



Estudios Económicos

ISSN: 0188-6916

jsempe@colmex.mx

El Colegio de México, A.C.

México

Ibarra Salazar, Jorge; García Pérez, Francisco

LAS DEMANDAS DE FACTORES PRODUCTIVOS EN LA INDUSTRIA MAQUILADORA

Estudios Económicos, vol. 31, núm. 2, julio-diciembre, 2016, pp. 265-303

El Colegio de México, A.C.

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59746428003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

LAS DEMANDAS DE FACTORES PRODUCTIVOS EN LA INDUSTRIA MAQUILADORA *

Jorge Ibarra Salazar

Francisco García Pérez

Tecnológico de Monterrey

Resumen: Se estiman las demandas de factores de la industria maquiladora con base en una función de producción que no impone restricciones de separabilidad y/o sustitución entre los factores productivos (función translog). Empleamos datos que combinan series de tiempo anuales (1990–2006) con corte transversal de nueve sectores económicos. Se encontró que: la elasticidad precio–directa de la demanda de mano de obra es en promedio ligeramente mayor a uno en valor absoluto (-1.03), la de materiales es menor a uno en valor absoluto (-0.506) y la elasticidad precio–directa del capital es mayor a uno en valor absoluto (-2.21).

Abstract: Using a production function that does not impose separability and/or substitution restrictions among the productive factors (translog function), in this paper we estimate the demand of inputs of the maquiladora industry. We use data than combine annual time series (1990–2006) with cross section of nine economic sectors. We find that the own price elasticity of the demand of labor is in average slightly above one in absolute value (-1.03); that the demand of materials is below one in absolute value (-0.506); and that the own–price elasticity of capital is above one in absolute value (-2.21).

Clasificación JEL/JEL Classification: D24, L60, C51

Palabras clave/keywords: translog, producción, demanda de factores, industria maquiladora, elasticidad, production, input demand, maquiladora industry, elasticity

Fecha de recepción: 27 I 2014

Fecha de aceptación: 21 VIII 2015

* Agradecemos los comentarios de dos dictaminadores anónimos que ayudaron a mejorar el estudio que aquí se presenta. Una versión preliminar se expuso en el congreso de la *Association of Borderlands Studies*, 2013. jaibarra@itesm.mx francisco.garciap@gmail.com

Estudios Económicos, vol. 31, núm. 2, julio-diciembre 2016, páginas 265-303

1. Introducción

La importancia de la industria maquiladora en la economía de las regiones en la que se ha localizado desde mediados de los años sesenta y, seguramente, la disponibilidad de datos ha producido una diversidad de estudios. Se ha abordado primordialmente la demanda de mano de obra, ya que se ha considerado que una de las principales ventajas de esa industria es la generación de empleos.

Entre los artículos que han estimado modelos causales para explicar el comportamiento del empleo maquilador se pueden identificar dos enfoques. El primero define modelos empíricos para analizar ciertas relaciones funcionales de interés o bien para estudiar las propiedades dinámicas de corto plazo en la evolución del empleo maquilador. Gruben (1990, 2001) define modelos dinámicos para estudiar la relación del empleo agregado de la maquiladora con el índice de producción industrial de Estados Unidos de Norteamérica (EUN), el salario de la maquiladora relativo al de EUN y Asia, así como para determinar si el Tratado de Libre Comercio entre EUN, Canadá y México (TLC) tuvo alguna influencia en el empleo maquilador.

En otro grupo de estudios relacionados con este enfoque dinámico, el objetivo es analizar el efecto de tendencias cíclicas y factores estacionales en los mercados regionales. En cuyo caso se supone una relación funcional del empleo con el salario, el tipo de cambio, el número de plantas y alguna medida de actividad económica en EUN, ligada primordialmente a la región maquiladora bajo estudio. Los trabajos de Fullerton y Schauer (2001), Cañas, Fullerton y Smith (2007), Coronado, Fullerton y Clark (2004) y Fullerton y Torres (2004) han analizado la dinámica del empleo en Ciudad Juárez, Nuevo Laredo, Tijuana y Chihuahua, respectivamente.

Las investigaciones en el segundo enfoque especifican una función de producción del tipo neoclásico, suponen mercados competitivos de bienes y factores y que las firmas maquiladoras maximizan la utilidad al contratarlos. En términos de la tecnología, comúnmente se suponen rendimientos constantes a escala (RCE) e implícitamente algún tipo de separabilidad funcional. Las formas funcionales empleadas para especificar la tecnología maquiladora han sido comúnmente la Cobb-Douglas y la de elasticidad de sustitución constante (CES). En todos los casos se estima únicamente la demanda de mano de obra.

Los modelos teóricos y/o las formas funcionales empleadas en los estudios previos presentan dos problemas. El primero consiste en que los supuestos de separabilidad funcional imponen restricciones en el comportamiento de las elasticidades parciales de sustitución entre los factores y, como consecuencia, en las elasticidades de la

demanda de factores. En particular, si se supone que la tecnología se puede representar a través de funciones del tipo Cobb-Douglas y CES, se impone como restricción que las elasticidades de sustitución son constantes e iguales a uno en el caso de la función de producción Cobb-Douglas. Adicionalmente, todos los estudios de demanda de mano de obra suponen que la elasticidad con respecto al salario es constante.

