

---

## EMPLEO Y SALARIOS MANUFACTUREROS: EL EFECTO DE LA APERTURA EN MÉXICO

*Carolina Carbajal de Nova*<sup>1</sup>  
*Julio Goicoechea Moreno*<sup>2</sup>

### Resumen

*Dentro de la literatura, se plantea que la apertura comercial redundó en mayores elasticidades del empleo con respecto al salario, así como en un incremento en la volatilidad salarial. Considerando a la manufactura como un todo, la entrada de México al TLCAN trajo aparejado un aumento en la mencionada elasticidad en cuanto a horas trabajadas con respecto al salario. Asimismo la volatilidad en el propio salario aumentó. Sin embargo ambos procesos exhiben un crecimiento promedio salarial negativo. No obstante, la demanda de trabajo creció, pero dados los retrocesos salariales, el gasto total en remuneraciones a los trabajadores permaneció básicamente estático. En contraste con la literatura, en la manufactura mexicana se reduce la volatilidad en salarios y en la nómina salarial, mientras que en horas de trabajo permanece invariada. Coincidente con el deterioro salarial, la apertura económica redundó en procesos intensivos de mano de obra. Los anteriores resultados contrastan con el periodo previo a la apertura, cuando crecieron el salario, el empleo y la remuneración de manera manifiesta. Asimismo, en el periodo durante el cual el TLCAN ha estado en vigor, el crecimiento del producto sugiere un aumento intensivo en los procesos de trabajo. En síntesis, la apertura propició un crecimiento del empleo con deterioros salariales y virtual estancamiento de la nómina empresarial de los trabajadores. Adicionalmente, se exhibe una producción con mayor intensidad en el empleo de trabajo.*

---

<sup>1</sup> Profesora Investigadora Titular "C" del Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Iztapalapa.

<sup>2</sup> Profesor Investigador Titular "C" del Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Iztapalapa.

## 1. Introducción

El presente artículo examina los cambios experimentados en el ámbito laboral dentro del sector manufacturero mexicano. Se contrasta el periodo previo a la entrada de México al Tratado de Libre Comercio y de América del Norte (TLCAN), abarcando desde 1980 hasta 1993 con el subsecuente de 1994 a 2008, conforme a la información estadística disponible. De acuerdo a Leamer (1995) y Wood (1995), a consecuencia de la apertura comercial, la curva de demanda laboral incrementa su elasticidad. Los supuestos de los que parte Leamer (1995) son sustancialmente restringidos, pues asume una economía de dos bienes, dos factores y un esquema de equilibrio general. Ambos autores hacen referencia a la apertura exclusivamente en términos de salario, dejando de lado la movilidad de capital.

En un desarrollo posterior, Rodrik (1997) coincide con los autores previos y anticipa que a mayor apertura económica: i) mayor será la reducción de los salarios resultante de la introducción de mayores estándares laborales; ii) la volatilidad en salarios y horas trabajadas será mayor como resultante de choques en la demanda laboral; iii) la capacidad de negociación de los trabajadores se reducirá, razón adicional por la cual los salarios se reducirán.

Es pertinente agregar que el planteamiento del problema en cuestión se retrotrae a Deardroff y Hakura (1994), quienes se preguntan cómo es que los salarios responden de manera diferencial a cambios en las condiciones económicas domésticas cuando el comercio internacional cambia, en contraste con un mantenimiento constante.

El presente artículo, busca cumplir varios objetivos. El primero es validar o refutar para México la proposición previa en cuanto a una mayor elasticidad de la curva de demanda laboral ante la apertura. En este propósito, se estima la demanda laboral manufacturera con respecto al salario en un entorno de apertura, comprendiendo los años desde 1994 hasta 2008, contrastándolo con el previo, el cual abarca de 1980 a 2003<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Es pertinente hacer notar que desde 1985 se inicia la reducción de permisos de importación de manera sustancial, al tiempo que se abaten las tarifas máximas de importación (Lustig 1992; Maloney y Azevedo 1995). Sin embargo, un cambio drástico y fundamental se registra con la entrada de México a un acuerdo de libre comercio con Estados Unidos de América y Canadá.

