¿Cómo responden los salarios relativos de la maquiladora mexicana a la productividad en Estados Unidos?

ANDRÉ VARELLA MOLLICK
Department of Economics and Finance,
University of Texas-Pan American

Los modelos teóricos basados en el comercio internacional predicen que cuando una economía intensiva en mano de obra poco calificada se abre al comercio, el salario relativo (definido por el cociente de salarios entre los trabajadores más calificados y los menos calificados) debe disminuir debido a una mayor demanda por los productos intensivos en mano de obra menos calificada. Utilizamos aquí un modelo fundamentado en un mecanismo que enfatiza la productividad y también la oferta relativa de mano de obra. Comparamos la muestra mensual con la anual de la industria maquiladora de exportación (IME) en INEGI y estimamos el modelo con datos mensuales (1990-2006) para los 12 sectores de la IME y también para varios sectores por separado. Preguntamos también si, para los años post 1996 asociados a la revolución de IT *(information technology)* en Estados Unidos, la respuesta de los salarios a la tecnología cambia de alguna manera. Encontramos que sí, aún las estimaciones por efectos fijos sean muy sensibles al limitado número de observaciones con pocos sectores. Sin embargo, los modelos dinámicos sugieren que hay un aumento mayor en los salarios de los 2 sectores comparativamente a los 4 sectores (que ocupan más empleados en la industria) y a los 8 sectores. En términos de política industrial, es un hecho que se busca alcanzar niveles de productividad cada vez mayores para lograr eficiencia productiva. Los resultados aquí hallados indican que el incremento en los salarios relativos hacia los más trabajadores calificados es simplemente una consecuencia de este proceso.

I. INTRODUCCIÓN

Una pregunta importante en el debate sobre globalización es qué causa el aumento en los salarios relativos, definidos de forma general como el cociente entre los salarios de los trabajadores más calificados y los menos calificados. En los modelos teóricos clásicos, basados en el teorema de Stolper-Samuelson o de Hecksher-Ohlin, cuando una economía intensiva en mano de obra menos calificada se abre al comercio, el salario relativo debe disminuir pues el aumento de comercio hace que los socios comerciales incrementen su demanda por mano de obra menos calificada. Sin embargo, gran parte de la literatura reciente documenta un efecto opuesto: se observa un aumento de la desigualdad, después de una mayor integración comercial. (Ver, por ejemplo, las reseñas recientes de Goldberg & Pavcnik, 2007 y de Crinò, 2009). Una explicación alternativa se da por medio de los incrementos de tecnología: con el progreso técnico puede existir una mayor demanda por mano de obra más calificada para manejar equipos más complejos.

Este artículo reconsidera este debate en el contexto de la industria maquiladora de exportación (IME) mexicana. La industria representa un sector que se beneficia de impuestos preferenciales sobre las importaciones, exporta casi todo lo que produce, y es también muy integrado al sector manufacturero de los Estados Unidos. Es decir, la IME es un buen ejemplo de firmas de tipo *global production sharing*, analizadas por Bergin, Feenstra & Hanson (2009) que observan más volatilidad en su empleo que sectores similares en los Estados Unidos.

Con el objetivo de estudiar qué afectan los salarios relativos, utilizamos un modelo sencillo propuesto por Katz & Murphy (1992) y discutido en detalle por Acemoglu (2002) basado en la oferta relativa de mano de obra y un término de tecnología, originalmente capturado por una tendencia lineal. Este modelo ha sido aplicado para la IME anteriormente por Mollick (2008) utilizando series de tiempo mensuales para el total (agregado) de la industria entre 1990-2006 y por Mollick & Ibarra-Salazar (2012) con datos anuales entre 1981-2006 para 11 de sus sectores (los autores excluyeron el sector # 5 de químicos por problemas en los datos anuales para este sector). En este artículo, utilizamos el modelo modificado de Acemoglu (2002) para los 12 sectores de la industria con datos mensuales entre 1990-2006. El período de los 90 es particularmente interesante pues incluye el inicio del NAFTA en 1994, la crisis de 1994-1995 en México, y también un aumento considerable en la productividad de los Estados Unidos en la segunda mitad de los 90 como es demostrado por Jorgenson, Ho & Stiroh (2008).

Estimamos el modelo convencional de Katz & Murphy (1992) con tendencia lineal y lo comparamos con el modelo modificado en que la productividad laboral promedio de los Estados Unidos es la variable básica. Aplicaciones anteriores del modelo convencional a países de América Latina se incluyen en Manacorda, Sánchez-Paramo & Schady (2010). El argumento teórico que utilizamos en este artículo puede ser introducido así: en un período de gran innovación tecnológica en los Estados Unidos –como el de *information technology (IT) revolution* discutido en Jorgenson, Ho & Stiroh (2008) principalmente para después de 1996– la mayor productividad responde a sectores más intensivos en IT. Dado que el mayor producto por mano de obra debe tener un impacto en los salarios relativos de los sectores en que existe mucho comercio e integración (como entre la IME y el sector manufacturero en los Estados Unidos), es natural suponer que este impacto sea mayor en los sectores intensivos en la producción de computadoras o sus materiales y partes (sectores # 8 y 9 entre los 12 de la IME). De ser así, los salarios relativos en estos sectores deben responder más a la medida de productividad de los Estados Unidos que en aquellos sectores menos expuestos a innovaciones tecnológicas como, por ejemplo, el de alimentos (sector # 1) o de prendas de vestir (sector # 2).

El artículo de Bergin, Feenstra, & Hanson (2009) estudia los movimientos en el número de firmas y de empleados por firma en los 4 sectores más importantes de la IME en el empleo de mano de obra: los sectores # 2, 6, 8 y 9, (textiles y prendas de vestir; equipos de transporte; equipos electrónicos, y materiales (partes) de electrónicos, respectivamente). En este artículo verificamos nuestra hipótesis para todos los 12 sectores de la industria, los 4 sectores analizados por Bergin, Feenstra, & Hanson (2009), los 8 sectores restantes, y también para los 2 sectores intensivos en productos electro-electrónicos. Estamos interesados en la transmisión de *spillovers* entre la economía norteamericana y la IME en México por medio de la revolución en tecnología de información en los Estados Unidos, y encontramos que los salarios de la maquiladora mexicana responden de manera distinta a la productividad de los Estados Unidos.

LOS DATOS

Utilizamos datos mensuales de 1990 hasta 2006. El NAFTA se inicia en 1994 y, en 1995, la economía mexicana sufre un considerable descenso después de la crisis cambiaria de diciembre de 1994, documentada en Calvo y Mendoza (1996). Todos los datos mexicanos en este estudio provienen de INEGI: *Banco de Información Económica* (BIE) (http://www.inegi.gob.mx), bajo la categoría *IME* (industria maquiladora de exportación). Los mismos son de cobertura nacional por medio de encuestas a todas las firmas autorizadas a operar como *maquiladoras*. El apéndice contiene una descripción de los datos en la muestra mensual[1].

Los datos de horas trabajadas están disponibles en el agregado y no por tipos de trabajo. Como medidas de empleo, tenemos el número de obreros **(Lu)** y el número de empleados administrativos **(Ls).** El total de empleados en el sector incluye Ls, Lu y también Ltech (técnicos de producción). Para el cálculo de salarios relativos, tomamos: **Ws** de los *empleados administrativos* y **Wu** de los *obreros*. Ambas series están en pesos y se dividen por el número de empleados en cada categoría: **wswu** = (Ws/Ls)/(Wu/Lu). Se obtienen por lo tanto salarios per cápita de los empleados divididos por salarios per cápita de los obreros. Las series son reportadas para los 12 sectores en el *Gráfico 1*. Los 12 sectores de la industria maquiladora de exportación son: alimentos; prendas de vestir y textiles; calzado y cuero; muebles; químicos; equipos de transporte y sus accesorios; máquinas (no electrónicas); máquinas electrónicas; materiales y partes electrónicas; juguetes y artículos deportivos; otros; y servicios.