El segundo problema tiene que ver con los determinantes de la demanda de mano de obra. Al suponer que la maquiladora solo emplea mano de obra o bien al especificar la tecnología únicamente en términos de mano de obra, se supone, implícitamente, que la demanda laboral en la maquiladora no depende de los precios de otros factores. La única excepción es el trabajo de Mollick (2009), donde se especifica la función de producción en términos de trabajo y capital y en la demanda de mano de obra incluye como variable independiente al costo de capital. Como consecuencia de ello, no es posible determinar el efecto que sobre la demanda laboral tienen los precios de otros factores productivos, ni es posible tampoco estimar las demandas de factores productivos diferentes a la mano de obra.

Estudios previos sobre la industria maquiladora han abordado los determinantes económicos del crecimiento en la industria (González-Aréchiga y Ramírez, 1989); la influencia en el empleo de las economías de aglomeración derivadas de la especialización y concentración industrial (Mendoza y Calderón, 2000); los incentivos de las plantas maquiladoras para instalarse en la zona fronteriza norte (Calderón y Ponce, 2001); el efecto del TLC en la demanda de mano de obra (Díaz, 2005; Mollick, 2003); el impacto de la actividad industrial de EUN y China en el empleo maquilador (Mendoza, 2009, 2011); la influencia del tipo de cambio en la elasticidad de la demanda con respecto al salario (Mollick, 2009) y los determinantes de la prima del salario de la mano de obra calificada en la industria maquiladora (Mollick, 2008; Mollick e Ibarra, 2013).

En el cuadro 1 se presentan los aspectos metodológicos y la estimación de la elasticidad precio de la demanda de mano de obra de los diferentes estudios, aunque de antemano reconocemos que no es posible hacer una comparación de dichas estimaciones, ya que utilizan métodos econométricos y bases de datos diferentes.

Cuadro 1
*Estudios sobre la demanda de mano de obra
de la industria maquiladora*

<i>Referencia</i>	<i>Modelo y variables independientes</i>	<i>Tipo de datos</i>	<i>Elasticidad</i>
González-Aréchiga y Ramírez (1989)	Función CES en términos de trabajo y capital para la industria maquiladora y estiman la contratación competitiva del empleo en función del salario.	Datos de 1980 a 1986 y una muestra de 257 empresas maquiladoras localizadas en Tijuana, BC para enero de 1988.	La elasticidad de sustitución entre capital y trabajo estimada es .8057
Calderón y Ponce (2001)	Modelo lineal en los logaritmos. Tipo de cambio, salario, del número de empresas maquiladoras (concentración de plantas maquiladoras) y el índice de producción industrial de Texas	Datos mensuales enero 1981 a sept. 1998 (225) para Ciudad Juárez, Chih.	Elasticidad del costo de la mano de obra de la industria (salarios per cápita en dólares) es (-0.0323)
Mollick (2003)	Función Cobb-Douglas en términos de trabajo y capital y obtiene una forma reducida en que la demanda de mano de obra es una función salario, el producto real, variables externas (producción real de Estados Unidos y el tipo de cambio) y una variable binaria para estimar el efecto de la entrada en vigor del TLC.	Datos anuales de 1990 a 2001, de 13 entidades federativas: seis fronteras (BC, Chih., Coah., NL, Son., Tamps.) y siete no-fronteras (Ags., Dur., Gto., Mex., Pue., SLP, Yuc.).	Elasticidad para el empleo maquilador en la frontera que va de -0.030 a -0.481 para el total. Para trabajo calificado va de -0.433 a -0.519 y para el trabajo no-calificado de -0.051 a -0.473. Para el empleo no-fronterizo la elasticidad es -0.252.

Cuadro 1
(*continuación*)

<i>Referencia</i>	<i>Modelo y variables independientes</i>	<i>Tipo de datos</i>	<i>Elasticidad</i>
Díaz (2005)	Modelo de impacto del comercio inter- nacional sobre el nivel de empleo y de salarios en la región fronteriza norte. Nivel de ocupación en sectores de la industria maquiladora, salarios de la economía y de la industria maquiladora, exportaciones de la industria maquiladora.	Datos de sección cruzada y series de tiempo para el periodo 1997-2004, en las entidades fronterizas del norte.	Estimación de la demanda de trabajo en la economía de la región, respecto del nivel de salarios de la economía no maquiladora es (-0.063147).
Mendoza (2009)	El nivel de salario promedio por hora, el tipo de cambio peso-dólar, las exporta- ciones de China a Estados Unidos y el índice de producción industrial de Estados Unidos	Datos mensuales de 1990 a 2006.	Estimación del nivel de sala- rios sobre el empleo en la industria es de (-0.574).
Mendoza y Calderón (2000)	Nivel de salarios, la actividad industrial en Estados Unidos y la interdependencia existente entre las empresas maquiladoras al interior de la industria (concentración industrial y el grado de especialización local en la generación del valor agregado).	Datos mensuales de 1980 a 1999 para tres entidades fronterizas: Chih., Tamps. y BC. Datos de sección cruzada y serie de tiempo para dos divisiones de la industria en el periodo 1990-1996.	Estimación del coeficiente de elasticidad de la demanda de trabajo: Chihuahua (-0.17), Tamaulipas (-0.09) y Baja California (-0.10).
Mollick (2008)	CES de trabajo calificado y no-calificado. Estima la prima de salario como función de la demanda	Datos mensuales de 1981 a 2006	Elasticidad de sustitución entre 1.727 y 2.145 entre trabajo

Cuadro 1
(*continuación*)

<i>Referencia</i>	<i>Modelo y variables independientes</i>	<i>Tipo de datos</i>	<i>Elasticidad</i>
	relativa de empleo calificado y el cociente de las rentas del capital a gastos totales.		calificado y no-calificado (Table1 1394).
Mendoza (2011)	Función lineal en los logaritmos. Nivele de salarios, el tipo de cambio y de los indicadores de producción en China y Estados Unidos.	Datos mensuales de enero de 1999 a junio de 2006.	Estimación de elasticidad de salarios reales sobre la demanda de trabajo es (-0.5216).

