquema de seguros de desempleo. Si bien este supuesto desde luego no es aplicable para el caso de México que nos interesa analizar, una explicación alternativa para esta dependencia en los salarios anteriores que sí es congruente con el caso mexicano (y el de otros países en los que los salarios nominales exhiben rigidez a la baja) se fundamenta en consideraciones psicológicas o de justicia y equidad.¹⁰ Al sustituir la ecuación del salario de reserva en la ecuación teórica se obtiene:

$$(w_t - p_t^e) = \mu a + \mu \sum_{k=1}^K \lambda_k (w_{t-k} - p_{t-k}) + \left(1 - \mu \sum_{k=1}^{12} \lambda_k\right) y_t - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Si $\mu \sum_{k=1}^K \lambda_k = 1$, la ecuación (5) es congruente con la ecuación de la curva de Phillips; mientras que si $\mu \sum_{k=1}^K \lambda_k = 0$, la expresión es congruente con la curva de salarios.

Si suponemos que la inflación agregada y la productividad laboral de la localidad o industria son las variables relevantes para determinar los salarios, se tiene:¹¹

$$w_{s,t} = a_s + \sum_{k=1}^K \gamma_k w_{s,t-k} - \beta u_{s,t} + \varphi y_{s,t} + d_t + \varepsilon_{s,t} \quad (6)$$

Esta especificación tiene la ventaja de permitir separar los efectos de la inflación general de los de la productividad. Para el presente estudio se opta por el análisis de los datos por rama industrial, porque toda la información requerida para estimar la ecuación anterior se puede generar a partir de la EIM. El análisis por rama industrial se apoya en el supuesto de que los trabajadores realizan inversiones en capital humano que resultan específicas a la industria en que se emplean, y, por ende, dificultan su cambio de trabajo a otras industrias.¹²

¹⁰ Para más detalles respecto a consideraciones de justicia o equidad en la determinación de los salarios, véase Akerlof, Dickens y Perry (1996). Para más detalles respecto al comportamiento de los salarios nominales en México, véase Castellanos, García-Verdú y Kaplan (2004), o Castellanos (2005).

¹¹ Cabe observar que en realidad la práctica más común en la comparación de curvas de Phillips y de salarios es suponer que la inflación esperada y la productividad laboral relevantes para la determinación de los salarios son independientes de la localidad o industria, de manera que $p_s = p$ y $y_s = y$ para todo s , y

$$w_{s,t} = a_s + \sum_{k=1}^K \gamma_k w_{s,t-k} - \beta u_{s,t} + d_t + \varepsilon_{s,t},$$

donde s indica la localidad o industria, y el parámetro γ provee un valor estimado de $\mu \sum_{k=1}^K \lambda_k$.

¹² Baddeley, Martin y Tyler (2000) presentan un modelo en el que los salarios varían entre regiones. Dicho modelo se sustenta en una baja movilidad de la fuerza laboral a nivel geográfico.

II. Estimación de paneles de datos dinámicos

II.1. Metodología

Blanchflower y Oswald (1994) emplean el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con variables dicotómicas para estimar una ecuación análoga a la (6). Si seguimos a estos autores, una manera de probar la especificación de la curva de salarios *versus* la curva de Phillips es si en la ecuación se cumple $\gamma = 0$ o se cumple $\gamma = 1$. Sin embargo, otros autores han señalado que esto no es del todo correcto, aun en el caso más simple en que $K = 1$. Por ejemplo, según Baltagi (2001) en una ecuación como la (6) hay dos fuentes de persistencia a lo largo del tiempo. La primera es la autocorrelación asociada con la presencia del rezago de la variable dependiente entre las variables explicativas del salario. La segunda fuente son los efectos individuales (por industria, en el caso presente) que caracterizan la heterogeneidad entre los elementos de la muestra, los cuales a su vez pueden considerarse como componentes del término de error. Si la variable dependiente es función de tales efectos individuales, su rezago también lo es y, en consecuencia, una variable explicativa estaría correlacionada con el término de error, lo cual provoca que los estimadores de MCO estén sesgados y sean inconsistentes.

Para remediar este problema, Anderson y Hsiao (1981) proponen usar una transformación en primeras diferencias de la ecuación que elimina los efectos individuales; en este caso:

$$\Delta w_{s,t} = \gamma \Delta w_{s,t-1} - \beta \Delta u_{s,t} + \phi \Delta y_{s,t} + \Delta d_t + \Delta \varepsilon_{s,t} \quad (7)$$

donde $\Delta x_{s,t} \equiv x_{s,t} - x_{s,t-1}$, y sustituir el cambio en la variable dependiente rezagada $\Delta w_{s,t-1}$ con alguna variable instrumental que no esté correlacionada con el término de error. Si no hay correlación serial en los errores de la ecuación (6), entonces tanto el segundo rezago del salario nominal $w_{s,t-2}$ como el cambio entre el segundo y el tercer rezago del salario nominal $\Delta w_{s,t-2}$ son instrumentos válidos de esta variable, porque no están correlacionados con el término de error $\Delta \varepsilon_{s,t}$. En este caso, el método de variables instrumentales (VI) produce estimadores consistentes pero no eficientes, debido a que no emplea todas las condiciones de momentos disponibles.

Para remediar esta limitante, Arellano y Bond (1991) proponen un procedimiento de método generalizado de momentos (MGM) que es más eficiente que el estimador de VI. Su estimador aprovecha el hecho de que en

un modelo de panel de datos dinámicos se pueden obtener instrumentos adicionales, si se utilizan las condiciones de ortogonalidad que existen entre los rezagos de la variable dependiente y los errores: $E[\Delta \varepsilon_{s,t} w_{s,t-j}] = 0$, $j = 2, \dots, t-1$; $t = 3, \dots, T$. En particular, para $T \geq 3$ tales condiciones de ortogonalidad implican la existencia de $m = (T-2)(T-3) / 2$ restricciones lineales de momentos. Asimismo, pueden obtenerse estimadores de 1 etapa (MGM-1) o de 2 etapas (MGM-2) mediante la elección de la matriz óptima que pondera los errores del sistema de ecuaciones, conformada por la ecuación (7) y las condiciones de ortogonalidad respectivas para hacer la estimación.¹³ Por otra parte, debido a que los estimadores de MGM son consistentes si los errores de la ecuación (7) no están correlacionados en forma serial, Arellano y Bond (1991) proponen verificar la validez de este supuesto mediante la prueba de Sargan de sobreidentificación de las restricciones empleadas, y una prueba directa sobre los coeficientes de correlación serial residual de segundo orden.