El *Gráfico 1* reproduce el *skill premium* de la industria **(wswu)** con una tendencia creciente en general, principalmente en los sectores 6, 7, 8, 9, 10 y 11. Una excepción es textiles (sector # 2) con una tendencia decreciente. La proporción de empleados entre el total de empleados de la maquiladora **(H/L)** ha fluctuado también como se ve en el *Gráfico 2*. Se puede observar un único *outlier* en el sector # 8, cuando en junio de 1991 el total de empleados era 4.731, pasando hasta 11.409 en julio de 1991, y después bajando hasta 4.494 en agosto de 1991. Contrariamente a la muestra anual, los salarios relativos están disponibles en todos los meses y años, lo que sugiere algo bien distinto al problema mencionado con los datos anuales en la nota al pié de página # 1. La proporción H/L se encuentra por lo general abajo de 10%.

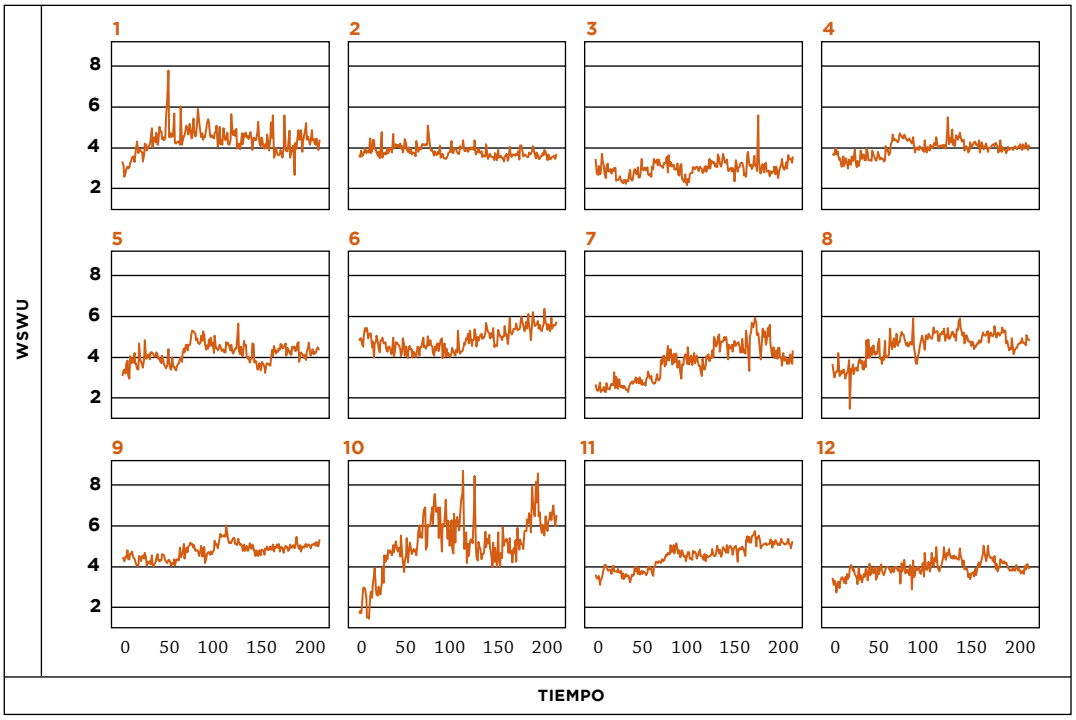
La medida de la productividad en cada sector es el cociente entre el valor agregado y el número de empleados (L) o el cociente entre el valor agregado y el número de horas trabajadas (H). Estas son medidas de la productividad media, respectivamente VA/L y VA/H, contrariamente al *total factor productivity* (TFP). Como el *stock* de capital no está disponible para la industria, algunos autores, como Mollick (2008), han utilizado la proporción de gastos en capital sobre el valor agregado o sobre el total de gastos de la industria como proxy de la intensidad de capital. Mollick y Cabral (2009) estudian la manufactura mexicana y concluyen que la productividad media y la TFP divergen. Las medidas de productividad en el *Gráfico 2* son muy similares y utilizaremos siempre VA/L en las estimaciones siguientes.

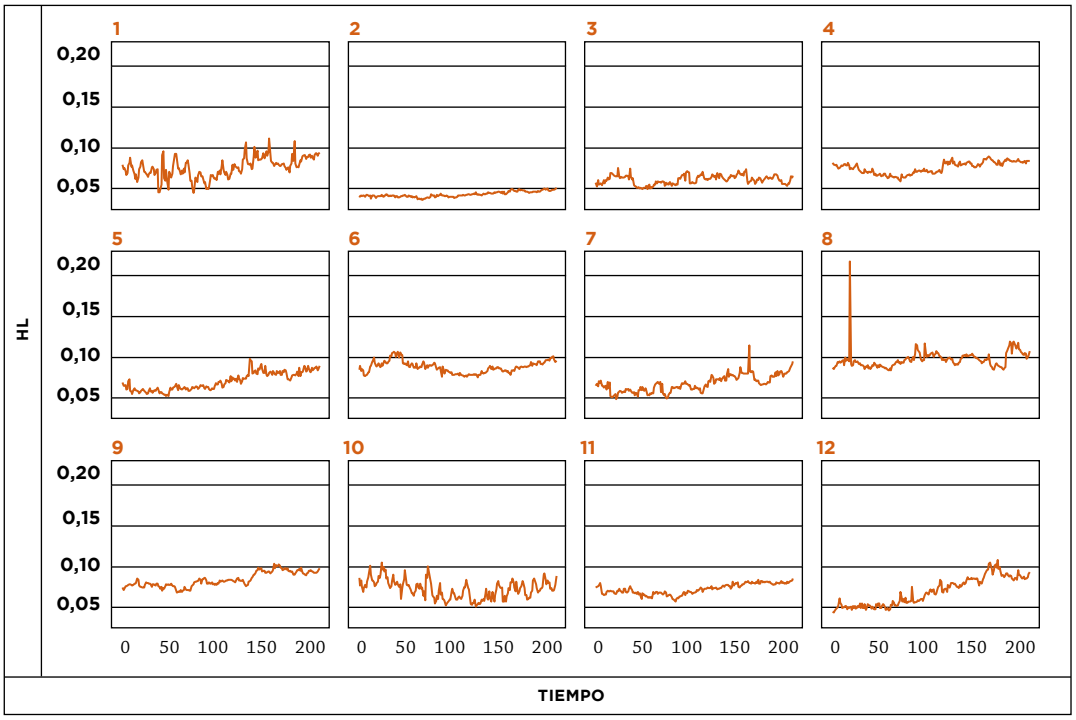
Como la industria maquiladora es muy dependiente de la economía norteamericana, utilizamos también la productividad en los Estados Unidos como indicador de productividad externo a la IME. *(http://research.stlouisfed.org/fred2/), Nonfarm Business Sector: Output Per Hour of All Persons (OPHNFB), Quarterly, Seasonally Adjusted.* Como la muestra de la maquiladora es mensual, utilizamos el mismo indicador trimestral original para los tres meses del trimestre. Cuando obtenemos el cambio porcentual de un año

[1] Para una comparación entre la muestra anual (1981-2006) utilizada en Mollick e Ibarra-Salazar (2012) y la mensual usada en este artículo, observamos que en ambas muestras los salarios relativos (salarios de empleados entre obreros, ajustados por su relativo empleo) suben en el tiempo. La proporción de mano de obra más calificada entre la menos calificada sube ligeramente en el período. Las medidas de productividad de la industria son crecientes en las dos muestras. Sin embargo, en la muestra anual el sector de químicos presenta *outliers* y no se observan salarios en el sector en dos de los años en el principio de la muestra (1982 y 1983). Por este motivo, Mollick e Ibarra-Salazar (2012) omiten el sector de productos químicos en su investigación.