El objetivo en este artículo es estimar las demandas de los factores productivos (mano de obra, capital y materiales) de la industria maquiladora sin imponer supuestos de separabilidad funcional en la especificación de la tecnología. Para cumplir con ese objetivo, se especifica y estima una función de producción translog con tres factores productivos (trabajo, materiales y capital). De esta forma el presente estudio hace tres contribuciones a la literatura que ha estudiado la demanda de insumos empleados por la industria maquiladora de exportación de México: estima la demanda de mano de obra, materiales y capital sin imponer *a priori* restricciones de separabilidad funcional; al estimar las demandas de los factores proporcionamos estimaciones de las elasticidades precio-directas y precio-cruzadas de las demandas de mano de obra, materiales y capital. Además, como el modelo teórico no supone que las elasticidades de las demandas de los factores son constantes en el tiempo y entre sectores económicos, el artículo también proporciona las estimaciones de las elasticidades para cada sector económico maquilador de 1990 a 2006.

En la sección dos se presenta la metodología, enseguida se describen los datos empleados en la estimación de la función de producción, para después comentar los resultados, la sección final contiene las conclusiones.

2. Metodología

Se supone la existencia de una función de producción con cambio tecnológico neutral del tipo Hicks¹ que describe la relación entre la producción (Y) y los servicios de los factores productivos, trabajo (X^L), capital (X^K) y materiales (X^M) para la industria maquiladora: $Y = f(X^L, X^K, X^M)$.

Para especificar la función de producción se eligió una forma funcional general que ha sido aplicada ampliamente en estudios empíricos.² La forma funcional logarítmica trascendental (translog) es una aproximación logarítmica de segundo grado de cualquier función de producción, que no impone restricciones *a priori* en las elasticidades de sustitución ni en la separabilidad de los factores productivos

¹ El cambio tecnológico neutral de Hicks es aquel que mantiene constantes las tasas marginales de sustitución técnica entre los factores productivos.

² Algunos estudios que han estimado una función de producción del tipo translog son: Berndt y Christensen (1973a), Berndt y Christensen (1974), Griffin y Gregory (1976), Pindyck (1979), Fuss (1977), Kim (1992), Cabezas (1997), Tzouvelekas (2000), Klacek, Vosvra y Scholeser (2007).

(Christensen, Jorgenson y Lau, 1973). Para tres factores productivos y nueve sectores económicos de la industria maquiladora en el periodo 1990–2006, se puede escribir como:

$$\ln Y_{rt} = \ln \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln X_{rt}^i + \left(\frac{1}{2}\right) \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln X_{rt}^i \ln X_{rt}^j \quad (1)$$

$i, j = L, K, M$; r = sector económico I, \dots, IX ; $t = 1990, \dots, 2006$.

donde \ln denota el logaritmo natural. Nuestra especificación de la función de producción asume que los parámetros son iguales tanto en el tiempo como entre los sectores económicos considerados. Si además se supone que los mercados de los factores productivos son competitivos, entonces las condiciones necesarias para determinar los niveles de contratación eficientes implican la igualdad del valor de la producción marginal de cada factor $\left(P_{rt} \frac{\partial Y_{rt}}{\partial X_{rt}^i}\right)$ a su precio (ω_{rt}^i) . Al utilizar esta condición en el uso de los factores productivos se tiene que:

$$\frac{\partial \ln Y_{rt}}{\partial \ln X_{rt}^i} = \left(\frac{\partial Y_{rt}}{\partial X_{rt}^i}\right) \left(\frac{X_{rt}^i}{Y_{rt}}\right) = \left(\frac{\omega_{rt}^i}{P_{rt}}\right) \left(\frac{X_{rt}^i}{Y_{rt}}\right) = S_{rt}^i \quad (2)$$

donde P_{rt} es el precio del producto Y_{rt} y S_{rt}^i representa la participación del costo del i -ésimo factor productivo en los costos totales de producción. Al utilizar (2) en (1) se obtienen las expresiones que corresponden a las participaciones en costos totales del costo de cada factor productivo, que son la base para estimar los parámetros de la función de producción (1).

$$S_{rt}^L = \alpha_L + \beta_{LL} \ln X_{rt}^L + \beta_{LK} \ln X_{rt}^K + \beta_{LM} \ln X_{rt}^M, \quad (3)$$

$$S_{rt}^K = \alpha_K + \beta_{KL} \ln X_{rt}^L + \beta_{KK} \ln X_{rt}^K + \beta_{KM} \ln X_{rt}^M,$$

$$S_{rt}^M = \alpha_M + \beta_{ML} \ln X_{rt}^L + \beta_{MK} \ln X_{rt}^K + \beta_{MM} \ln X_{rt}^M.$$

Las ecuaciones en (3) representan los productos marginales logarítmicos o elasticidades producto de cada factor productivo, las cuales dependen de la utilización de los factores.