II.2. Datos

Para efectuar nuestras estimaciones, utilizamos los datos por rama industrial de la *Encuesta industrial mensual* (EIM) correspondientes al periodo de 1994 a 2002. La unidad de observación de la EIM son los establecimientos del sector manufacturero, con excepción de los que se dedican a la maquila de exportación.¹⁴

De acuerdo con la EIM, a continuación se definen las variables que emplearemos:

$w_{s,t}$ = logaritmo natural del salario nominal en la industria s durante el periodo t ;

$u_{s,t}$ = (nivel potencial del número de obreros empleados – número de obre-

¹³ Véase Arellano y Bond (1991) o Hamilton (1994) para más detalles.

¹⁴ El establecimiento manufacturero se define como toda unidad económica que en una ubicación única, delimitada por construcciones e instalaciones fijas, combina recursos bajo un solo propietario o control para desarrollar, por cuenta propia o ajena (maquila), actividades de ensamble, procesamiento y transformación total o parcial de materias primas, que derivan en la producción de bienes y servicios afines, comprendidos principalmente en una sola clase de actividad económica. La clasificación utilizada para este análisis es la de clase de actividad de seis dígitos. Las 205 clases de actividad manufacturera que agrupa la EIM son las que aportan un mayor valor de producción manufacturera. En cada una de ellas están seleccionados los establecimientos que, sumados, aportan como mínimo 80 por ciento del valor bruto de producción.

ros empleados) / nivel potencial del número de obreros empleados, en la industria s durante el periodo t ;

$y_{s,t}$ = serie ventas reales totales por hora-hombre trabajada en la industria s durante el periodo t ;

α_s = variable dicotómica que es igual a 1 en la rama industrial s , e igual a cero de otra manera;

d_t = variable dicotómica que es igual a 1 en el periodo t , e igual a cero de otra manera.

La información que reporta la EIM sobre salario mensual corresponde al monto de pagos en dinero, antes de cualquier deducción, efectuados durante el mes de referencia para retribuir el trabajo normal o extraordinario de los obreros de planta y eventuales. Incluye bonos (de productividad, de asistencia, etc.), pagos de vacaciones, aguinaldos y licencias temporales. Excluye pagos de pensiones al personal jubilado, pagos por despido y por terminación de contrato, y los pagos a los trabajadores a domicilio no incluidos en la nómina de pagos de la empresa. Tampoco considera prestaciones sociales pagadas a los obreros en dinero, servicios o especie.¹⁵

Para explotar la periodicidad mensual de los datos, vamos a suponer que el salario de reserva actual depende de los salarios observados durante los 12 meses previos y de la productividad laboral actual. Una historia que es congruente con esta especificación es que los trabajadores de las empresas en las que hay negociaciones de salarios en el periodo t toman en cuenta la productividad industrial en t , el salario que obtuvieron en su negociación anterior ocurrida en $t-12$ (si suponemos que los contratos se negocian una vez al año), y los salarios obtenidos en las negociaciones entre $t-11$ y $t-1$ por los demás trabajadores de la industria.

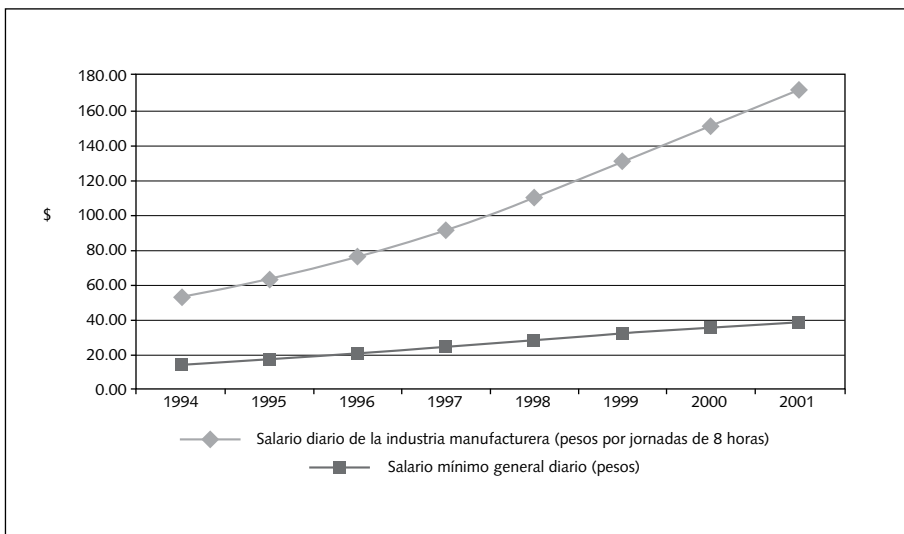
Por lo tanto, la ecuación (7) se modifica como sigue:

$$\Delta w_{s,t} = \sum_{k=1}^{12} \gamma_k \Delta w_{s,t-k} - \beta \Delta u_{s,t} + \phi \Delta y_{s,t} + \Delta d_t + \Delta \varepsilon_{s,t} \quad (8)$$

En la gráfica 1 se observa que durante el periodo de análisis el salario nominal por jornada de 8 horas en la industria manufacturera se ha incre-

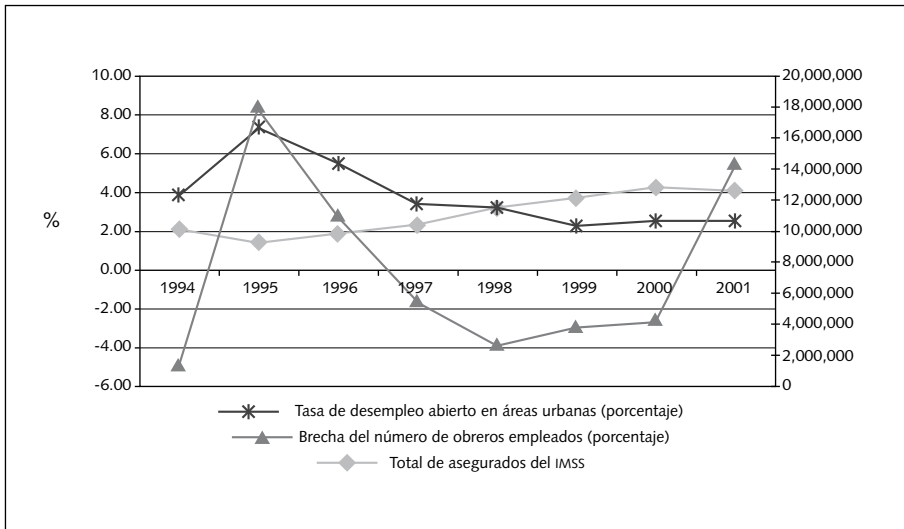
¹⁵ Para más detalles, véase la nota metodológica "Remuneraciones reales por persona ocupada en la industria manufacturera" del INEGI, disponible en www.inegi.gob.mx.