GRÁFICO 1

Salarios relativos (wswu) y oferta relativa de trabajo (hl): Datos mensuales para 1990-2006

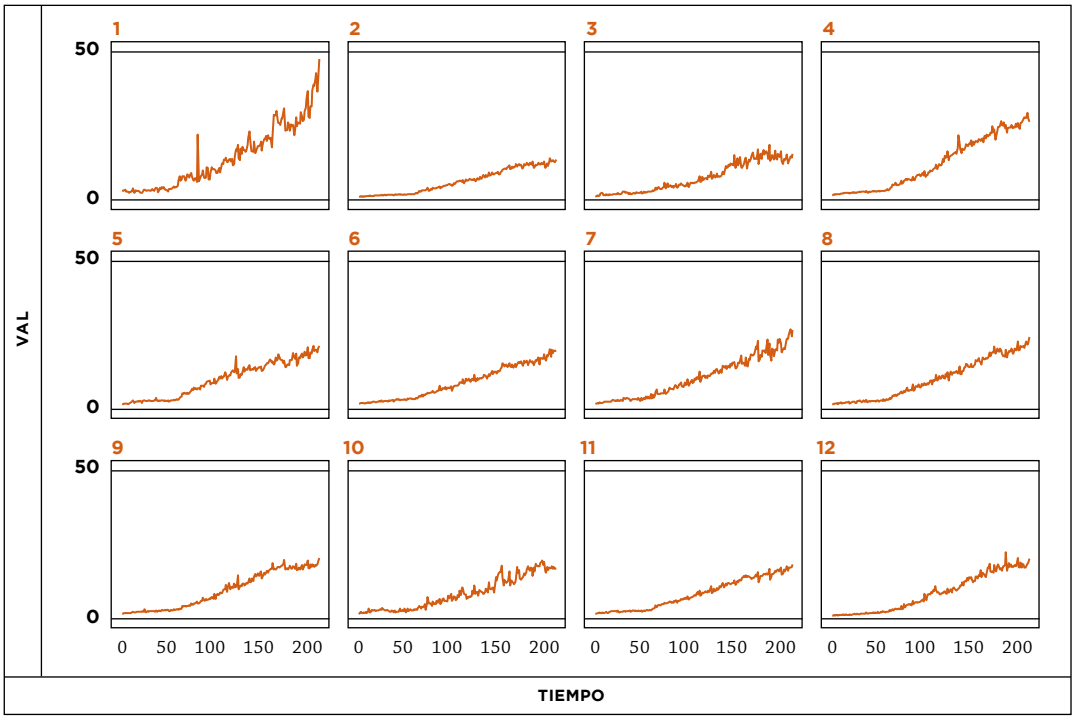


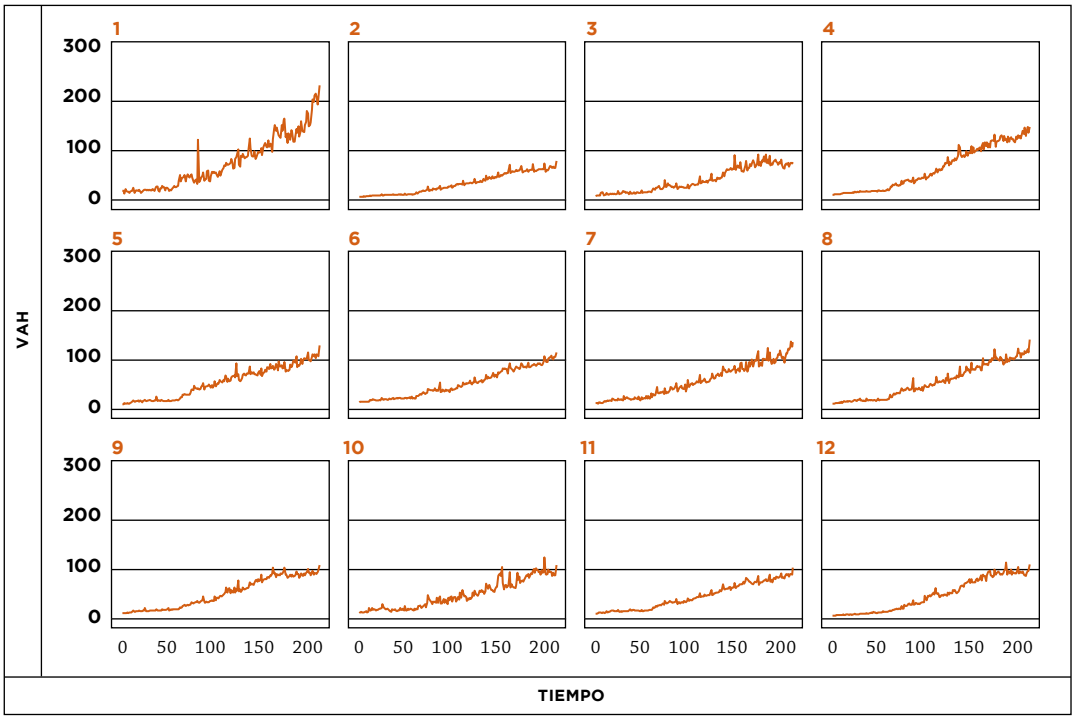


Fuente: INEGI.

GRÁFICO 2

Medidas de productividad promedio por empleado (val) y por horas trabajadas (vah) por sectores: Datos mensuales para 1990-2006



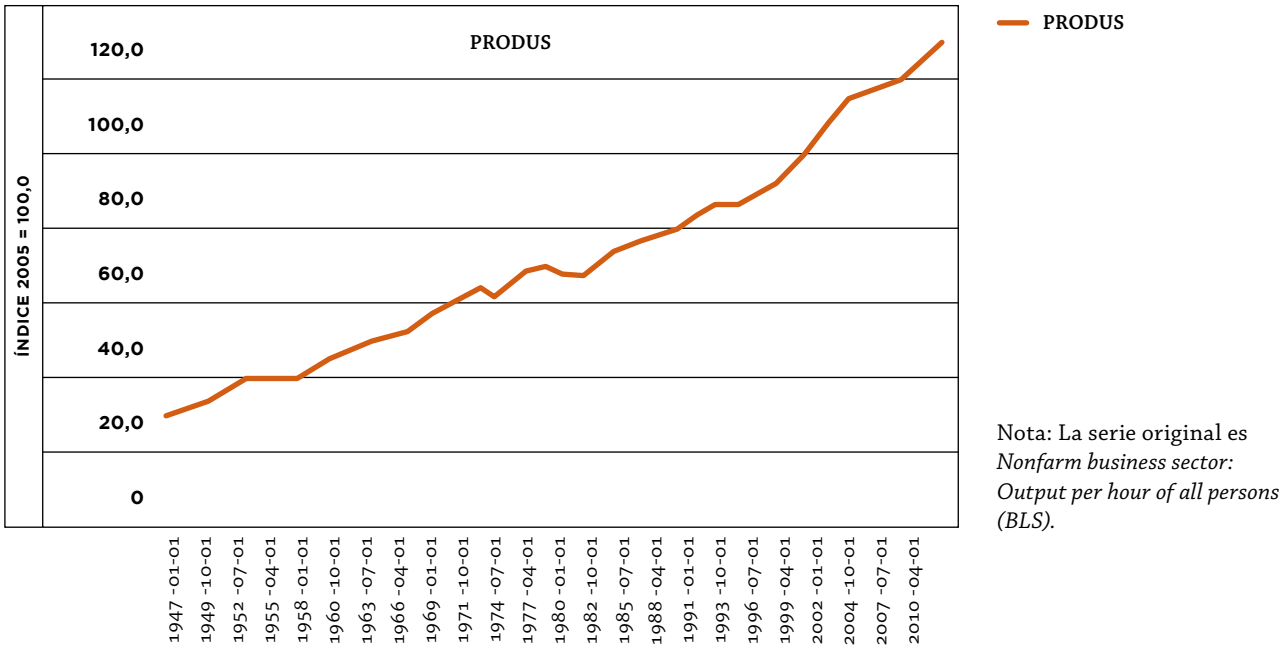


Fuente: INEGI.