Proponemos estimar los parámetros de la función de producción translog (1) a partir de las ecuaciones de participación en costos (3). Se escribe la especificación estocástica incluyendo en cada ecuación de participación de costos un término aditivo de error. Se supone que el vector resultante de errores tiene una distribución normal independiente e idéntica con vector de medias igual a cero y una matriz de varianza - covarianza Ω , la cual es no - singular. La racionalización de los errores en la especificación estocástica es básicamente en dos sentidos: que las unidades de producción cometen errores al decidir el uso de factores de producción en forma óptima y que existen desviaciones del esquema competitivo en el funcionamiento de los mercados de factores (Berndt, 1991). En nuestra especificación, además se supone que las cantidades de factores productivos son exógenas.

Dado que las participaciones de costo deben sumar uno para cada observación (condición *adding-up*), al estimar las ecuaciones de participación de costos por OLS (mínimos cuadrados ordinarios), los parámetros deben satisfacer las siguientes condiciones:

$$\beta_{LL} + \beta_{KL} + \beta_{ML} = 0 \quad (4)$$

$$\beta_{LK} + \beta_{KK} + \beta_{MK} = 0$$

$$\beta_{LM} + \beta_{KM} + \beta_{MM} = 0$$

$$\alpha_L + \alpha_K + \alpha_M = 1.$$

Estas condiciones se pueden verificar en la segunda columna del cuadro 4, donde aparece la estimación de cada una de las ecuaciones del sistema (3) por OLS. Esta característica de las ecuaciones de participación implica que de los 12 parámetros en (3), ocho son libres. Esto es, los parámetros de las tres ecuaciones de participación de costos se pueden obtener estimando los parámetros de dos de ellas.³ Adicionalmente, los parámetros estimados deben ser independientes

³ Para una mayor discusión de la condición *adding - up*, ver Berndt (1991).

de las dos ecuaciones que se elijan para estimación. De esta forma tenemos que seleccionar un procedimiento que haga la estimación de los parámetros independiente de las dos ecuaciones que se elijan para estimar. Nos concentraremos en la estimación de las ecuaciones para S^L y S^M .

$$S_{rt}^L = \alpha_L + \beta_{LL} \ln X_{rt}^L + \beta_{LK} \ln X_{rt}^K + \beta_{LM} \ln X_{rt}^M + U_{rt}^L, \quad (5)$$

$$S_{rt}^M = \alpha_M + \beta_{ML} \ln X_{rt}^L + \beta_{MK} \ln X_{rt}^K + \beta_{MM} \ln X_{rt}^M + U_{rt}^M.$$

Para que la función de producción esté bien definida, los parámetros estimados deben satisfacer la condición de simetría ($\beta_{LK} = \beta_{KL}, \beta_{LM} = \beta_{ML}, \beta_{KM} = \beta_{MK}$). Esta restricción en los parámetros, junto con la condición *adding-up* (4), es equivalente a la imposición de rendimientos constantes a escala (RCE) en la función de producción. Al utilizar esas relaciones entre los parámetros se obtiene el sistema de ecuaciones que usaremos para estimar los parámetros de la función de producción (1):

$$S_{rt}^L = \alpha_L + \beta_{LL} \ln \left(\frac{X_{rt}^L}{X_{rt}^K} \right) + \beta_{LM} \ln \left(\frac{X_{rt}^M}{X_{rt}^K} \right) + U_{rt}^L, \quad (6)$$

$$S_{rt}^M = \alpha_M + \beta_{LM} \ln \left(\frac{X_{rt}^L}{X_{rt}^K} \right) + \beta_{MM} \ln \left(\frac{X_{rt}^M}{X_{rt}^K} \right) + U_{rt}^M.$$

Los cinco parámetros que se estimaron directamente son $\alpha_L, \alpha_M, \beta_{LL}, \beta_{LM}$, y β_{MM} . Debido a que las restricciones de simetría y RCE no se pueden imponer al estimar S^L y S^M por mínimos cuadrados ordinarios, entonces las ecuaciones de participación en costos se estiman como un sistema utilizando el método de regresión iterativo de ecuaciones aparentemente no - relacionadas (ISUR). Al usar este método se logra mayor eficiencia en la estimación, ya que tomamos en cuenta explícitamente la posibilidad de que los elementos fuera de la diagonal en la matriz de covarianzas de los residuales puedan ser diferentes de cero. Además, el procedimiento iterativo hace que los parámetros estimados sean independientes de la elección de las dos ecuaciones de participación en costos que estimamos.

Si seguimos a Berndt y Christensen (1973a), con los parámetros estimados a partir del sistema de ecuaciones (6), las elasticidades precio de las demandas de los factores productivos (ε_{ij} con $i, j = L, M, K$) se pueden obtener con las participaciones de costo de los factores y las elasticidades parciales de sustitución entre los factores:

$$\varepsilon_{ij} = S^j \sigma_{ij} \quad (7)$$

donde $\sigma_{ij} = \frac{|G_{ij}|}{|G|}$ es la elasticidad parcial de sustitución,

$$|G| = \begin{vmatrix} 0 & S^L & S^K & S^M \\ S^L & \beta_{LL} + (S^L)^2 S^L & \beta_{LK} + S^L S^K & \beta_{LM} + S^L S^M \\ S^K & \beta_{KL} + S^L S^K & \beta_{KK} + (S^K)^2 S^K & \beta_{KM} + S^M S^K \\ S^M & \beta_{ML} + S^L S^M & \beta_{MK} + S^M S^K & \beta_{MM} + (S^M)^2 S^M \end{vmatrix} \quad (8)$$

es el determinante del hessiano - orlado y $|G_{ij}|$ es el cofactor G_{ij} en G .