Por otra parte, se evalúa si los procesos de producción en la manufactura han intensificado el uso del trabajo.

Un tercer objetivo es evaluar la volatilidad a que han estado sujetos el empleo, el salario, la remuneración al trabajo, así como la inestabilidad en el producto. Adicionalmente, se evalúa el desempeño del crecimiento salarial.

## 2. Esquema de análisis

**Función de demanda.** Dentro de la teoría ortodoxa es bien sabido que en competencia perfecta se asume *homogeneidad* en los factores de la producción, incluyendo al trabajo. En cuanto a la homogeneidad laboral, por ejemplo, cada unidad es idéntica a las demás, independientemente de la unidad que se plantee utilizar para el efecto<sup>4</sup>. Los parámetros a estimar son la elasticidad de la demanda de empleo con respecto al salario, por una parte, y con respecto al producto, por otra.

El enfoque a seguir utiliza las condiciones de demanda de trabajo. Siguiendo a Hammermesh (1986), se asume previamente que la producción exhibe forzosamente retornos constantes a escala:

$$Y = F(L, K), \quad F_L > 0, \quad F_{LL} < 0, \quad F_{LK} > 0 \quad (1)$$

donde  $Y$  es el producto;  $K$  y  $L$  son insumos homogéneos de servicios de capital y de trabajo. Una firma que maximiza las ganancias dado un límite en los costos, establecerá el valor del producto marginal de cada factor igual a su precio:

$$F_L - \lambda w = 0 \quad (2)$$

$$F_K - \lambda r = 0 \quad (3)$$

donde  $w$  y  $r$  son los precios exógenos de los servicios proporcionados por el trabajo y el capital, respectivamente. Además,  $\lambda$  es el multiplicador

---

<sup>4</sup> Bajo este supuesto, sólo existiría un tipo de trabajador, con lo cual el resto serían réplicas idénticas de éste.

de Lagrange mostrando la ganancia adicional generada por el relajamiento de la restricción de costos, y se asume que el precio del producto es la unidad. Las empresas también operarán bajo restricción de costos:

$$C^0 - wL - rK = 0 \quad (4)$$

Aquí, la tasa marginal de sustitución técnica es igual a la razón factor - precio para una, y de hecho para todas las empresas que operan maximizando sus ganancias.

La forma teórica a partir de la cual Hammermesh estima la demanda de trabajo es como sigue:

$$C = Y^a \left[ \sum_i \alpha_i w_i^{\sigma(1-\sigma)} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (5)$$

donde  $C$  es el costo,  $Y$  es el producto,  $\alpha$  es un parámetro,  $\sigma$  es un coeficiente de elasticidad. Si los rendimientos fueran constantes a escala,  $Y$  estaría elevado a la unidad; es decir,  $a = 1$ .

Para estimar las elasticidades de la demanda, la expresión (5) toma la siguiente forma:

$$\ln X_i = a_0 + \sigma \ln w_i + a \ln Y \quad (6)$$

En su forma más simple, estimar una función de elasticidad constante de sustitución, se especifica como:

$$\ln L = a_0 + \sigma \ln w_L + a_1 \ln Y \quad (7)$$

donde  $a_i$  son parámetros. Un coeficiente creciente de  $a_i$  indica que tanto se incrementa el uso del factor  $L$  ante cambios en el producto  $Y^5$ .

---

<sup>5</sup> Nótese que dentro de esta función, la base técnica –cantidad y destreza del trabajo– habrá de ajustarse al precio del factor, y no al revés. Queda fuera de los alcances de este trabajo entrar a discernir con pruebas estadísticas la pertinencia de esta relación funcional.