atrás *(Percent Change from Year Ago),* observamos que la productividad media en los Estados Unidos ha crecido a una tasa promedio anual de 2,2% entre 1948 y 2012. Algunos autores argumentan que el crecimiento de la productividad fue significativo en los Estados Unidos después de 1995, con un *near-universal belief in a productivity resurgence led by information technology in the late 1990s.* (JORGENSON ET AL., 2008, p. 3). Con los datos citados podemos calcular que efectivamente el promedio de crecimiento de productividad media laboral en los Estados Unidos entre 1996 y 2006 (cuando termina la base de datos de la maquiladora) es de 2,8%, un valor más alto que el promedio histórico de posguerra de 2,2%.

GRÁFICO 3

Producto por hora en Estados Unidos (índice 2005 =100).
Frecuencia trimestral



Nota: La serie original es *Nonfarm business sector: Output per hour of all persons (BLS).*

LOS MODELOS

Se supone que la maquiladora usa apenas dos tipos de mano de obra: calificados (H, *high-skilled*) y no calificados (L, *low-skilled*) que son sustitutos imperfectos y ofrecen trabajo inelásticamente. Se supone también que los trabajadores son *risk-neutral,* maximizan el valor presente de los ingresos del trabajo y que los mercados laborales son competitivos. Bajo una función de producción de *constant elasticity of substitution* (CES), Acemoglu (2002) propone: $Y_t = [(A_{Lt} L_t)^{\rho} + (A_{Ht} H_t)^{\rho}]^{1/\rho}$, donde $\rho \leq 1$ y A_{Lt} y A_{Ht} son términos de tecnología de tipo *factor-augmenting*[2].

Bajo mercados competitivos el salario de cada tipo de mano de obra es igual a su productividad marginal. El *skill premium* se obtiene por el cociente entre los dos tipos de salario: $wswu = (W_H/W_L) = (A_H/A_L)^{\rho} (H/L)^{-(1-\rho)} = (A_H/A_L)^{(\sigma-1)/\sigma} (H/L)^{-1/\sigma}$. En logaritmos: $\ln (wswu) = [(\sigma-1)/\sigma] \ln (A_H/A_L) - (1/\sigma) \ln (H/L)$, cuya derivada parcial es $-(1/\sigma) < 0$. Si $\sigma > 1$ innovaciones en tecnología aumentan los salarios relativos, lo que puede ser interpretado como un desplazamiento de la curva de mano de obra relativa. En Acemoglu (2002), la tecnología cambia de manera constante: $\ln (A_{Ht}/A_{Lt}) = \gamma_o + \gamma_1$ trend, donde *trend* es el tiempo. Sustituyendo esta última en la ecuación de salarios en logaritmos tenemos:

$$\ln (wswu) = [(\sigma-1)/\sigma]\gamma_o + [(\sigma-1)/\sigma]\gamma_1 trend - (1/\sigma) [\ln (H/L)] \quad (1),\ o$$

$$\ln (wswu) = \beta_o + \beta_1 trend + \beta_2 \ln (H/L) \quad (2).$$

La hipótesis en (2) es que las innovaciones tecnológicas se producen a tasas constantes pero la oferta de trabajadores crece a tasas distintas. Cuando la tasa de crecimiento de H/L es mayor que el progreso técnico, los salarios relativos bajan. Cuando H/L es menor que la tasa de progreso técnico, los salarios relativos suben. Katz & Murphy (1992) reportan para el mercado laboral en los Estados Unidos con datos anuales entre 1963-1987 un valor positivo para el coeficiente β_1 y un valor de -0,709 para β_1 en (2), lo que implica $\sigma = 1{,}41$. Suponemos también efectos dinámicos por medio de la variable dependiente rezagada y modificamos el modelo básico para:

$$\ln (wswu)_t = \beta_o + \beta_2 \ln (wswu)_{t-1} + \beta_3 \ln (H/L)_t + \beta_4 \ln (VA/L)_t + \varepsilon_t \quad (3a),$$

$$\ln (wswu)_t = \beta_o + \beta_2 \ln (wswu)_{t-1} + \beta_3 \ln (H/L)_t + \beta_4 \ln (PRODUS)_t + \varepsilon_t \quad (3b),$$

donde: VA/L es la medida de productividad media laboral usada por Bastos & Silva (2010) para la manufactura de Portugal y Mollick & Ibarra-Salazar (2012) para las maquiladoras mexicanas. El coeficiente de β_2 indica gran persistencia en los salarios relativos si $\beta_2 \rightarrow 1$. El coeficiente esperado de β_3 es negativo como antes y el de productividad β_4 debe ser positivo si aumentos en la productividad conllevan a un aumento en la brecha salarial. Caselli (1999) hace diferencia entre cambio tecnológico revolucionario que modifica la estructura salarial y tecnologías incrementales que no la modifican. Quizás un buen ejemplo de cambios tecnológicos revolucionarios sea la *Information Technology revolution* en los Estados Unidos en la segunda mitad de los '90.

2 La elasticidad de sustitución entre los dos tipos de mano de obra en este caso es $\sigma \equiv 1/(1-\rho)$. Trabajadores son sustitutos cuando $\sigma > 1$ (o $\rho > 0$) y complementos cuando $\sigma < 1$ (o $\rho < 0$).

RESULTADOS

El *Cuadro 1* contiene la estadística descriptiva de los datos para la muestra mensual. Los salarios relativos tienen un promedio de 4.244 en toda la muestra, lo que sugiere que los empleados reciben poco más de cuatro veces lo que reciben los obreros, excluyendo las pensiones. En el tiempo esta variable sube en la muestra de 3.829 entre los años 1990-1995 hasta 4.470 entre los años 1996-2006, un incremento de 16,7%. De igual manera, la proporción H/L tiene un promedio de 7,3% en todos los años, variando de 6,8% entre los años 1990-1995 hasta 7,5% entre los años 1996-2006, un aumento de 10,3% hacia los trabajadores más calificados. Intuitivamente, en el período los salarios relativos han cambiado proporcionalmente más que la oferta relativa de mano de obra. Las medidas de productividad suben en la industria (VA/L y VA/H) y en Estados Unidos (PRODUS), de acuerdo con su componente de tendencia que puede ser verificado en los *Gráficos 2 y 3*. Entre los 4 sectores responsables por más empleos y los 8 sectores, se observa un *premium* en salarios relativos (4.509 versus 4,112). Entre los 4 y 2 sectores, se observa un *premium* negativo en salarios relativos (4.509 versus 4.674). Es decir, hay un diferencial de salarios más alto hacia los 2 sectores que producen equipos electrónicos, comparativamente a los 4 sectores que más emplean en la industria. Para los 2 sectores de electrónicos, la proporción de los administradores en el total de empleados es también mayor (8,9%) que en los 8 sectores (7%) o en toda la IME (7,3%).