3. La información

La función translog (1) fue estimada con una base de datos que combina información de corte transversal de nueve sectores económicos de las maquiladoras mexicanas, con serie de tiempo anual para el periodo de 1990 a 2006. Los sectores o ramas de actividad incluidos son: (I) Selección, preparación, empaque y enlatado de alimentos; (II) Ensamble de prendas de vestir y otros productos confeccionados con otros textiles y otros materiales; (III) Fabricación de calzado e industria del cuero; (IV) Ensamble de muebles, sus accesorios y otros productos de madera y metal; (V) Construcción, reconstrucción y ensamble de equipo de transporte y sus accesorios; (VI) Ensamble y reparación de herramienta, equipo y sus partes excepto eléctrico; (VII) Ensamble de maquinaria, equipo, aparatos y artículos eléctricos y electrónicos; (VIII) Materiales y accesorios eléctricos y electrónicos y (IX) Ensamble de juguetes y artículos deportivos. Si bien la estadística disponible

de la industria maquiladora incluye doce sectores, nos hemos concentrado en los sectores manufactureros que están claramente clasificados por el Instituto Nacional de Geografía e Informática (INEGI). De esa forma no hemos incluido al sector servicios ni al de otras actividades manufactureras. Igual que Mollick e Ibarra (2013), se ha removido al sector químico por su comportamiento anormal. Los nueve sectores que usamos en el análisis acumulan 84.5% del total del costo de manos de obra en la industria maquiladora durante el periodo 1990 - 2006.

Para cuantificar el costo de la mano de obra (CL) se consideró el gasto en sueldos, salarios y compensaciones. El costo de materiales (CM) representa el gasto en materias primas, empaque y embotellado. Para el costo de capital (CK) se utilizó el gasto en renta de maquinaria y equipo, arrendamiento de edificios y terrenos, energía, teléfono y télex, aduanas, transporte, mantenimiento de maquinaria y edificios, otros y utilidades. Este enfoque para medir el costo de capital se ha denominado como el enfoque de valor agregado por Field y Grebenstein (1980). El costo total se obtiene al sumar el costo de mano de obra, el costo de materiales y el costo de capital ($CT = CL + CM + CK$). Las razones de costo de los factores productivos (S^L, S^M, S^K) resultan del cociente entre el costo del factor productivo correspondiente y el costo total. Esto es:

$$S_{rt}^L = \frac{CL_{rt}}{CT_{rt}}, S_{rt}^M = \frac{CM_{rt}}{CT_{rt}} \text{ y } S_{rt}^K = \frac{CK_{rt}}{CT_{rt}}$$

para $r = \text{I, II, ..., IX}$ y $t = 1990, 1991, ..., 2006$.

Con el propósito de medir los servicios de los insumos utilizados construimos índices de cantidad para la mano de obra, los materiales y el capital. El año base para estos índices es 1990. El índice de mano de obra (X_{rt}^L) del sector económico $r = \text{I, ..., IX}$ y el año $t = 1990, ..., 2006$, se obtuvo a partir de la suma ponderada del número de empleados (E_{rt}), obreros (O_{rt}) y técnicos (T_{rt}), donde el ponderador es el porcentaje del costo de mano de obra que corresponde a cada categoría de empleo (θ_{rt}^j , $j = E, O, T$): $L_{rt} = \theta_{rt}^E E_t + \theta_{rt}^O O_t + \theta_{rt}^T T_t$. Con la suma ponderada de unidades de mano de obra se obtiene el índice de mano de obra y se calcula con base 1990 en cada sector económico r y cada año t : $X_{rt}^L = \frac{L_{rt}}{L_{r1990}}$.

El índice de cantidad para materiales (X_{rt}^M), se calculó mediante la razón de gasto en materiales por el índice de precios al productor de materias primas,⁴ en relación con cada sector económico y rama

⁴ Índices de precios al productor, bienes intermedios materias primas, según quién los consume, INEGI.

de actividad. Específicamente, $M_{rt} = \frac{CM_{rt}}{IPM_{rt}}$, donde IPM_{rt} es el índice de precios de materias primas del sector r en el año t . El índice de materiales con base 1990 se obtiene de la siguiente forma: $X_{rt}^M = \frac{M_{rt}}{M_{r1990}}$. El cuadro 2 muestra los índices de precios que se utilizaron en cada sector económico.

Cuadro 2
Índices de precios de materias primas por sector económico

<i>Sector económico maquilador</i>	<i>Índice de precios al productor según materias primas por rama de actividad</i>
I. Selección, preparación, empaque y enlatado de alimentos.* R 11 carnes y lácteos, R 12 preparación de frutas y legumbres,	R 13 molienda de trigo, R 14 molienda de maíz, R 15 beneficio y molienda de café, R 16 azúcar, R 17 aceites y grasas comestibles, R 18 alimentos para animales, R 19 otros productos alimenticios.
II. Ensamble de prendas de vestir y otros productos confeccionados con otros textiles y otros materiales.	R 27 prendas de vestir.
III. Fabricación de calzado e industria del cuero.	R 28 cuero y calzado.
IV. Ensamble de muebles, sus accesorios y otros productos de madera y metal.*	R 29 aserraderos, triplay y tableros, R 30 otros productos de madera y corcho, R 48 muebles metálicos.
V. Construcción, reconstrucción y ensamble de equipo de transporte y sus accesorios.	R 58 equipo y material de transporte.
VI. Ensamble y reparación de herramienta, equipo y sus partes excepto eléctrico.	R 51 maquinaria y equipo no eléctrico.
VII. Ensamble de maquinaria, equipo, aparatos y artículos eléctricos y electrónicos.*	R 54 equipos y aparatos electrónicos, R 55 equipos y aparatos eléctricos.