Gráfica 1. Salario diario de la industria manufacturera por jornada de 8 horas (promedio de 205 ramas de la industria manufacturera, 1994-2001)



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

Gráfica 2. Desempleo (promedio de 205 ramas de la industria manufacturera, 1994-2001)



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

mentado mucho más rápidamente que el salario mínimo general diario; por ejemplo, mientras que en 1995 el salario nominal por jornada de 8 horas equivalía a 3.8 salarios mínimos, en 2001 equivale a casi 5 salarios mínimos.

El uso de una “brecha de producto” como aproximación de la tasa de desempleo obedece a que no se producen índices de desempleo por industria o sector. El nivel “potencial” del número de obreros empleados se obtiene como la serie suavizada con el filtro de Hodrick Prescott. Según la gráfica 2, al comparar la brecha del número de obreros empleados con otras medidas de desempleo que comúnmente se usan en México, se observa que aunque el orden de su magnitud difiere entre ellas, su tendencia a lo largo del tiempo es muy semejante. En particular, el movimiento de la brecha del número de obreros empleados coincide con el de la tasa de desempleo abierta en áreas urbanas, al mostrar un deterioro en el empleo en 1995 y una mejora posterior. En cambio, el número de asegurados totales del IMSS muestra muy poca variación en el periodo de análisis.¹⁶

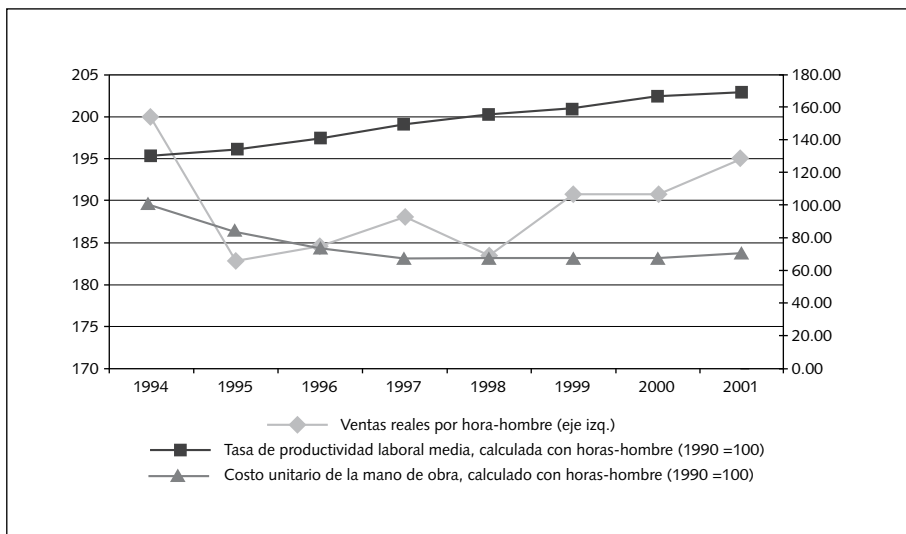
La variable de ventas reales por hora-hombre trabajada se construye al deflactar el valor nominal de ventas por hora-hombre de la EIM por rama, con el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP). Este índice lo elabora el Banco de México, y está disponible para las nueve principales divisiones manufactureras.¹⁷ Por otra parte, en la gráfica 3 se puede apreciar que la trayectoria de las ventas reales replica de manera cercana la tendencia creciente, a partir de 1995, de la serie de productividad media de la industria manufacturera no maquiladora.

En el cuadro 1 se muestran los estadísticos básicos de los salarios nominales por hora, del desempleo y de la productividad laboral para la base de datos empleada. El valor del log salario promedio corresponde a un monto de \$9,184.00. El valor promedio de la brecha del número de obreros empleados es 3 por ciento. Cabe observar que, a pesar de que este último valor es semejante al de la tasa de desempleo abierto en áreas urbanas de

¹⁶ Cabe observar que el hecho de que desde 1998 sea posible acceder al seguro médico del IMSS con independencia del estatus de empleo afecta adversamente este indicador.

¹⁷ Es importante señalar que lo anterior puede producir algunos errores en la medición de las ventas reales de cada rama, en la medida en que el movimiento de los precios de las distintas manufactureras difieran significativamente del movimiento del INPP de la división correspondiente. No obstante, consideramos que este error es menor que el que se genera al usar como alternativas un índice más general como deflactor o las ventas nominales. Por un lado, un índice general tiene una mayor propensión al error de medición descrito. Por otro lado, para usar las ventas nominales se requeriría suponer que sus variaciones se reflejan más en los precios relativos que en el nivel general de precios, a fin de que la correlación con el error residual de la ecuación sea reducido. Para más detalles, véase Kennedy (1993).

Gráfica 3. Ventas reales por hora-hombre (promedio de 205 ramas de la industria manufacturera, 1994-2001)



Fuente: Elaboración propia con datos del INEGI.

Cuadro 1. Estadísticas básicas de las variables utilizadas

Estadístico	Variable		
	Log salario nominal $LOG(w_{s,t})$	Desempleo $u_{s,t}$	Productividad del trabajo $y_{s,t}$
Promedio	9.12527	-.00303	0.51193
Mediana	9.15699	-.00287	0.31231
Desviación estándar	1.24612	0.06198	0.52842
Máximo	13.21605	0.48647	3.35336
Mínimo	3.73767	-0.52339	0.05439

México, la brecha del número de obreros empleados $u_{s,t}$ no está acotada en cero, como se define tradicionalmente una tasa de desempleo. Por esta razón, en las estimaciones se consideran las normalizaciones de esta variable, $u_{s,t}+C$ y $\log(u_{s,t}+C)$ (donde $C = \min\{u_{s,t}\}$), en el momento de verificar si los resultados son robustos.

III. Resultados

Si bien Arellano y Bond (1991) proponen usar en la estimación de MGM todos los rezagos en cada periodo como instrumentos para las ecuaciones en primeras diferencias, los econométricos preocupados por las propiedades de estos estimadores en muestras pequeñas tienden a utilizar un número menor de instrumentos, cuando se juzga que el número de instrumentos disponibles (que depende de T) no es suficientemente pequeño respecto a la muestra de corte transversal. Para atender esta inquietud empírica, Álvarez y Arellano (2002) establecen que los estimadores de MGM son consistentes cuando $T/N \rightarrow c$ para $0 < c < 2$. En el presente ejercicio, a fin de satisfacer estas condiciones construimos una muestra con $N = 202$ ramas y $T = 50$ meses, por lo que $T/N = 0.25$. También restringimos el número máximo de instrumentos a considerar para cada variable a 12 rezagos, debido a la correlación con la variable explicativa en el periodo t que deben satisfacer las variables instrumentales.