El *Cuadro 2* estima por efectos fijos para la muestra completa los modelos empíricos de Katz & Murphy (1992) y los modificados para las medidas de productividad. Los resultados del modelo original se reportan en la columna (1). El efecto de la tecnología (por medio de la tendencia lineal) es positivo y la elasticidad de sustitución de la mano de obra se estima alrededor de 2,63. Bergin et al. (2009) han estudiado los 4 sectores más importantes de la industria de acuerdo al número de empleados pero la aplicación del modelo para estos sectores no es muy interesante[3]. En la columna (7) para los 8 sectores no estudiados por Bergin et al. (2009), el efecto de tecnología (por medio de la tendencia lineal) es positivo y la elasticidad de sustitución de la mano de obra se estima en alrededor de 2,43. Por otro lado, en la columna (4) para los 2 sectores de electrónicos y sus partes, el efecto de la tecnología (por medio de la tendencia lineal) es positivo y la elasticidad de sustitución entre los tipos de mano de obra se estima alrededor de 1,37, pero sin significación estadística[4].

¿Qué ocurre cuando utilizamos diferentes indicadores de productividad? En ambos casos (productividad media de la IME y productividad media de la economía norteamericana), los efectos son positivos, aunque son más altos en el caso de la productividad media de los Estados Unidos. Un aumento en la productividad media de la economía norteamericana sube los salarios relativos con un coeficiente de 0,763 para el total de los 2 sectores y 2.448 observaciones. En el caso de los 2 sectores de electrónicos y sus partes, el coeficiente estimado es de 0,864, lo que sugiere una respuesta un poco mayor que en todos los sectores. Respuesta similar –y casi proporcional en los salarios relativos– se encuentra en los 8 sectores con menos empleados en la industria: 0,909. Se observa también en el *Cuadro 2* que siempre que los coeficientes de productividad de mano de obra de los Estados Unidos son

[3] Encontramos que los resultados del modelo son muy distintos para los 4 sectores de la IME: no hay efecto de tecnología (por medio de la tendencia lineal) y tampoco la elasticidad de sustitución entre la mano de obra es significativa. El coeficiente estimado de productividad para los 4 sectores más importantes es de 0,536; en este caso en ninguna de las especificaciones el modelo presenta respuestas esperadas en los salarios relativos de los efectos de mano de obra relativa.

[4] Debido a su limitado número en el panel de 2 sectores, cuando utilizamos errores estándar por 100 replicaciones de *bootstrap* con base en 2 *clusters* obtenemos significancia estadística a 1% para los coeficientes de productividad: VA/L y PRODUS. En la submuestra 1996-2006, obtenemos también significancia estadística a 5% para los coeficientes de productividad con replicaciones de *bootstrap*. Pero como utilizamos errores robustos en el panel completo de 12 sectores y también en los grupos de 4 y 8 sectores optamos por reportar en los cuadros los errores estándar robustos en todos los casos.

CUADRO 1

Estadísticas Descriptivas: Muestra Mensual, 1990-2006

	Media	Dev. Estándar	Skewness	Kurtosis
1990-2006 (n= 2,448)				
wswu	4,244	0,865	0,351	4,371
HL	0,073	0,015	0,165	4,804
VAL	9,553	6,909	0,890	3,760
VAH	52,100	35,114	0,863	3,673
PRODUS	83,403	10,423	0,416	1,738
1990-1995 (n=864)				
wswu	3,829	0,783	0,169	4,046
HL	0,068	0,015	0,876	9,338
VAL	2,842	1,175	1,692	7,449
VAH	18,198	7,298	1,455	6,421
PRODUS	72,915	2,079	-0,604	1,780
1996-2006 (n= 1,584)				
wswu	4,470	0,823	0,521	4,781
HL	0,075	0,014	-0,211	2,761
VAL	13,214	5,920	0,956	4,937
VAH	70,592	30,125	0,916	4,749
PRODUS	89,124	8,532	-0,004	1,524
Sectores de la IME				
wswu (4)	4,509	0,646	-0,174	2,729
HL (4)	0,077	0,021	-0,367	3,779
wswu (8)	4,112	0,928	0,668	4,798
HL (8)	0,070	0,011	0,234	2,719
wswu (2)	4,674	0,566	-1,218	5,780
HL (2)	0,089	0,011	2,741	29,732

estadísticamente significativos en el modelo modificado el coeficiente de tendencia lineal también lo es (excepto en la columna (4) para los 2 sectores debido al limitado número de observaciones, ver la nota al pié # 4). Esto indica que la productividad de mano de obra de los Estados Unidos captura bien el término constante de progreso técnico si consideramos varios sectores (todos los 12 sectores) y los 8 sectores en el *Cuadro 2*. Esto no ocurre con los 2 sectores.

En el *Cuadro 3* estimamos, aún por efectos fijos, para la submuestra 1996-2006 pues Jorgenson, Ho & Stiroh (2008) argumentan que el crecimiento de productividad aumentó significativamente en los Estados Unidos después de 1995. Para todos los sectores en las columnas (1)-(3), tenemos los valores esperados y la elasticidad de sustitución es casi el doble: los salarios relativos responden relativamente menos a la oferta relativa de mano de obra que en la muestra completa reportada en el *Cuadro 2*. Sin embargo, el coeficiente de productividad (o de progreso técnico lineal) no resulta estadísticamente significativo en las submuestras de 2 a 8 sectores. La respuesta de los salarios a la oferta relativa de mano de obra es la esperada pero no siempre estadísticamente significativa. En las columnas (4)-(6) para los 2 sectores se observa una elasticidad de sustitución muy cercana a 2 en todos los casos pero el limitado número de observaciones no permite concluir con precisión estadística. El coeficiente estimado β_3 es estadísticamente significativo en la columna (3) para todos los sectores. Esto sugiere que la transmisión de productividad norteamericana hacia los salarios relativos de la IME es positiva en general para la submuestra 1996-2006 pero no se observa cuando tenemos un número limitado de sectores: 2, 4 (no reportados en el cuadro), u 8.

Un problema en los *Cuadros 2* y *3* es que las variables de productividad se toman exógenas a los salarios relativos. Eso es menos razonable en el caso de VAL, pues los salarios sí afectan las medidas de valor agregado del sector. Por otro lado, este problema no es tan grave cuando utilizamos la productividad media en los Estados Unidos, que es marcadamente exógena al sector de la IME. En los *Cuadros 4* y *5* continuamos con la estimación de modelos dinámicos en (3) que consideran efectos rezagados de salarios relativos con las variables de salarios relativos (wswu) y productividad tratadas como de tipo GMM, en las cuales sus rezagos son utilizados en las ecuaciones en niveles y diferencias.

Pruebas de AB (2) y de Hansen confirman la buena especificación de los modelos. Se observa en el *Cuadro 4* una falla del modelo original de KM de Katz & Murphy (1992). En los *Cuadro 4* y *5,* aunque las columnas (1) y (4) estén de acuerdo con el esperado, en las demás columnas, obtenemos que aumentos en la productividad media laboral de la economía norteamericana poseen un impacto positivo en los salarios relativos con un coeficiente de 0,364 para el total de 12 sectores en la columna (6) versus 0,106 en la columna (5) para la productividad media de la industria. En el caso de los 4 sectores, el coeficiente estimado no es estadísticamente significativo pero sí lo es para los 2 sectores (0,410) y para los 8 sectores (0,393). En el *Cuadro 5,* cuando consideramos únicamente los años posteriores al marcado avance de productividad en los 90 observamos que los efectos de productividad son distintos. Encontramos efectos positivos (y significativos) al nivel de significancia de 1% en los 2 sectores más sujetos a la revolución de tecnología de información (coeficiente de β_4 de 0,150) y, en menor grado, al nivel de 10% en los 4 sectores. Esto sugiere que en los modelos dinámicos –exclusivamente para los años de 1996-2006– los efectos de *spillover* de la productividad norteamericana se observan más claramente en los 2 sectores de productos electro-electrónicos de la industria maquiladora.