---

Utilizando los datos disponibles para el sector manufacturero en México, el modelo a estimar para calcular la elasticidad del empleo total con respecto al salario y al producto es:

$$\ln hh = \ln ra/hh/ipi_{PIB} \ln PIB/ipi_{PIB} + \varepsilon \quad (8)$$

donde  $hh$  es el índice total de horas hombre trabajadas totales en la manufactura,  $ra$  es el índice de las remuneraciones totales e  $ipi_{PIB}$  es el índice de precios implícitos del PIB. La expresión  $ra/hh/ipi_{PIB}$  se refiere al índice del salario producto<sup>6</sup>. Es decir, el salario como componente del capital en funciones. Por otra parte, PIB alude al producto interno bruto del sector manufacturero. Adicionalmente,  $\varepsilon$  constituye el término de error. Las variables se habrán de estimar en forma de logaritmos naturales.

**Crecimiento promedio.** El cálculo del crecimiento en el promedio de los periodos se efectúa para: i) horas hombre en tanto empleo; ii) nómina salarial, y iii) salario por hora, es decir, nómina salarial entre horas – hombre. Para incorporar la estacionalidad, y dado que la periodicidad de las variables es trimestral, la fórmula es:

$$(var_{i,t-4} - var_{i,t}) / var_{i,t} \quad (9)$$

donde  $var_i$  se refiere a la variable en cuestión, indicando la especificación de rezagos, en tanto  $t$  está referido al tiempo. Finalmente, se obtuvo la media de dichas tasas de crecimiento anual calculadas trimestralmente con cuatro rezagos.

**Volatilidad.** Por medio del coeficiente de dispersión, el cual normaliza las desviaciones estándar de poblaciones comparables referidas a su correspondiente media, se expresa la volatilidad en el empleo, en la nómina salarial y en el salario.

---

<sup>6</sup> Aquí no se está haciendo referencia al salario real. Es decir, al salario como ingreso para el trabajador. No es el poder de compra del trabajador al consumir lo que se especifica en la fórmula referida. Por el contrario, se está haciendo referencia al salario como factor productivo y no como agente consumidor de artículos finales. Esta indispensable distinción se plantea, por ejemplo, en Sultan (1954). En breve, no es lo mismo pagar a los asalariados para hacer factible el proceso de producción, a que éstos compren artículos y servicios para su consumo final.

### 3. Resultados

Para el periodo previo a la entrada de México al TLCAN, los resultados de la demanda laboral con respecto al salario y al producto, se muestran como sigue<sup>7</sup>:

$$\Delta \ln hh = -0.117 \Delta \ln ra/hh/ipi_{PIB} + 0.533 \Delta \ln PIB/ipi_{PIB} + 0.506 AR(4) \quad (10)$$

(-2.70)<sup>\*\*\*</sup>                      (5.30)<sup>\*\*\*</sup>                      (4.18)<sup>\*\*\*</sup>

R<sup>2</sup> aj. = 0.54      D.W. = 1.84      Akaike = -4.77      n = 1981:1-1993:4

Por lo que se refiere al periodo a partir del cual el TLCAN entró en vigor, se obtuvieron los siguientes resultados:

$$\Delta \ln hh = -0.200 \Delta \ln ra/hh/ipi_{PIB} + 0.789 \Delta \ln PIB/ipi_{PIB} + 0.658 MA(4) + 0.952 MA(8) \quad (11)$$

(-7.12)<sup>\*\*\*</sup>                      (16.64)<sup>\*\*\*</sup>                      (10.48)<sup>\*\*\*</sup>                      (48.47)<sup>\*\*\*</sup>

R<sup>2</sup> aj. = 0.88      D.W. = 1.81      Akaike = -6.38                      n = 1994:1-2008:4

El periodo posterior a la entrada de México al TLCAN muestra un coeficiente de elasticidad del empleo con respecto al salario de -0.200. Por contraste, en el periodo previo a la entrada de México al TLCAN fue de -0.117. Queda de manifiesto que la elasticidad del trabajo con respecto al salario se ha incrementado, con lo cual se confirma para la manufactura mexicana un aumento en la elasticidad del empleo con respecto al salario. De esta manera, se validan empíricamente para la manufactura mexicana las deducciones de Rodrick (1997), precedidas por Leamer (1995) y Wood (1995).