En el cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos mediante diferentes métodos de estimación. La primera columna corresponde a la estimación de la ecuación (6), expresada en niveles, a través de MCO. Las columnas restantes corresponden a la estimación de la ecuación (8) expresada en primeras diferencias, a través de MCO, VI, MGM-1 y MGM-2, respectivamente.

En los cinco ejercicios se obtienen coeficientes con los signos predichos por la teoría económica. Para la variable de desempleo los coeficientes de las cinco regresiones son de magnitud negativa muy similar, fluctúan entre -0.52 y -0.55 (-0.53 para las regresiones de MGM-1 y MGM-2), y estadísticamente significativos. A su vez, para la variable de productividad los coeficientes sólo son estadísticamente significativos en las estimaciones de MGM-1 y MGM-2, con una magnitud de 0.30 y 0.32 , respectivamente. Donde se observa mayor diferencia entre los coeficientes obtenidos de las cinco estimaciones es en los que están asociados con los rezagos de la variable dependiente. En particular, las estimaciones de MCO exhiben coeficientes asociados con los rezagos de la variable dependiente significativos y de mayor magnitud que los de las estimaciones mediante VI, MGM-1 o MGM-2.

Cuadro 2. Ecuaciones estimadas de salarios

<i>Regresión</i>	(i) <i>MCO-Niveles</i>	(ii) <i>MCO</i>	(iii) <i>VI</i>	(iv) <i>MGM-1</i>	(v) <i>MGM-2</i>
<i>Variable</i>					
Const	1.21354*** (0.13393)	-0.01548 (0.01276)	-0.21400*** (0.01601)	-0.25138*** (0.01019)	-0.25222*** (0.00583)
$\Delta w(-1)$	0.31902*** (0.01061)	-0.50000*** (0.01067)	-0.02013 (0.03559)	0.05153*** (0.01467)	0.05395*** (0.00744)
$\Delta w(-2)$	0.14763*** (0.01122)	-0.29346*** (0.01208)	-0.04127 (0.02803)	0.02043* (0.01137)	0.02459*** (0.00506)
$\Delta w(-3)$	0.16921*** (0.01166)	-0.11684*** (0.01261)	0.06447*** (0.02428)	0.08036*** (0.01050)	0.08374*** (0.00495)
$\Delta w(-4)$	-0.04290*** (0.01185)	-0.13142*** (0.01285)	-0.08282*** (0.02206)	-0.04064*** (0.01018)	-0.03978*** (0.00509)
$\Delta w(-5)$	-0.00976 (0.01189)	-0.14764*** (0.01289)	-0.03169 (0.02333)	-0.02587** (0.01036)	-0.02704*** (0.00506)
$\Delta w(-6)$	0.04783*** (0.01178)	-0.13022*** (0.01289)	-0.04989** (0.02446)	0.01284 (0.01054)	0.01549*** (0.00542)
$\Delta w(-7)$	-0.03760*** (0.01175)	-0.18465*** (0.01281)	-0.08196*** (0.02346)	-0.05645*** (0.01027)	-0.05797*** (0.00396)
$\Delta w(-8)$	0.04803*** (0.01171)	-0.15247*** (0.01281)	-0.04267* (0.02541)	0.00413 (0.01034)	0.00642* (0.00372)
$\Delta w(-9)$	0.08782*** (0.01168)	-0.08168*** (0.01281)	0.09677*** (0.02619)	0.04840*** (0.01013)	0.04769*** (0.0038)
$\Delta w(-10)$	-0.10707*** (0.01149)	-0.14982*** (0.01278)	-0.08437*** (0.02560)	-0.08231*** (0.01007)	-0.08452*** (0.00366)

Cuadro 2. Ecuaciones estimadas de salarios (continuación)

<i>Regresión</i>	<i>(i)</i> <i>MCO-Niveles</i>	<i>(ii)</i> <i>MCO</i>	<i>(iii)</i> <i>VI</i>	<i>(iv)</i> <i>MGM-1</i>	<i>(v)</i> <i>MGM-2</i>
<i>Variable</i>					
$\Delta w(-11)$	-0.02596** (0.01113)	-0.12653*** (0.01225)	-0.03591 (0.02625)	-0.00129 (0.01058)	0.00238 (0.00493)
$\Delta w(-12)$	0.27479*** (0.01048)	0.23699*** (0.01076)	0.38759*** (0.02523)	0.36358*** (0.01099)	0.36274*** (0.00776)
ΔU	-0.52023*** (0.01929)	-0.54493*** (0.02737)	-0.51072*** (0.03247)	-0.53662*** (0.02911)	-0.52664*** (0.01739)
ΔY	-0.00858 (0.01887)	0.19092 (0.15348)	0.18157 (0.11845)	0.30152*** (0.07818)	0.32197** (0.13818)
Prueba de Sargan (χ^2)	N.A.	N.A.	308***	161***	N.A.
Prueba correlación serial 1er orden (z)	N.A.	N.A.	-14***	-37.33***	-7.85***
Prueba correlación serial 2o orden (z)	N.A.	N.A.	1.22	0.84	0.19
R ²	0.78079	0.61560	0.49859	0.48783	0.48728
R ² ajustada	0.77367	0.61305	0.49524	0.48441	0.48385
RECM (pronóstico estático)	0.12267	0.12429	0.10921	0.10912	0.10915
RECM (pronóstico dinámico)	0.16175	0.13117	0.10972	0.10922	0.10962

Fuente: Elaboración propia. *Notas:* Todas las regresiones contienen variables dicotómicas de tiempo; la regresión estimada mediante MCO en niveles incluye además variables dicotómicas de industria. (Observaciones, grupos, periodos) = (8080,202,40), (7878,202,38) y (7676,202,38) para MCO-Niveles, MCO y las demás regresiones, respectivamente. Los errores estándar de los coeficientes se muestran en paréntesis. *Coeficiente significativo al 10%; **coeficiente significativo al 5%; ***coeficiente significativo al 1%.

Este sesgo en los rezagos de la variable dependiente de las estimaciones mediante MCO es indicativo de la presencia de efectos específicos a cada industria.¹⁸ Además, tal sesgo resulta en una suma de los coeficientes de los rezagos mayor que 1 en esa regresión, lo cual a su vez sugiere un comportamiento no estacionario.

En las pruebas de especificación se observa que tanto la de Sargan como las de ausencia de correlación de primer y segundo orden exhiben resultados satisfactorios para las especificaciones de VI, MGM-1 y MGM-2. Por un lado, la prueba de Sargan rechaza las restricciones de sobreidentificación bajo la hipótesis nula de que los instrumentos empleados en la estimación son válidos. Por otro lado, el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de correlación de primer orden y el no rechazo de la hipótesis nula de ausencia de correlación de segundo orden sugieren que no hay correlación serial de los errores $\varepsilon_{s,t}$ (Arellano y Bond, 1991). Por consiguiente, las especificaciones en primeras diferencias, que son congruentes con la existencia de una curva de salarios en vez de una curva de Phillips, exhiben mejores propiedades que la especificación en niveles.