CUADRO 2

Estimaciones por efectos fijos (FEM) del *Skill Premium* en la muestra mensual, 1990-2006

$ln(wswu)_{it} = \beta_{oi} + \beta_{1i}\, trend + \beta_{2i}\, ln(H/L)_{it} + \beta_{3i}\, ln(Z)_{it} + \varepsilon_{it}$,

donde: Z = [$ln(VA/L)_{it}$, $ln(PRODUS)_t$]

	(1)	(2)	(3)	(4) 2 sectores	(5) 2 sectores	(6) 2 sectores	(7) 8 sectores	(8) 8 sectores	(9) 8 sectores
β_1	0,0002***			0,0002			0,0002***		
	(0,00004)			(0,00004)			(0,00005)		
β_2	-0,380***	-0,407***	-0,378**	-0,729	-0,801*	-0,640***	-0,412***	-0,448***	-0,408***
	(0,125)	(0,116)	(0,133)	(0,182)	(0,115)	(0,094)	(0,118)	(0,104)	(0,135)
Elast. σ	**2,63**	**2,46**	**2,65**	**1,37**	**1,25**	**1,56**	**2,43**	**2,23**	**2,45**
β_3		0,127***			0,160*			0,150***	
(VA/L)		(0,026)			(0,022)			(0,033)	
β_3			0,763***			0,864*			0,909***
(PRODUS)			(0,164)			(0,112)			(0,213)
sectores	12	12	12	2	2	2	8	8	8
obs.	2,448	2,448	2,448	408	408	408	1,632	1,632	1,632
R^2 *within*	0,289	0,306	0,245	0,531	0,640	0,417	0,323	0,336	0,267
R^2 *between*	0,347	0,343	0,347	1,000	1,000	1,000	0,641	0,319	0,641
R^2 *overall*	0,007	0,017	0,001	0,537	0,640	0,437	0,097	0,132	0,068

Notas: Datos mensuales de 1990 hasta 2006. Una constante es incluida en las estimaciones pero no se reporta en el cuadro. La variable dependiente es el logaritmo natural de salarios relativos *skill premium* (wswu) ajustado por el número de empleados (ls) o de obreros (lu) en el sector. La línea "elasticidad σ" representa el negativo del inverso del coeficiente asociado con ln (H/L). En negrita están los casos en que la elasticidad σ contiene significancia estadística. Errores estándares robustos a autocorrelación y heteroscedasticidad son reportados en paréntesis debajo de los coeficientes. Los asteriscos *, ** y *** se refieren a los niveles de significancia de 10%, 5%, y 1%, respectivamente.

CUADRO 3

Estimaciones de efectos fijos (FEM) del *Skill Premium* en la muestra mensual de enero 1996 hasta diciembre 2006

$ln(wswu)_{it} = \beta_{oi} + \beta_{1i}\, trend + \beta_{2i}\, ln(H/L)_{it} + \beta_{3i}\, ln(Z)_{it} + \varepsilon_{it}$,
donde: Z = [$ln(VA/L)_{it}$, $ln(PRODUS)_t$]

	(1)	(2)	(3)	(4) 2 sectores	(5) 2 sectores	(6) 2 sectores	(7) 8 sectores	(8) 8 sectores	(9) 8 sectores
β_1	0,00007*			0,00006			0,00005		
	(0,00003)			(0,00003)			(0,00004)		
β_2	-0,210**	-0,237***	-0,223**	-0,484	-0,505	-0,476	-0,162	-0,201**	-0,208**
	(0,084)	(0,075)	(0,079)	(0,143)	(0,103)	(0,136)	(0,092)	(0,084)	(0,072)
Elast, σ	**4,76**	**4,22**	**4,48**	**2,07**	**1,98**	**2,10**	**6,17**	**4,98**	**4,81**
β_3		0,060**			0,055			0,049	
(VA/L)		(0,024)			(0,028)			(0,028)	
β_3			0,239*			0,177			0,182
(PRODUS)			(0,118)			(0,107)			(0,136)
sectores	12	12	12	2	2	2	8	8	8
obs,	1,584	1,584	1,584	264	264	264	1,056	1,056	1,056
R^2 within	0,033	0,042	0,038	0,236	0,274	0,233	0,017	0,025	0,020
R^2 between	0,291	0,291	0,291	1,000	1,000	1,000	0,117	0,091	0,117
R^2 overall	0,128	0,110	0,125	0,206	0,244	0,205	0,013	0,002	0,011

Notas: Datos mensuales de 1990 hasta 2006. Una constante es incluida en las estimaciones pero no se reporta en el cuadro. La variable dependiente es el logaritmo natural de salarios relativos *skill premium* (wswu) ajustado por el número de empleados (ls) o de obreros (lu) en el sector. La línea "elasticidad σ" representa el negativo del inverso del coeficiente asociado con ln (H/L). En negrita están los casos en que la elasticidad σ contiene significancia estadística. Errores estándares robustos a autocorrelación y heteroscedasticidad son reportados en paréntesis debajo de los coeficientes. Los asteriscos *, ** y *** se refieren a los niveles de significancia de 10%, 5%, y 1%, respectivamente.

CUADRO 4

Estimaciones del *Skill Premium* en la muestra mensual por modelos dinámicos: 1990-2006

$\ln(wswu)_{it} = \beta_{oi} + \beta_{1i}\,trend + \beta_{2i}\ln(wswu)_{it-1} + \beta_{3i}\ln(H/L)_{it} + \beta_{4i}\ln(Z)_{it} + \varepsilon_{it}$,

donde: Z = [ln(VA/L), ln(PRODUS)]

	(1) KM	(2) KM 2 sectores	(3) KM 4 sectores	(4) KM 8 sectores	(5) VAL	(6) PRODUS	(7) PRODUS 2 sectores	(8) PRODUS 4 sectores	(9) PRODUS 8 sectores
β_1	0,0001***	0,0001***	0,00005	0,001***					
	(0,00003)	(0,000009)	(0,00007)	(0,00003)					
β_2	0,605***	0,751***	0,327*	0,624***	0,564***	0,672***	0,855***	0,343	0,685***
	(0,088)	(0,188)	(0,171)	(0,079)	(0,099)	(0,081)	(0,145)	(0,233)	(0,070)
β_3	-0,370**	-0,891	0,182	-0,336*	-0,392**	-0,348**	-0,742	0,212	-0,311*
	(0,178)	(0,579)	(0,580)	(0,173)	(0,186)	(0,164)	(0,532)	(0,601)	(0,163)
Elast. σ	**2,70**	**1,12**	**5,49**	**2,98**	**2,55**	**2,87**	**1,35**	**4,72**	**3,22**
β_4					0,106**				
(VA/L)					(0,027)				
β_4						0,364***	0,410***	0,178	0,393***
(PRODUS)						(0,095)	(0,051)	(0,267)	(0,116)
groups	12	2	4	8	12	12	2	4	8
& obs.	2,436	406	812	1,624	2,436	2,436	406	812	1,624
AB (1)	-2,64***	-1,07	-1,37	-2,30**	-2,57**	-2,71***	-1,10	-1,28	-2,36
	[0,008]	[0,29]	[0,17]	[0,02]	[0,01]	[0,007]	[0,27]	[0,20]	[0,02]
AB (2)	1,25	0,93	0,77	0,99	1,17	1,41	0,97	0,71	1,26
	[0,21]	[0,35]	[0,44]	[0,32]	[0,24]	[0,16]	[0,33]	[0,48]	[0,21]
Hansen	6,92	0,00	5,58	6,94	4,50	7,42	0,00	0,00	5,61
	[0,33]	[1,00]	[0,47]	[0,33]	[0,48]	[0,28]	[1,00]	[1,00]	[0,47]