Dentro de la literatura no se encuentran reportes en cuanto a la elasticidad de la demanda de empleo con respecto al salario por efecto de la liberalización, en el propósito de confirmar o refutar las hipótesis al respecto. Sin embargo, existe un considerable número de estudios que habiendo medido esta relación agregada, reportan los coeficientes encontrados. Dichos resultados se esbozan a continuación para fines de referencia en cuanto a la similitud de valores, en general, observados.

---

<sup>7</sup> En las expresiones siguientes, el signo  $\Delta$  indica que las variables son estacionarias en primeras diferencias. Por otra parte, ( )<sup>\*\*\*</sup>: significancia al nivel de 99%. Los valores entre paréntesis indican los valores de  $t$ .

En un estudio donde se incluye a México, utilizando el método de momentos generalizados<sup>8</sup>, para el periodo 1987 a 1990, Fajnzylber y Maloney (s/f) encuentran que la elasticidad del empleo aumenta cuando introducen variables dicotómicas para 1988, 1989 y 1990, distinguiendo por separado entre obreros y empleados. En el caso de obreros reportan coeficientes de elasticidad de  $-0.220$ ;  $-0.217$  y  $0.055$ , respectivamente. Por lo que se refiere a empleados, las elasticidades son:  $-0.210$ ,  $-0.268$  y  $-0.150$ . Con esto, el aumento de la elasticidad referida se registra en 1988 y 1989, para retroceder en 1990.

Hammermesh (2004) sugiere un coeficiente de elasticidad representativo de  $-0.30$  del trabajo con respecto al salario para los trabajadores en su conjunto, correspondiente a Barbados, Brasil, Perú y Uruguay. El valor de este coeficiente lo deduce de las magnitudes encontradas en economías industrializadas<sup>9</sup>. Específicamente, Hammermesh (2004) reporta un coeficiente de  $-0.17$  utilizando observaciones anuales para Barbados, con base en Downes (2000) para el periodo 1970-1996. En el caso de Brasil, el coeficiente reportado es  $-0.40$  con datos mensuales de 1986 a 1997 (Paes de Barros y Corseuil, 2000). En Perú, se registra un coeficiente de  $-0.19$ , con datos trimestrales de 1987 a 1997 (Saavedra y Torero, 2000). Por lo que se refiere a Uruguay, Cassoni *et al* (1999) estiman un coeficiente de  $0.69$  para el periodo 1975-1984 y de  $-0.22$  para el posterior de 1985-1997. Valga añadir que los cuatro años referidos aluden a estimaciones de trabajadores en su conjunto, sin desglose por obreros y empleados, en línea con el presente trabajo.

En un artículo que comprende diversos países europeos, la elasticidad de la demanda del trabajo con respecto al salario es sustancialmente mayor, con coeficientes que fluctúan entre  $-0.310$  para Suecia, y  $-1.056$  en el caso de España (Barba Navaretti *et al*. 2003). Cuando se introduce una variable dicotómica en los once países que incluye el estudio<sup>10</sup>, los coeficientes muestran valores que van desde cifras positivas ( $0.321$ ) en el caso de España, hasta  $-0.719$  en el caso de

---

<sup>8</sup> *Generalized Method of Moments*.

<sup>9</sup> Hammermesh (1993).

<sup>10</sup> Alemania, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Italia, Holanda, Noruega, Reino Unido y Suecia.

Suecia. Bajo esta perspectiva, la elasticidad del empleo con respecto al salario se abate considerablemente cuando la empresa es multinacional. Una explicación de los autores al respecto es que las empresas multinacionales enfrentan costos menores de reclutamiento, además de ser más rápidas para ajustar cambios en la demanda de fuerza de trabajo, y encarar choques de tecnología, producción y precios de insumos en general.