En las demás pruebas estadísticas se observa que, si bien las medidas de R^2 y R^2 ajustadas indican un mejor ajuste al interior de los datos de las regresiones de MCO en niveles y en primeras diferencias que de las demás especificaciones, la raíz del error cuadrático medio (RECM) de las segundas es menor que el de las primeras, haciéndolas preferibles para fines de pronóstico. Además, los errores estándar de los coeficientes de las estimaciones mediante MGM-2 son menores que los de MGM-1, que a su vez son menores que los de VI, lo cual indica su mayor eficiencia. Sin embargo, Arellano y Bond (1991) advierten que tal ganancia en eficiencia puede deberse a un problema de muestra pequeña. En tal caso, los estimadores de MGM-1 son preferibles tanto a los de VI como a los de MGM-2 para fines de pronóstico. Por esta razón, en este ejercicio es una buena señal que los coeficientes de ambas estimaciones sean muy semejantes entre sí.

En los cuadros 3 y 4 se muestran los coeficientes de largo plazo y las velocidades de ajuste de los cinco modelos estimados, respectivamente. La comparación con los coeficientes del cuadro 2 indica que a pesar de que los efectos de corto plazo predichos con los cinco métodos son semejantes, los efectos de largo plazo y las velocidades de ajuste sí varían. En particular,

¹⁸ Arellano y Bond (1991) también señalan que el sesgo negativo en el coeficiente asociado con el rezago de la variable dependiente produce un sesgo en el coeficiente asociado con las demás variables explicativas.

Cuadro 3. Efectos de largo plazo sobre el crecimiento del salario asociados con incrementos de 1 por ciento en el desempleo y la productividad laboral

<i>Regresión</i>	<i>(i)</i> <i>MCO-Niveles</i>	<i>(ii)</i> <i>MCO</i>	<i>(iii)</i> <i>VI</i>	<i>(iv)</i> <i>MGM-1</i>	<i>(v)</i> <i>MGM-2</i>
<i>Variable</i>					
ΔU	-4.36477	-0.19618	-0.64413	-0.83723	-0.85678
ΔY	0.00000	0.00000	0.00000	0.47043	0.52382

Fuente: Elaboración propia.

las estimaciones mediante MGM producen un mayor efecto de largo plazo y una velocidad de ajuste ligeramente menor que las estimaciones mediante MCO y VI. Por ejemplo, en el modelo MGM-1 un incremento de 1 por ciento en el desempleo se traduce en una reducción de alrededor de 84 puntos base en el log salario nominal en el largo plazo (cuadro 3). En cuanto a la velocidad de ajuste, se observa que en el modelo MGM-1 73 por ciento de una perturbación en el desempleo se absorbe al cabo de tres meses, y 96 por ciento al cabo de 24 meses (cuadro 4).

Las gráficas 4 y 5 muestran, respectivamente, los pronósticos dinámicos del cambio en el log-salario y el nivel del salario nominal generados mediante el MGM-1, para las tres ramas que registraron el mayor valor de ventas durante el año 2002: fabricación y ensamble de automóviles y camiones, fabricación de productos farmacéuticos, y elaboración de refrescos y otras bebidas no alcohólicas. En todas ellas se observa un patrón estacional muy claro y semejante entre las tres ramas manufactureras consideradas.¹⁹ Este patrón queda captado apropiadamente en el hecho de que tanto las variables dicotómicas estacionales como las de tiempo resultaron significativas para el análisis (no se reportaron sus coeficientes por consideraciones de brevedad). Los coeficientes de las variables dicotómicas estacionales son positivos y aquellos asociados con los últimos meses del año son de mayor magnitud que los demás, lo que concuerda con el periodo del año

¹⁹ Esta marcada estacionalidad también es característica de los datos agregados de salarios. Por ejemplo, Martínez, Messmacher y Werner (2002) reportan que los ajustes en la tasa de crecimiento de los salarios contractuales, la cual está fuertemente asociada con la tasa de crecimiento promedio de los salarios nominales manufactureros, típicamente se concentran a principios y a finales de cada año, y muestran una fuerte rigidez durante los trimestres segundo y tercero. Desafortunadamente, no se tienen datos de los salarios contractuales suficientemente desagregados para incluirlos en este análisis.

Cuadro 4. Velocidades de ajuste hacia el largo plazo

<i>Regresión</i>	<i>(i)</i> MCO- Niveles	<i>(ii)</i> MCO	<i>(iii)</i> VI	<i>(iv)</i> MGM-1	<i>(v)</i> MGM-2
<i>Periodo</i>					
<i>Porcentaje de una perturbación en el desempleo absorbido al cabo de t+i periodos*</i>					
t	88.76	100.15	86.66	72.52	69.53
t + 3	90.06	99.94	77.73	72.08	69.87
t + 6	90.60	99.94	65.58	65.93	65.01
t + 12	91.69	100.04	99.07	90.28	88.34
t + 18	93.07	99.98	87.10	88.51	87.82
t + 24	93.97	100.00	100.00	96.09	95.12
t + 36	95.61	100.00	100.00	98.24	97.80
<i>Porcentaje de una perturbación en la productividad laboral absorbido al cabo de t+i periodos**</i>					
t	–	–	–	66.01	59.99
t + 3	–	–	–	72.08	71.75
t + 6	–	–	–	65.93	68.98
t + 12	–	–	–	90.28	87.15
t + 18	–	–	–	88.51	91.44
t + 24	–	–	–	96.09	95.27
t + 36	–	–	–	98.24	98.32

Fuente: Elaboración propia. *Se considera una perturbación equivalente a una desviación estándar del cambio en la tasa de desempleo (0.042). **Se considera una perturbación equivalente a una desviación estándar del cambio en la productividad del trabajo (0.0099).

en que ocurren más negociaciones de salarios contractuales en México. Además, en el mes de diciembre se realiza el pago de aguinaldos y otras prestaciones laborales. En cuanto a los coeficientes de las variables dicotómicas de tiempo, que resultan positivos en su mayoría, cabe recordar que en las ecuaciones que estimamos se asocian al efecto de la inflación general en

los salarios. Por lo tanto, el signo obtenido concuerda con la teoría económica. Sin embargo, tal interpretación está sujeta a que estas variables no estén captando efectos de productividad agregados u otros factores no considerados en el modelo (estructura competitiva de la industria, importancia de los sindicatos, orientación hacia el mercado internacional, etc.)²⁰