Notas: Datos mensuales de 1990 hasta 2006. Una constante es incluida en las estimaciones pero no se reporta en el cuadro. La variable dependiente es el logaritmo natural de salarios relativos *skill premium* (wswu) ajustado por el número de empleados (ls) o de obreros (lu) en el sector. La línea "elasticidad σ" representa el negativo del inverso del coeficiente asociado con ln (H/L). En negrita están los casos en que la elasticidad σ es significativa estadísticamente. Los instrumentos usados son rezagos en salarios relativos y en oferta de mano de obra (GMM-style) con el tiempo y la productividad norteamericana típicamente exógenos (IV-style). La prueba de Hansen es robusta bajo la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación son válidas. AB (1) y AB (2) corresponden a las pruebas de correlación serial de Arellano-Bond, bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación serial. Errores estándares robustos a autocorrelación y heteroscedasticidad son reportados en paréntesis debajo de los coeficientes. Los asteriscos *, ** y *** se refieren a los niveles de significación de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

CUADRO 5

Estimaciones del *Skill Premium* en la muestra mensual por modelos dinámicos: submuestra, 1996-2006

$\ln(wswu)_{it} = \beta_{oi} + \beta_{1i}\, trend + \beta_{2i} \ln(wswu)_{it} + \beta_{3i} \ln(H/L)_{it} + \beta_{4i} \ln(Z)_{it} + \varepsilon_{it}$,

donde: Z = [ln(VA/L), ln(PRODUS)]

	(1) KM	(2) KM 2 sectores	(3) KM 4 sectores	(4) KM 8 sectores	(5) VAL	(6) PRODUS	(7) PRODUS 2 sectores	(8) PRODUS 4 sectores	(9) PRODUS 8 sectores
β_1	0,00006*	0,00005***	0,00006	0,00007					
	(0,00003)	(0,00002)	(0,00004)	(0,00005)					
β_2	0,584***	0,544***	0,857***	0,495***	0,606***	0,586***	0,567***	0,872***	0,495***
	(0,108)	(0,026)	(0,255)	(0,120)	(0,092)	(0,105)	(0,036)	(0,259)	(0,117)
β_3	-0,274*	-0,452***	-0,479	-0,280	-0,273**	-0,266*	-0,412***	-0,477	-0,269
	(0,149)	(0,107)	(0,322)	(0,182)	(0,142)	(0,141)	(0,128)	(0,317)	(0,176)
Elast, σ	**3,65**	**2,21**	**2,09**	**3,57**	**3,66**	**3,76**	**2,43**	**2,10**	**3,72**
β_4					0,049				
(VA/L)					(0,035)				
β_4						0,220**	0,150***	0,228*	0,241
(PRODUS)						(0,108)	(0,047)	(0,136)	(0,159)
groups	12	2	4	8	12	12	2	4	8
& obs,	1,584	264	528	1,056	1,584	1,584	264	528	1,056
AB (1)	-2,56**	-1,37	-1,65	-2,12**	-2,59**	-2,57**	-1,38	-1,64	-2,13**
	[0,01]	[0,17]	[0,10]	[0,03]	[0,01]	[0,01]	[0,17]	[0,10]	[0,03]
AB (2)	1,73*	0,45	1,12	1,01	1,84*	1,76*	0,57	1,11	1,02
	[0,08]	[0,65]	[0,26]	[0,31]	[0,07]	[0,08]	[0,57]	[0,27]	[0,31]
Hansen	6,81	0,00	0,00	5,16	6,62	6,66	0,00	0,00	5,72
	[0,34]	[1,00]	[1,00]	[0,52]	[0,25]	[0,35]	[1,00]	[1,00]	[0,46]

Notas: Datos mensuales de 1990 hasta 2006. Una constante es incluida en las estimaciones pero no se reporta en el cuadro. La variable dependiente es el logaritmo natural de salarios relativos *skill premium* (wswu) ajustado por el número de empleados (ls) o de obreros (lu) en el sector. La línea "elasticidad σ" representa el negativo del inverso del coeficiente asociado con ln (H/L). En negrita están los casos en que la elasticidad σ es significativa estadísticamente. Los instrumentos usados son rezagos en salarios relativos y en oferta de mano de obra (GMM-style) con el tiempo y la productividad norteamericana típicamente exógenos (IV-style). La prueba de Hansen es robusta bajo la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación son válidas. AB (1) y AB (2) corresponden a las pruebas de correlación serial de Arellano-Bond, bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación serial. Errores estándares robustos a autocorrelación y heteroscedasticidad son reportados en paréntesis debajo de los coeficientes. Los asteriscos *, ** y *** se refieren a los niveles de significación de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

CONCLUSIONES

Modelos fundamentados en el comercio como Esquivel & Rodríguez-López (2003) y Robertson (2004) han estimado anteriormente los efectos en los salarios relativos en México. Otros trabajos, como Feenstra & Hanson (1997), han sugerido que los salarios relativos suben porque hay muchos flujos de capital hacia la industria. También en esta línea de argumentación se encuentra el trabajo reciente de Chari, Henry & Sasson (2012) para 25 países, incluyendo México, que promovieron la liberalización financiera en el período. El modelo aquí utilizado, originalmente propuesto por Katz & Murphy (1992) y modificado por Acemoglu (2002) para la economía norteamericana, enfatiza la tendencia tecnológica (o bien de la productividad de la industria o de su más importante socio comercial). La implicancia de política económica de nuestros resultados es la siguiente: hay un aumento en los salarios relativos, pero éste ocurre porque hay progreso técnico que más que compensa el movimiento de la oferta relativa de mano de obra. La subida en los salarios relativos hacia los más calificados es simplemente una consecuencia de este proceso.

Encontramos los siguientes resultados para los salarios relativos de la maquiladora mexicana en la muestra mensual de 1990-2006. Primero, para todos los sectores de la industria, siempre que los coeficientes de productividad de la mano de obra de los Estados Unidos son estadísticamente significativos el coeficiente de tendencia lineal también lo es en el modelo convencional, lo que indica que la productividad de mano de obra de los Estados Unidos captura bien el término constante de progreso técnico. Segundo, encontramos una respuesta en general esperada de los salarios a la oferta de mano de obra: con un aumento en la oferta de trabajadores más calificados, los salarios relativos de los más calificados caen, lo que implica una elasticidad de sustitución alrededor de 2 por efectos fijos o ligeramente mayor en modelos dinámicos. Tercero, en el período más relevante para la revolución de tecnología de información en los Estados Unidos (1996 en adelante), los 2 sectores de la maquila cuyos productos son computadoras, electrónicos y sus partes presentan una respuesta más significativa a la productividad de la mano de obra de los Estados Unidos que los demás sectores. Esto se observa principalmente en los modelos dinámicos (con un coeficiente estimado de 0,150), versus una significación estadística menor para los 4 sectores y ninguna significación estadística para los 8 sectores. Concluimos que los salarios relativos hacia los más calificados en los dos sectores que producen equipos electrónicos y sus partes responden positivamente a los avances en la productividad laboral media de la economía norteamericana. Esto es congruente con una respuesta en el mercado laboral de la maquiladora a efectos de *spillover* generados en Estados Unidos, impulsados por la revolución de tecnología de información.

Los Datos

Los datos son obtenidos del INEGI, Banco de Información Económica (BIE), *series que ya no se actualizan*, Industria Maquiladora de Exportación. Reproducimos abajo la descripción de los datos del *website* de INEGI.

Indicadores Mensuales

El objetivo de estos indicadores es presentar cifras oportunas que permitan el análisis y valoración de las actividades que desarrolla la Industria Maquiladora en México. Para ello su cobertura es nacional y se obtiene a través de un cuestionario que es contestado por todas aquellas empresas en actividad, a las que se les ha otorgado autorización para operar en el ámbito del Programa de Maquila de Exportación. En este apartado, se presenta información en 3 categorías: - Por entidad federativa (total nacional y 19 Estados); - Por principales municipios (17 municipios); y - Por grupo de producto procesado (12 grupos de productos).
Cada uno de los desagregados antes mencionados contiene datos de las siguientes variables:

- Personal ocupado (obreros, empleados, técnicos de producción y empleados administrativos).
- Remuneraciones (salarios, sueldos, prestaciones sociales y contribuciones patronales).
- Insumos consumidos (importados y nacionales).
- Valor agregado (real y nominal).
- Gastos diversos.
- Horas-hombre trabajadas (mensual y promedio por persona).
- Establecimientos en activo.