Por lo que toca a la demanda de empleo con respecto al producto, el coeficiente de elasticidad fue de 0.789 para el periodo 1994 a 2008, expresando un incremento sustancial en la demanda del factor trabajo<sup>11</sup>. En el periodo 1980 a 1993, el coeficiente fue considerablemente menor (0.533), sugiriendo procesos menos intensivos en mano de obra previo a la entrada de México al TLCAN. En consecuencia, no pareciera que se está profundizando el uso del capital en la manufactura local en la época del TLCAN.

En cuanto al crecimiento logrado en promedio para las variables consideradas y los dos periodos en cuestión, se obtuvieron los siguientes resultados:

CUADRO 1. CRECIMIENTO DEL EMPLEO, LA NÓMINA SALARIAL Y EL SALARIO (PROMEDIO ANUAL)\*

Variable	1980: 1-1993:4	1994: 1-2008:4
Horas-hombre	0.77%	0.95%
Nómina salarial	1.58%	0.03%
Salario	0.43%	-0.90%

\*Para cada trimestre, con cuatro trimestres de rezago.

Fuente: Estimaciones propias con base en INEGI.

¡Error! Vínculo no válido.

---

<sup>11</sup> Por ejemplo, en la medida en que una liberalización comercial desemboca en cambios en la producción que incrementan la demanda de trabajo, se esperaría que la producción se transfiriera a procesos intensivos en trabajo (Robertson, 2005). Bajo esta perspectiva, el aumento del empleo estaría asociado con una mayor demanda laboral ante incrementos en el producto, confirmando así los coeficientes obtenidos.

El promedio en cuanto al ritmo de crecimiento del empleo ha sido superior en el periodo de 1994:1 a 2008:4, con 0.95% anual, en contraste con 0.77% anual observado antes de la entrada de México al TLCAN. En cuanto al monto de gasto en la nómina salarial total, éste permaneció prácticamente invariado, habiendo crecido 0.03% anual. En consecuencia, mientras que el empleo medido en horas-hombre aumentó en promedio cerca de 1%, el gasto en pagar a los trabajadores permaneció básicamente sin cambios. En el periodo en el cual ha estado en vigor el TLC, el salario ha decrecido, confirmándose el planteamiento de Rodrick (1997). En síntesis, creció el empleo, bajó el salario, y permaneció en lo fundamental sin cambio el gasto empresarial en pago a los asalariados.

Por lo que se refiere a la volatilidad para la manufactura mexicana, los datos obtenidos fueron como sigue:

CUADRO 2. VOLATILIDAD DEL EMPLEO, LA NÓMINA SALARIAL Y EL SALARIO (PROMEDIO DEL PERIODO)

Variable	1980: 1-1993:4	1994: 1-2008:4
Horas-hombre	6.41%	6.39%
Nómina salarial	22.19%	11.70%
Salario	19.81%	11.81%

Nota. La volatilidad se estimó utilizando el coeficiente de variación.

Fuente: Estimaciones propias con base en INEGI.

¡Error! Vínculo no válido.

En cuanto al empleo, la volatilidad no se modifica a lo largo de los dos periodos considerados, exhibiendo un coeficiente de variación de 6.41% para el periodo previo a la entrada de México al TLCAN y 6.39% en cuanto al periodo posterior. La volatilidad de la nómina salarial se abate de manera sustancial, pasando de 22.19% en el periodo previo al TLCAN, a 11.70. El salario a su vez constriñe su coeficiente de variación, descendiendo de 19.81% en los años 1980:1-1993:4 en el primer periodo, a 11.81% en el periodo iniciado en 1994. Con estos resultados, las variables laborales no expresan un aumento de volatilidad. Por el contrario, su disminución o invariabilidad plantean que tanto el estancamiento de la nómina

salarial como la contracción salarial se hizo efectiva sin choques, con lo cual el supuesto de Rodrik (1997) no se confirma en el caso de México<sup>12</sup>.

En un análisis regional para Alemania se reporta una tendencia a la reducción en la volatilidad en cuanto al empleo agregado, como resultado de la apertura comercial, temporalmente interrumpida por los procesos de reunificación (Buch y Schlotter, 2008). Sin embargo, dicho proceso se observa en un contexto de alta afiliación sindical, entre otros.