Cuadro 2
(continuación)

<i>Sector económico maquilador</i>	<i>Índice de precios al productor según materias primas por rama de actividad</i>
VIII. Materiales y accesorios eléctricos y electrónicos.	R 52 maquinaria y aparatos eléctricos.
IX. Ensamble de juguetes y artículos deportivos.*	R 41 productos de hule, R 42 artículos de plástico.

Nota: *El índice en este sector se calculó con el promedio de los índices de las distintas ramas de actividad. Fuente: Estadística de la industria maquiladora de exportación, Banco de información económica, INEGI; Índices de precios al productor, bienes intermedios materias primas, según quién los consume, INEGI.

El índice de capital (X_{rt}^K), se calcula a partir de la razón del costo de capital y el índice de precios al productor de mercancías y servicios.⁵ Esto es, $K_{rt} = \frac{CK_{rt}}{IPK_t}$, donde IPK_t es el índice de precios al productor según mercancías y servicios finales que componen la formación bruta de capital para cada año t . El índice de capital con base 1990 en cada sector r y cada año t se obtiene: $X_{rt}^K = \frac{K_{rt}}{K_{r1990}}$.

El cuadro 3 muestra estadísticas descriptivas de las variables descritas en esta sección. A partir de la estadística descriptiva por sector económico se desprenden algunas características generales de la industria maquiladora:

1) El costo de materiales es el que representa el mayor porcentaje de los componentes de los costos en todos los sectores económicos. El promedio anual de participación de los materiales en el costo total varía entre 62.4% en el sector I (Selección, preparación, empaque y enlatado de alimentos) y 84.7% en el sector VIII (Materiales y accesorios eléctricos y electrónicos). La participación promedio anual del costo de la mano de obra ronda entre 8.5% en el sector VIII y 18.2% en el sector IX (Ensamble de juguetes y artículos deportivos);

2) Los sectores más prominentes en cuanto a los costos totales asociados con el proceso maquilador son el VIII, con un promedio

⁵ Índices de precios al productor, mercancías y servicios finales, componentes de demanda final, demanda interna, formación bruta de capital, INEGI.

anual de 162 mil millones de pesos (mmp) y el sector V (Construcción, reconstrucción y ensamble de equipo de transporte y sus accesorios) con un costo anual promedio de 92 mmp;

3) Al considerar la desviación estándar, los sectores que experimentaron mayor variación en los índices de factores productivos fueron, el II (Ensamble de prendas de vestir y otros productos confeccionados con textiles y otros materiales) en el índice de mano de obra (X_L), el VIII en el índice de materiales (X_M) y el VI (Ensamble y reparación de herramienta, equipo y sus partes excepto eléctrico) en el índice de capital (X_K).

4. Resultados

El cuadro 4 presenta los resultados de la estimación de los sistemas de ecuaciones (3) y (6). El sistema (3) se estimó ecuación por ecuación con la aplicación de OLS. Hay que observar que, como se hizo notar en la sección de metodología, se cumplen las condiciones *adding up* descritas en la expresión (4), dado que la suma de las participaciones de costos es uno para cada observación ($S^L + S^K + S^M = 1$).

El sistema de ecuaciones (6), junto con las restricciones de simetría - RCE, es la base para estimar los parámetros de (1) y las elasticidades precio de las demandas de factores, al aplicar la expresión (9). Ese sistema fue estimado con el método ISUR. Los parámetros estimados aparecen en la columna 3 del cuadro 4. Todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos excepto β_{LK} en la estimación por ISUR. Los coeficientes de determinación de las ecuaciones de participación en costos totales para los factores productivos del modelo restringido indican que se explica 12.97%, 10.92% y 11.59% de las variaciones en las participaciones en costos totales de los costos de mano de obra, materiales y capital, respectivamente.

El estadístico Durbin-Watson, estimado para cada una de las ecuaciones de participación en costos, indica que se puede rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación, a un nivel de 0.05 de significancia. Para evitar que los errores estándar estimados sean ineficientes, se utilizó el método *bootstrap* para la estimación de errores estándar robustos en un sistema de regresiones aparentemente no relacionadas (Cameron y Trivedi, 2009). Por medio de este método se hace inferencia estadística a través de procesos de re muestreo repetido. Las estimaciones y pruebas de consistencia que se describen se desarrollaron con base en el modelo ISUR corregido por errores estándar robustos.