A pesar de estas propiedades favorables de los resultados de las estimaciones mediante MGM, un aspecto que se puede apreciar en las gráficas 4 y 5 es que el modelo pronostica cambios en el log salario de menor magnitud que los observados, sean estos cambios positivos o negativos, y salarios nominales ligeramente mayores que los observados para horizontes de predicción inferiores a seis meses. Por ejemplo, en la industria de fabricación y ensamble de automóviles y camiones el nivel del salario nominal pronosticado para el mes siguiente es 5.51 por ciento mayor que el observado, mientras que en la fabricación de productos farmacéuticos el factor de sobrestimación para el mismo periodo es 2.07 por ciento. Si bien el modelo incorpora hasta 12 rezagos del log-salario nominal, de acuerdo con el supuesto sobre la determinación del salario de reserva y las propiedades de series de tiempo de los datos esta sobrestimación indica que el modelo no capta fácilmente cambios abruptos de tendencia, y plantea la pregunta de si el ajuste y el poder de predicción mejorarían al incluir un número diferente de rezagos.²¹ Al respecto, reportamos que las estimaciones con 9 y 18 rezagos tienen R^2 ajustadas y RECM que las hacen menos preferibles que el modelo original.²²

En adición a las pruebas de especificación y estadísticas anteriores, verificamos si los resultados de las regresiones mediante MGM son robustos a la exclusión de la variable de productividad, debido a los problemas de medición en ella comentados en la sección anterior y en atención al planteamiento original de Phillips. Por consideraciones análogas incluso se estimaron las regresiones de MGM que también excluyen la variable de desempleo (dada sobre todo la tendencia del modelo a sobreestimar los salarios, como se describió anteriormente). En ambos ejercicios se obtienen coeficientes muy parecidos a los ya descritos para las variables restantes, pero se confirma el valor explicativo de estas variables en el mode-

²⁰ Véase, por ejemplo, Campa y Goldberg (1998).

²¹ Dado que la primera fecha para la que se tiene la EIM es enero de 1994, y entre esa fecha y octubre de 1998 los incrementos salariales registrados en promedio son mayores que en la muestra utilizada para la estimación, no se considera que el problema de sobrestimación del modelo pueda resolverse mediante el incremento del tamaño de muestra.

²² Las estimaciones correspondientes están disponibles, a solicitud, con el autor.

Cuadro 5. Porcentaje de sobrestimación del salario nominal pronosticado mediante MGM-1 respecto al observado*

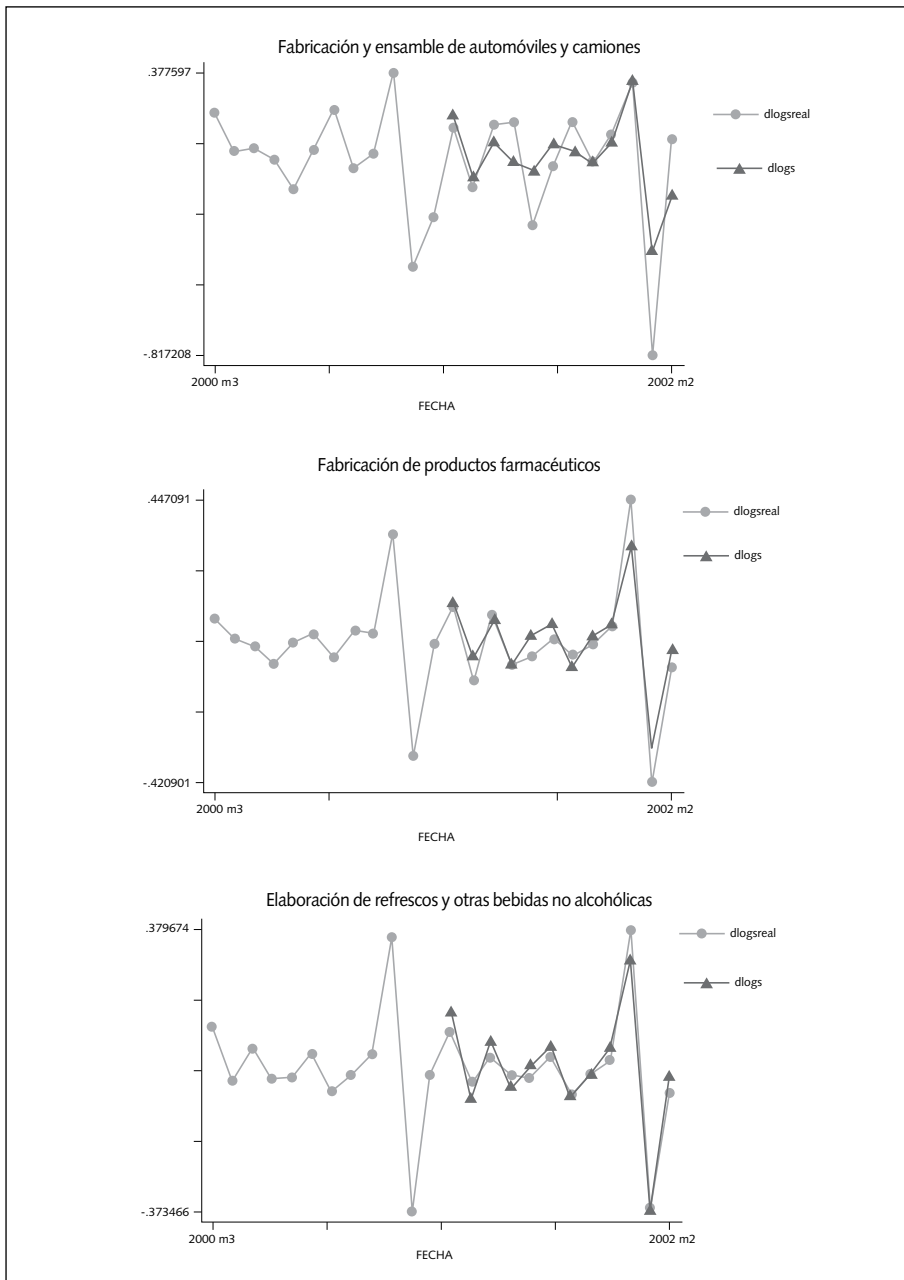
<i>Rama manufacturera</i>	<i>Fabricación y ensamble de automóviles y camiones</i>	<i>Fabricación de productos farmacéuticos</i>	<i>Elaboración de refrescos y otras bebidas no alcohólicas</i>
<i>Periodo</i>			
t + 1	5.51	2.07	5.62
t + 2	9.64	9.46	1.48
t + 3	2.07	6.01	6.54
t + 4	-13.29	6.70	3.28
t + 5	9.25	13.91	6.76
t + 6	19.82	19.21	9.73
t + 7	6.13	14.67	8.72
t + 8	6.06	17.62	8.67
t + 9	2.62	18.68	11.63
t + 10	4.28	3.03	3.25
t + 11	61.61	14.07	4.85
t + 12	27.88	20.29	9.41

Fuente: Elaboración propia. *Pronóstico dinámico.

lo, porque se obtienen estadísticos de ajuste al interior de la muestra y de poder de predicción afuera de la muestra menos satisfactorios que los reportados en el cuadro 2.