#### 4. Conclusiones

El periodo durante el cual el TLCAN ha estado en vigor se caracteriza por un aumento en el empleo manufacturero agregado en México, aunado a un declive en el salario, a juzgar por su crecimiento promedio. Lo anterior se ha logrado sin aumentos, en lo fundamental, en cuanto a gasto en masa salarial. La elasticidad del empleo con respecto al salario se ha incrementado con la apertura. Debido a la baja salarial registrada, los trabajadores estarían dispuestos a incrementar la oferta de trabajo, no obstante el abatimiento en la remuneración antes referido.

Los resultados anteriores fueron previstos como conjetura teórica hacia la mitad de la década pasada, planteados como consecuencia necesaria de la apertura económica universal. El efecto perjudicial para el trabajo y la aparente ventaja para el sector empresarial, parecieran ostensibles. En donde las previsiones teóricas generales no se ajustan para la manufactura mexicana es por lo que se refiere a la volatilidad en empleo y salarios. Además del recorte salarial y el repunte en términos de empleo, la volatilidad se ha reducido en el periodo de operación del TLCAN. Esto implica que dichos ajustes en el mercado laboral se han dado con menos sobresaltos, en comparación con el periodo previo a la apertura.

Dentro del *modus operandi* esbozado, los incrementos en el producto en la época del TLCAN incrementan la demanda de trabajo con

---

<sup>12</sup> El poder de negociación de los trabajadores manufactureros mexicanos se ve mermado, entre otras cosas, por el aumento en la migración rural-urbana, acelerado por la incorporación del sector agrícola al TLCAN, además de una frecuente venialidad de los líderes sindicales. Todo parece indicar que los planteamientos de Noyola (1978), originalmente publicados en 1956, confirman su vigencia después de más de medio siglo.

respecto a dicho producto, vis-a-vis otros factores de la producción. Bajo esta perspectiva se estaría transitando por senderos que no impulsan procesos intensivos de capital en la producción de artículos manufacturados en México.

## Bibliografía

- Barba Navaretti, Giorgio, Daniele Checchi y Alessandro Turrini (2003). "Adjusting Labor Demand: Multinational Versus National Firms: A Cross-European Analysis", *CEPR Discussion Paper*, 3751, Center for Economic Policy Research, Londres.
- Buch, Claudia M. y Martin Schlotter (2008). "Regional Origins of Employment Volatility: Evidence from German States", *CESifo Working Paper*, No. 2296, Ifo Institute for Economic Research, Munich.
- Cassoni, Adriana, Steven Allen y Gastón Labadie (1999). "Unions and Employment in Uruguay", Documento no publicado, GEOPS (Grupo de Estudios en Economía, Organización y Políticas Sociales), Montevideo, mayo.
- Deardroff, A. y D. Hakura (1994). "Trade and Wages: What Are the Questions?" (en Jadish Bhagwati y Marvin Kosters, editores), *Trade and Wages*, AEI Press, Washington, pp. 76-107.
- Downes, Andrew, Nlandu Mamingi y Rose-Marie Belle Antoine (2000). "Labor Market Regulation and Employment in the Caribbean", *Network Working Paper*, R-388. Inter-American Development Bank, Washington.
- Fajnzylber, Pablo y William F. Maloney. "Labor Demand and Trade Reform in Latin America", Documento no publicado, World Bank, Washington.
- Hammermesh, Daniel S. (1986). "Demand for Labor in the Long Run" (en Orley Ashenfelter y Richard Layard, eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. I. North Holland, Amsterdam, pp. 429-471.
- Hammermesh, Daniel S. (1993). *Labor Demand*, Princeton, New Jersey.