Cuadro 3
Estadística descriptiva

	<i>CL*</i>	<i>CM*</i>	<i>CK*</i>	<i>SL</i>	<i>SM</i>	<i>SK</i>	<i>XL</i>	<i>XM</i>	<i>XK</i>
<i>(I) Selección, preparación, empaque y enlatado de alimentos (n = 17)</i>									
Promedio	385,795	1,877,961	621,421	0.1549	0.6244	0.2207	116.2	191.4	151.7
Desv. Std.	270,425	1,827,380	548,904	0.0321	0.0388	0.0284	19.2	106.3	64.8
Mínimo	64,928	258,126	103,872	0.0940	0.5396	0.1859	87.3	99.1	86.8
Máximo	903,453	6,767,781	1,942,319	0.2101	0.7040	0.3090	152.5	460.9	299.8
<i>(II) Ensamble de prendas de vestir y otros prod confeccionados con textiles y otros materiales (n = 17)</i>									
Promedio	5,400,037	26,597,196	5,928,392	0.1495	0.7134	0.1371	372.8	67.5	77.2
Desv. Std.	3,900,261	18,347,682	4,734,295	0.0243	0.0264	0.0300	188.6	34.3	44.3
Mínimo	448,922	1,847,643	240,296	0.1163	0.6757	0.0947	100.0	13.0	11.1
Máximo	10,616,863	54,380,844	13,552,986	0.1869	0.7631	0.1798	663.6	106.6	140.0
<i>(III) Fabricación de calzado e industria del cuero (n = 17)</i>									
Promedio	280,743	1,592,395	208,481	0.1489	0.7422	0.1088	107.2	211.1	114.4
Desv. Std.	155,761	988,464	117,476	0.0318	0.0483	0.0198	19.0	78.8	22.5
Mínimo	61,508	238,853	52,775	0.1139	0.6604	0.0830	77.7	100.0	89.6
Máximo	462,311	2,768,647	397,849	0.2081	0.7969	0.1494	141.0	340.0	172.2
<i>(IV) Ensamble de muebles sus accesorios y otros productos de madera y metal (n = 17)</i>									
Promedio	2,362,943	13,239,763	2,866,876	0.1308	0.7292	0.1401	174.2	265.7	325.0
Desv. Std.	1,751,206	9,915,647	2,319,216	0.0127	0.0304	0.0281	41.0	86.5	164.8
Mínimo	273,674	1,300,206	213,009	0.1076	0.6741	0.0973	100.0	100.0	100.0
Máximo	5,278,698	33,101,598	6,295,545	0.1532	0.7734	0.1843	223.0	400.1	519.2

Cuadro 3
(continuación)

	<i>CL*</i>	<i>CM*</i>	<i>CK*</i>	<i>SL</i>	<i>SM</i>	<i>SK</i>	<i>XL</i>	<i>XM</i>	<i>XK</i>
<i>(V) Construcción, reconstrucción y ensamble de equipo de transporte y sus accesorios (n = 17)</i>									
Promedio	11,151,911	72,624,622	8,566,682	0.1182	0.7940	0.0878	175.7	191.8	201.9
Desv. Std.	8,333,617	49,417,467	7,069,980	0.0137	0.0263	0.0147	47.9	45.1	83.3
Mínimo	1,306,860	9,029,936	1,059,474	0.0947	0.7648	0.0646	100.0	100.0	100.0
Máximo	24,956,480	158,609,017	22,600,327	0.1378	0.8407	0.1096	232.7	239.0	344.6
<i>(VI) Ensamble y reparación de herramienta, equipo y sus partes excepto eléctrico (n = 17)</i>									
Promedio	758,070	5,742,383	741,435	0.1156	0.7789	0.1055	215.9	266.8	330.3
Desv. Std.	684,161	5,670,704	683,404	0.0213	0.0286	0.0096	101.0	150.9	197.2
Mínimo	66,713	452,418	52,246	0.0846	0.7289	0.0914	100.0	99.5	100.0
Máximo	1,877,281	18,245,041	2,064,027	0.1584	0.8224	0.1211	390.9	522.0	638.2
<i>(VII) Ensamble de maquinaria, equipo, aparatos y artículos eléctricos y electrónicos (n = 17)</i>									
Promedio	4,818,100	55,670,692	4,680,895	0.0937	0.8342	0.0721	148.7	281.0	246.1
Desv. Std.	3,501,375	53,179,189	4,303,107	0.0282	0.0314	0.0090	37.4	118.4	135.1
Mínimo	661,069	4,272,927	450,578	0.0525	0.7844	0.0570	94.6	100.0	91.0
Máximo	11,375,450	190,451,140	14,684,934	0.1417	0.8796	0.0902	218.8	461.0	526.5
<i>(VIII) Materiales y accesorios eléctricos y electrónicos (n = 17)</i>									
Promedio	12,076,950	139,661,540	10,499,224	0.0852	0.8470	0.0677	179.0	367.0	248.9
Desv. Std.	8,695,604	107,073,135	7,996,597	0.0206	0.0307	0.0116	54.0	157.8	115.8
Mínimo	1,416,873	9,184,289	1,045,357	0.0627	0.7886	0.0514	99.7	100.0	100.0
Máximo	24,699,056	306,789,464	21,788,303	0.1217	0.8824	0.0907	287.0	584.1	416.5

Cuadro 3
(continuación)

	<i>CL*</i>	<i>CM*</i>	<i>CK*</i>	<i>SL</i>	<i>SM</i>	<i>SK</i>	<i>XL</i>	<i>XM</i>	<i>XK</i>
<i>(IX) Ensamble de juguetes y artículos deportivos (n = 17)</i>									
Promedio	430,952	1,540,927	406,239	0.1818	0.6481	0.1700	89.7	98.9	90.1
Desv. Std.	236,238	797,301	219,550	0.0363	0.0480	0.0264	24.6	22.5	15.8
Mínimo	105,028	398,835	108,353	0.1476	0.5304	0.1163	55.6	72.7	58.8
Máximo	797,188	2,483,646	650,517	0.2650	0.7122	0.2191	141.2	139.4	118.1

Nota: *Monto del costo de los factores productivos en miles de pesos. Fuente: Elaboración propia con base en Estadística de la industria maquiladora de exportación, 1975-1984, 1991-1996 y Banco de información económica, INEGI. Índices de precios al productor (bienes intermedios - materias primas y mercancías - servicios finales, INEGI.