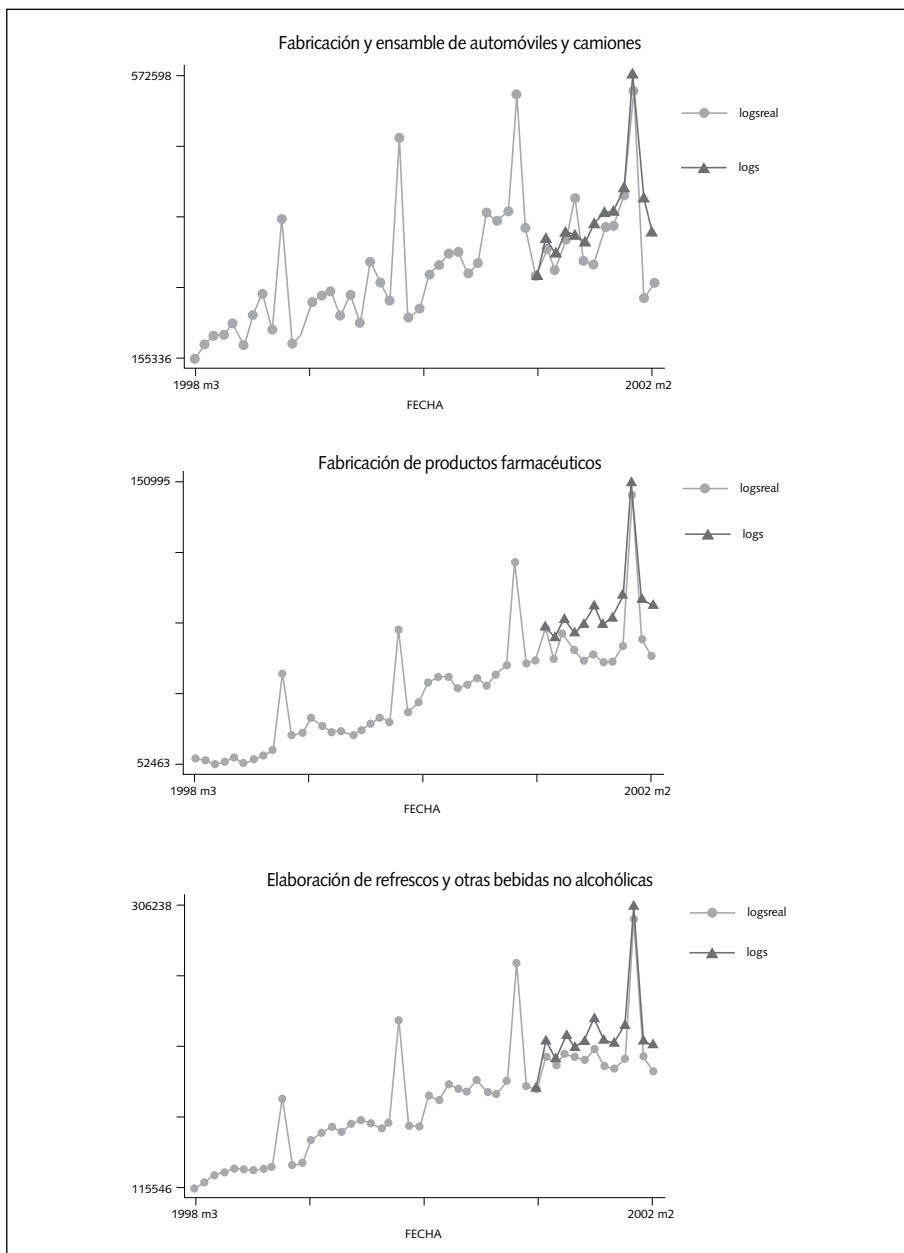
También verificamos la robustez de la variable de desempleo al uso de las normalizaciones $u_{s,t} + C$ y $\log(u_{s,t} + C)$, (donde $C = \min\{u_{s,t}\}$) y a que el desempleo fuera una variable predeterminada en vez de una variable exógena. Lo primero sólo hace que los coeficientes varíen de acuerdo con la escala en que se reporta la variable, de manera que los efectos que se obtienen son de una magnitud semejante a la de las regresiones con la variable especificada en el ejercicio principal. La posibilidad de que el crecimiento salarial difiera entre sectores debido a diferente exposición a la competencia internacional también se analizó de una manera informal: al

Gráfica 4. Pronóstico dinámico mediante MGM-1 del cambio en el log salario nominal, febrero de 2001-febrero de 2002



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 5. Pronóstico dinámico mediante MGM-1 del salario nominal, febrero de 2001-febrero de 2002



Fuente: Elaboración propia.

agregar la fracción de importaciones respecto al total de ventas de la industria a las ecuaciones de los salarios, se obtiene el signo negativo esperado asociado con esta variable, aunque su magnitud sea muy reducida. Sin embargo, la exposición a la competencia internacional ocurre a través de diferentes canales, y en el futuro puede ser útil para tratar este factor mediante un modelo estructural. Al considerar la variable de desempleo como predeterminada con cuatro rezagos en vez de exógena, el coeficiente del desempleo sugiere un efecto ligeramente mayor, al incrementarse en cinco puntos base en términos absolutos. Sin embargo, los estimadores propuestos por Arellano y Bond no requieren suponer exogeneidad estricta de las variables explicativas, sino ausencia de correlación serial.

IV. Conclusiones y extensiones

Los incrementos en la tasa de desempleo tienen un efecto negativo y significativo en el crecimiento de los salarios nominales. Este efecto es de mayor magnitud que los que otros estudios sobre la curva de salarios han reportado para países industriales como Estados Unidos, Canadá y los países europeos, así como para Chile. Por consiguiente, sería deseable analizar con mayor profundidad qué factores podrían estar detrás de estas diferencias. Para ello habría que replicar el presente análisis con datos desagregados a nivel de individuo. La *Encuesta nacional de ocupación y empleo* (ENOE) del INEGI podría ser especialmente útil, ya que permite recabar información, tanto de la localidad como de la industria, de los trabajadores.