- 
- Hammermesh, Daniel S. (2004). "Labor Demand in Latin America and the Caribbean: What Does it Tell Us?", (en James J. Heckman y Carmen Pagés, eds.) *Law and Employment. Lessons from Latin America and the Caribbean*, NBER Conference Report, The University of Chicago Press, Chicago.
- Leamer, E. (1995). "A Trade Economist. View of U.S. Wages and Globalization", (en Susan Collins, ed.) *Imports, Exports and the American Worker*, Brookings Institution, Washington.
- Lustig, Nora (1992). *Mexico: The Remaking of an Economy*, Brookings Institution, Washington.
- Maloney, William F. y Rodrigo R. Azevedo (1995). "Trade Reform, Uncertainty and Export promotion: Mexico 1982-1988", *Journal of Development Economics*, 48(1), pp. 67-90.
- Noyola Vázquez, Juan (1978). "El desarrollo económico y la inflación en México y otros países latinoamericanos" (en Leopoldo Solís, compilador) *La Economía Mexicana: Política y Desarrollo*, Vol. II, FCE, México.
- Paes de Barros, Ricardo y Carlos Henrique Corseuil (2000). "The Impact of Regulations on Brazilian Labor Market Performance", Documento no publicado, IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), Río de Janeiro, marzo.
- Robertson, Raymond (2005). "Has NAFTA Increased Labor Market Integration between United States and Mexico?", *World Bank Economic Review*, 19(3) 425-448, diciembre.
- Rodrik, Dani (1997). *Has Globalization Gone too Far?* Institute for International Economics, Washington.
- Saavedra, Jaime y Máximo Torero (2000). "Labor Market Reforms and Their Impact over Formal Labor Demand and Job Market Turnover: The Case of Peru", *Research Network Working Paper*, R-394, Inter-American Development Bank, Washington.

Sultan, Paul E. (1954). "Money Wage and Product Wage", *Relationships Industrial and Labor Relations Review*, 7(3) abril pp. 444-448.

Wood, Adrian (1995). "How Trade Hurt Unskilled Workers", *Journal of Economic Perspectives*, 9(3) verano, pp. 57-80.

---

## Anexo

### A. Fuentes de Información

#### A.1. Encuesta Industrial Mensual

Para analizar el desempeño laboral en la manufactura mexicana, existen obstáculos en cuanto a la continuidad de las series temporales. La información proporcionada por la Encuesta Industrial Mensual presenta diversas interrupciones. La última disponible corresponde a la EIMA (Encuesta Industrial Mensual Ampliada), basada en el clasificador de actividades económicas SCIAN (Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte), establecido a partir de 2005. Dicha encuesta comprende 231 clases de actividad.

Previo a ésta, operó la referida a la CMAP (Clasificación Mexicana de Actividades y Productos), basada en la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIUU), elaborada por la ONU. Esta abarca de 1994 a 2008, con 205 clases de actividad económica.

Anterior a la última señalada, operó la de 129 actividades económicas, siguiendo a su vez a la CMAP, disponiéndose de datos mensuales para el periodo 1987 a 1995. La primera encuesta industrial mensual se retrotrae a 1964, la cual incorporaba 24 clases de actividad económica, previa a la expansión introducida en 1994. Es importante subrayar que las diversas versiones de la encuesta industrial mensual en sus versiones tanto históricas como actuales, excluyen a la llamada industria maquiladora de exportación<sup>13</sup>.

Dada la segmentación en cuanto a la información estadística referida, en el presente trabajo se utilizan las series desestacionalizadas que con frecuencia mensual originalmente produjo el INEGI para el periodo 1968 a 2008. Sin embargo, dichas series fueron eliminadas por el

---

<sup>13</sup> La industria maquiladora de exportación (*offshore assembly*) alude a la importación temporal de insumos intermedios en perímetros francos libres de gravamen sujetos a un proceso de ensamble intensivo en mano de obra para su ulterior exportación. La información correspondiente a este sector es oficialmente computada y difundida mediante la IMMEX (Estadística de la Industria Manufacturera, Maquiladora y de Servicios de Exportación).

propio INEGI de su portal, por lo cual en la actualidad es indispensable recurrir al Banco de México, quien continua alojándolas.