Descripciones

Personal ocupado
Se define como personal ocupado a todas las personas remuneradas de planta o eventual, que trabajaron en el establecimiento o fuera de él bajo su dirección y control, durante el período de referencia. Incluye a los trabajadores con licencia por enfermedad, vacaciones, licencia temporal con o sin goce de sueldo y aquellos que están en huelga, así como también al personal extranjero cuando sus sueldos o salarios son pagados por el establecimiento.

Obreros
Personal que realiza trabajos predominantemente manuales o relacionados con la operación de maquinaria y equipo en los procesos de maquila así como el dedicado a tareas auxiliares del proceso de producción tales como limpieza, reparación, mantenimiento, almacenaje, embalaje, provisión de materias primas, carga y descarga, conducción de vehículos, etc.

Técnicos de producción
Registra el total de hombres y mujeres cuyo trabajo está relacionado directamente con los procesos de producción o ensamble, realizando tareas de supervisión de operaciones, de control de calidad, de organización y distribución del trabajo a ejecutar por los obreros y de control de producción, entre otras.

Empleados administrativos
Registra el total de hombres y mujeres cuyas labores consisten en la planeación y dirección técnica y administrativa, así como los que se desempeñan en tareas generales de oficina.

Remuneraciones
Comprende todos los pagos en sueldos y salarios efectuados para retribuir el trabajo realizado por los obreros, los técnicos y los empleados administrativos, así como las adiciones a los mismos por concepto de prestaciones sociales, contribuciones patronales a la seguridad social y participación en las utilidades.

Insumos consumidos
Comprende las materias primas y auxiliares, envases y empaques de origen nacional e importado, consumidos en el proceso productivo durante el mes de referencia, bien se hayan recibido del exterior, adquirido durante el mes o provengan de existencias anteriores.

Valor agregado
El valor agregado por el proceso de maquila en el país, está integrado por la suma de los costos de operación y las utilidades brutas; es decir: sueldos, salarios, prestaciones sociales, materias primas y auxiliares nacionales, envases y empaques nacionales; gastos diversos y utilidades.

Gastos diversos
Comprende los gastos del establecimiento en el mes de referencia por la compra y utilización de bienes y servicios en apoyo al funcionamiento del proceso productivo; excluye materias primas, envases y empaques. Los gastos diversos incluyen: alquiler de maquinaria y equipo, renta de edificios y terrenos, energía eléctrica, teléfono, telégrafos y telex, trámites aduanales, fletes y acarreos, mantenimiento de edificios y maquinaria y otros gastos.

Alquiler de maquinaria, equipo y transporte
Registra el valor de los gastos efectuados por el arrendamiento de este tipo de bienes, propiedad de terceros.

Alquiler de edificios y terrenos
Registra el valor de los gastos efectuados por el arrendamiento de este tipo de bienes inmuebles, propiedad de terceros.

Energía eléctrica
Registra el valor del gasto por consumo de energía eléctrica durante el mes de referencia.

Teléfonos, telégrafos, telex y telefax
Registra el valor de los gastos efectuados por el establecimiento por el uso de servicios de comunicación.

Trámites aduanales
Registra el monto de los pagos por servicio de trámites de importación y exportación incluyendo el pago de derechos.

Fletes y acarreos
Registra el importe de los pagos efectuados a terceros por el transporte de los productos maquilados.

Reparación y mantenimiento de edificios, maquinaria, vehículos, equipo, etc.
Registra el monto de los pagos a terceros por servicios comunes o regulares de reparación y mantenimiento de activos fijos, muebles e inmuebles incluyendo el valor de las refacciones o materiales utilizados.

Otros gastos
Registra el valor de los gastos efectuados por concepto de capacitación técnica y profesional; servicios de comedor y transporte para los trabajadores; actividades recreativas y culturales; exámenes médicos requeridos para el trabajo y otros gastos de contratación de personal; uniformes y ropa de trabajo; viáticos; papelería; servicios de limpieza; gastos bancarios que no sean intereses; correo; suscripciones a periódicos y publicaciones; propaganda y publicidad; primas por seguros no de vida. Se excluyen impuestos; adquisiciones de activo fijo; intereses y multas pagadas y pérdidas cambiarias.

Horas obrero trabajadas
Es el número de horas normales y extraordinarias (efectivamente trabajadas por los obreros, hombres y mujeres, sean éstos de planta o eventuales). Excluye las horas no trabajadas debido a suspensión de labores por huelgas paros, fallas técnicas, fenómenos naturales o cualquier otra causa de suspensión extraordinaria.

Establecimientos en activo
El establecimiento maquilador es una unidad económica que desarrolla una actividad productiva, en general sobre la base de importaciones temporales. Fundamentalmente la totalidad de sus productos finales se destinan a la exportación, excepto en los casos que la Secretaría de Economía autorice vender en el mercado nacional parte de su producción.

REFERENCIAS

Acemoglu, D. (2002). *Technical Change, Inequality, and the Labor Market.* Journal of Economic Literature 40 (1), 7-72.

Bastos, P. & Silva, J. (2010). *The quality of a firm's exports: Where you export matters.* Journal of International Economics 82: 99-111.

Bergin, P.R., Feenstra, R., & Hanson, G.H. (2009). *Offshoring and volatility: Evidence from Mexico's maquiladora industry.* American Economic Review 99 (4), 1664-1671.

Calvo, G. & Mendoza, E. (1996). *Mexico's Balance-of-Payments Crisis: A Chronicle of a Death Foretold.* Journal of International Economics 41 (3-4), 235-264.

Caselli, F. (1999). *Technological Revolutions.* American Economic Review 89 (1), 78-102.

Chari, A., Henry, P. B. & Sasson, D. (2012). *Capital Market Integration and Wages.* American Economic Journal: Macroeconomics 4 (2), 102-132.

Crinò, R. (2009). *Offshoring, multinationals, and labor market: A review of the empirical literature.* Journal of Economic Surveys 23 (2), 197-249.

Esquivel, G. & Rodríguez-López, J.A. (2003). *Technology, Trade, and Wage Inequality in Mexico before and after NAFTA.* Journal of Development Economics 72, 543-565.

Feenstra, R., & Hanson, G. (1997). *Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras.* Journal of International Economics 42, 371-393.

Goldberg, L., & Pavcnik, N. (2007). *Distributional Effects of Globalization in Developing Countries.* Journal of Economic Literature 45 (1), 39-82.

Jorgenson, D., Ho, M. & Stiroh, K. (2008). *A Retrospective Look at the U.S Productivity Growth Resurgence.* Journal of Economic Perspectives 22 (1): 3-24.

Katz, L. & Murphy, K. (1992). *Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors.* Quarterly Journal of Economics 107 (1), 35-78.

Manacorda, M., Sánchez-Paramo, C. & Schady, N. (2010). *Changes in Returns to Education in Latin America: The Role of Demand and Supply of Skills.* Industrial and Labor Relations Review 63 (2), 307-326.

Mollick, A. V., & Ibarra-Salazar, J. (2012). *Productivity Effects on Mexican Maquiladoras.* Economic Development Quarterly, forthcoming.

Mollick, A. V. & Cabral, R. (2009). *Productivity Effects on Mexican Manufacturing Employment.* North American Journal of Economics and Finance 20 (1), 66-81.

Mollick, A. V. (2008). *The Rise of the Skill Premium in Mexican Maquiladoras.* Journal of Development Studies 44 (9), 1382-1404.

Robertson, R. (2004). *Relative prices and wage inequality: Evidence from Mexico.* Journal of International Economics 64, 387-409.