Las estimaciones realizadas con datos microeconómicos coinciden con las realizadas con datos macroeconómicos en señalar que el ámbito para explotar un *trade-off* entre inflación salarial y desempleo es reducido, como también se ha detectado en Estados Unidos, tanto con datos macroeconómicos como con datos microeconómicos. No obstante, las investigaciones recientes de Roberts (1997) y Whelan (1997) advierten que varios de los modelos que motivan una relación como la curva de salarios no proporcionan restricciones suficientes para derivar una relación agregada como la curva de Phillips. Por consiguiente, otra línea de investigación se relaciona con la validación empírica de modelos más particulares de salarios de eficiencia o de negociación (si bien para el análisis de industrias manufactureras en México pensamos que el papel de los sindicatos en la actualidad es mucho más limitado que hace algunas décadas, en apoyo de los modelos de salarios de eficiencia). Un modelo recientemente propuesto

por Barth *et al.* (2002), en el cual los salarios en diversos sectores pueden obedecer más a una u otra de estas teorías, parece particularmente interesante y también podría aprovechar datos de salarios a nivel individual de la ENOE.

La productividad laboral de la industria tiene un efecto positivo, significativo, pero más modesto en la determinación de los salarios industriales. Por otro lado, la obtención de coeficientes estadísticamente significativos para las variables dicotómicas temporales, así como la similitud de los patrones de los cambios en los salarios entre las diferentes industrias, sugieren que existen algunos aspectos institucionales en la fijación de salarios contractuales, y que la inflación general tiene un papel en la dinámica de los salarios de la industria manufacturera mexicana.

En análisis futuros sobre México también sería deseable incorporar factores del grado de poder monopólico o de orientación hacia el mercado exterior, los cuales son compatibles con la disminución en el crecimiento de los salarios nominales que se observa hacia el final del periodo de análisis y, por ende, podrían contribuir a reducir el sesgo hacia la sobrestimación de los salarios que exhibe el presente modelo.

Por último, con medidas confiables de la productividad del trabajo por estado o localidad, sería posible complementar la información de salarios y empleos urbanos del INEGI para explorar una dimensión de corte transversal de los datos distinta, y corroborar las ventajas de la estimación mediante paneles de datos dinámicos en el análisis de los salarios.

Referencias bibliográficas

- Akerlof, George A., Williams T. Dickens y George L. Perry (1996), "The Macroeconomics of Low Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- Álvarez, Javier y Manuel Arellano (2002), "The Time Series and Cross-Section Asymptotics of Dynamic Panel Data Estimators", mimeo., Universidad de Alicante y CEMFI.
- Anderson, Theodor W. y Cheng Hsiao (1981), "Estimation of Dynamic Models with Error Components", *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp. 598-606.
- Arellano, Manuel y Stephen Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- Baddeley, Michelle, Ron Martin y Peter Tyler (2000), "Regional Wage Rigi-

- dity: The European Union and United States Compared”, *Journal of Regional Science*, 40(3), pp. 115-142.
- Baltagi, Badi H. (2001), *Econometric Analysis of Panel Data*, 2a. ed., John Wiley and Sons, LTD.
- Baltagi, Badi H., Blien, Uwe y Katja Wolf (2008), “New Evidence on the Dynamic Wage Curve for Western Germany: 1980-2004”, Institute for the Study of Labor (IZA), documento de debate 3433, abril.
- Banco de México (2002-2004), *Informe trimestral de inflación*.
- Barth, Erling, B. Bratsberg, R. A. Naylor, y O. Raaum (2002), “Explaining Variations in Wage Curves: Theory and Evidence”, Department of Economics Memorandum, núm. 03/2002, University of Oslo.
- Blanchard, Oliver J. y Stanley Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.
- Blanchard, Oliver J. y Lawrence Katz (1999), “Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence”, *NBER Working Paper Series*, 6924, febrero.
- Blanchflower, David y Andrew Oswald (1994), *The Wage Curve*, MIT Press.
- _____ (2005), “The Wage Curve Reloaded,” *NBER Working Paper Series*, 11338, mayo.
- Campa, José Manuel y Linda Goldberg (1998), “Employment versus Wage Adjustment and the U.S. Dollar”, mimeo., Federal Reserve Bank of New York.
- Card, David (1995), “The Wage Curve: A Review”, *Journal of Economic Literature*, XXXIII, junio, pp. 785-799.
- Castellanos, Sara G. (2005), “La rigidez a la baja de los salarios nominales en México: Una medición con datos a nivel individual”, *Monetaria*, XXVIII(1), pp. 35-75.
- Castellanos, Sara G., Rodrigo García-Verdú y David S. Kaplan (2004), “Nominal Wage Rigidities in Mexico: Evidence from Social Security Records”, *Journal of Development Economics*, 75(2), pp. 507-533.
- DiNardo, John y Mark P. Moore (1999), “The Phillips Curve is Back? Using Panel Data to Analyze the Relationship Between Unemployment and Inflation in an Open Economy”, *NBER Working Paper Series* 7328, agosto.
- Garcés, Daniel (1999), “Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México”, Banco de México, documento de investigación, 9907.
- García, Pablo y Paulina Granados (2005), “La curva de salarios en Chile”, Banco Central de Chile, documento de trabajo 320, mayo.
- Hamilton, James (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

- Hoel, Michael (1989), "Efficiency Wages and Local versus Central Wage Bargaining", *Economic Letters*, 30, pp. 175-179.
- Kennedy, Peter (1993), *A Guide to Econometrics*, 3a. reimp. de la 1a. ed., MIT Press.
- Lucas, Robert (1972), "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4 (abril), pp. 103-124.
- Martínez, Lorenza, Miguel Messmacher y Alejandro Werner (2002), "A Small Structural Model of the Mexican Economy", mimeo., Banco de México.
- Phelps, Edmund (1968), "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, 76(4), parte II (julio-agosto), pp. 678-711.
- Phillips, A. William (1958), "The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957", *Economica*, 25(100), pp. 283-299.
- Roberts, John (1997), "The Wage Curve and the Phillips Curve", Board of Governors of the Federal Reserve System, mimeo., noviembre.
- Rodseth, Absjorn (1993), "Efficiency Wages and Local versus Central Bargaining", *Oxford Economic Papers*, 45, pp. 470-481.
- Shapiro, Carl y Joseph Stiglitz (1984), "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *The American Economic Review*, junio, 74(3), pp. 433-444.
- Tobin, James (1972), "The Wage-Price Mechanism: Overview of the Conference", en O. Eckstein (ed.), *The Econometrics of Price Determination Conference*, Washington, D.C., Federal Reserve System.
- Whelan, Karl (1997), "Wage Curve vs. Phillips Curve: Are There Macroeconomic Implications?", Division of Research and Statistics, Federal Reserve Board, mimeo., septiembre.