## A.2. Producto Interno Bruto Trimestral

Se utilizaron dos series de Producto Interno Bruto trimestral para el sector manufacturero. La primera comprende de 1980 a 2007, con periodicidad trimestral. La segunda serie comprende de 1993 a la fecha, con misma periodicidad. Fue necesario utilizarlas por separado, debido a que el INEGI no ha publicado aún la serie de retropolación que permitiría utilizarlas de manera continua. Es decir, cada una de las series utilizadas en este trabajo cuenta con su propio deflactor<sup>14</sup>.

## A.3. Variables utilizadas

A continuación se presentan las variables utilizadas, indicando unidad de medida, periodo comprendido y la proveniencia.

CUADRO A.1. RELACIÓN DE VARIABLES UTILIZADAS

No	Fórmulas	Variable	Unidad	Periodo	Fuente
1	hh	Horas-hombre trabajadas totales	Índice 1994=100	1968:01 - 2008:12	A
2	$ipi_{PIB}^a$	Precios implícitos del PIB manufacturero	Índice 1993=100	1980:1 - 2007:4	B
3	$ipi_{PIB}^b$	Precios implícitos del PIB manufacturero	Índice 2003=100	1993:1 - 2010:2	B
4	rem/hh	Remuneraciones nominales medias por hora-hombre	Índice 1994=100	1968:01 - 2008:12	A
5	rem	Masa salarial nominal	Índice 1994=100	1968:01 - 2008:12	A
6	PIB a	PIB manufacturero	Miles de pesos corrientes	1980:1 - 2007:4	B
7	PIB b	PIB manufacturero	Millones de pesos corrientes	1993:1 - 2010:2	B

Fuente:

\*a: Banco de México; [www.banxico.org.mx](http://www.banxico.org.mx)

\*b: INEGI (Instituto Nacional de Estadística, y Geografía; [www.inegi.org.mx](http://www.inegi.org.mx))

<sup>14</sup> Cuando dichas series se lleguen a publicar de manera unificada, será posible estimar relaciones funcionales con variables dicotómicas, por ejemplo.

## B. Pruebas de Estacionareidad

¡Error! Vínculo no válido.

### CUADRO A.2. PRUEBAS DE ESTACIONAREIDAD

Periodo 1980:1 a 1993:4

$\Delta \log hh$		
Tipo de prueba: Phillips-Perron		
	Valor de t ajustado	Ancho de banda
Intercepto	-8.320 ***	3
Tendencia e intercepto	-8.334 ***	3
Sin tendencia e intercepto	-8.236 ***	3
$\Delta \log ra/hh/ipiPIB$		
Phillips-Perron		
	Valor de t ajustado	Ancho de banda
Intercepto	-13.864 ***	3
Tendencia e intercepto	-15.580 ***	3
Sin tendencia e intercepto	-13.937 ***	3
$\Delta \log pib/ipiPIB$		
Dickey-Fuller Aumentada		
	Valor de t ajustado	Extensión del rezago
Intercepto	-7.539 ***	0
Tendencia e intercepto	-7.533 ***	0
Sin tendencia e intercepto	-7.340 ***	0
Periodo: 1994:1 a 2008:4		
$\Delta \log hh$		
Tipo de prueba		
Phillips-Perron		
	Valor de t ajustado	Ancho de banda
Intercepto	-8.822 ***	3
Tendencia e intercepto	-8.730 ***	3
Sin tendencia e intercepto	-8.795 ***	3
$\Delta \log ra/hh/ipiPIB$		
Phillips-Perron		
	Valor de t ajustado	Ancho de banda
Intercepto	-18.142 ***	3
Tendencia e intercepto	-18.621 ***	3
Sin tendencia e intercepto	-18.267 ***	3
$\Delta \log pib/ipiPIB$		
Dickey-Fuller Aumentada		
	Valor de t ajustado	Extensión del rezago
Intercepto	-8.201 ***	0
Tendencia e intercepto	-8.184 ***	3
Sin tendencia e intercepto	-8.017 ***	3

Nota: Significancia: ( )\*\*\*: 99%.

Fuente: Estimaciones propias.