Cuadro 4
Resultados de la estimación

Parámetro	Sistema 3 OLS				Sistema 6 ISUR			
α_L	.4083732*** (15.12)				.1334750*** (46.24)			
α_M	.2557697*** (4.08)				.7362130*** (118.05)			
α_K	.3358673*** (7.62)				.1303120*** (30.86)			
β_{LL}	-.0227168*** (-4.31)				.0173950*** (5.08)			
β_{LK}	.0165645** (2.00)				.0012350 (.33)			
β_{LM}	-.0477871*** (-5.96)				-.0186300*** (-3.62)			
β_{ML}	.0499334*** (4.08)				-.0186300*** (-3.62)			
β_{MK}	-.0856204*** (-4.46)				-.0607900*** (-6.31)			
β_{MM}	.1299605*** (6.98)				.0794210*** (6.36)			
β_{KL}	-.0272181*** (-3.17)				.0012350 (.33)			
β_{KM}	-.0821737*** (-6.28)				-.0607900*** (-6.31)			
β_{KK}	.0690559*** (5.12)				.0595550*** (6.86)			
	R_L^2	.49	DW_L	.61	R_L^2	.13	DW_L	.38
	R_M^2	.37	DW_M	.23	R_M^2	.11	DW_M	.14
	R_K^2	.23	DW_K	.21	R_K^2	.12	DW_K	.14

Notas: Estimaciones realizadas con base en la combinación de series de tiempo anuales (1990-2006) con corte transversal de nueve sectores económicos de la industria maquiladora. Se utilizó el método de regresión de mínimos cuadrados ordinario (OLS) y el método iterativo de ecuaciones aparentemente no-relacionadas (ISUR), en este último se aplicó la técnica *bootstrap* para obtener errores estándar robustos. Los números en paréntesis representan el estadístico *t-student*. Los símbolos *, ** y *** denotan niveles de significancia de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Se realizaron pruebas con el modelo (6) para verificar las propiedades teóricas de monotonidad y convexidad de la función de producción translog. Para la monotonidad, se revisó que efectivamente las razones de costo estimadas fueran positivas para cada una de las observaciones. De igual manera, se verificó que el determinante del hessiano orlado (8), al sustituir los coeficientes estimados, fuera definitivamente negativo (*negative definite*) para cada observación. Con esto se puede aseverar que el modelo translog estimado es adecuado para analizar las demandas de los factores productivos de la industria maquiladora.

Con base en los parámetros estimados del sistema de ecuaciones de participación (6) y con la aplicación de la fórmula (7) se calcularon las elasticidades precio de las demandas de factores para cada observación. El cuadro 5 contiene los resultados.

Las elasticidades precio directas de las demandas de mano de obra, capital y materiales son negativas en cada observación. La demanda de capital parece ser más elástica que la demanda de mano de obra y la demanda de materiales, en cada uno de los años y sectores económicos de la maquiladora considerados en este estudio. En particular, la elasticidad precio - directa estimada de la mano de obra es cercana a uno en valor absoluto, mientras que la elasticidad de la demanda de capital es mayor a uno en valor absoluto en cada observación. El promedio en los diferentes sectores económicos de esta última fluctúa entre -1.720 en el sector VI (Ensamble y reparación de herramienta, equipo y sus partes excepto eléctrico) y -3.701 en el sector III (Fabricación de calzado e industria del cuero): el capital utilizado en la industria maquiladora es muy sensible a cambios en su propio precio. La elasticidad precio directa de la demanda por materiales es menor a uno en valor absoluto para cada observación. El promedio de esta elasticidad en los sectores económicos varía entre -0.484 en el sector IV (Ensamble de muebles sus accesorios y otros productos de madera y metal) y -0.590 en el sector III (Fabricación de calzado e industria del cuero). Esto indica que la demanda de materiales es inelástica con respecto a su propio precio.

Cuadro 5

*Elasticidades precio de las demandas de factores estimadas
para la industria maquiladora por sector económico, 1990 - 2006*

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
<i>(I) Selección, preparación, empaque y enlatado de alimentos (n = 17)</i>									
1990	-1.023	-1.873	-0.488	0.079	0.081	0.944	0.171	0.317	1.792
1991	-1.026	-2.237	-0.497	0.053	0.062	0.973	0.170	0.327	2.175
1992	-1.025	-2.078	-0.491	0.063	0.070	0.962	0.170	0.321	2.007
1993	-1.021	-2.028	-0.493	0.068	0.075	0.953	0.172	0.320	1.954
1994	-1.029	-2.000	-0.487	0.068	0.073	0.960	0.169	0.318	1.927
1995	-1.028	-1.849	-0.485	0.080	0.080	0.948	0.169	0.316	1.769
1996	-1.016	-1.574	-0.498	0.111	0.098	0.905	0.174	0.324	1.476
1997	-1.015	-1.849	-0.493	0.082	0.086	0.933	0.175	0.318	1.764
1998	-1.025	-2.007	-0.489	0.068	0.074	0.957	0.170	0.319	1.934
1999	-1.031	-2.025	-0.487	0.066	0.070	0.965	0.168	0.319	1.955
2000	-1.048	-2.610	-0.506	0.029	0.035	1.018	0.163	0.342	2.574
2001	-1.052	-2.545	-0.499	0.031	0.037	1.021	0.161	0.338	2.508
2002	-1.052	-2.502	-0.497	0.033	0.039	1.019	0.161	0.336	2.464
2003	-1.073	-2.219	-0.473	0.044	0.045	1.029	0.152	0.320	2.174
2004	-1.069	-2.433	-0.485	0.033	0.036	1.036	0.154	0.330	2.398
2005	-1.080	-2.317	-0.474	0.037	0.037	1.044	0.150	0.324	2.280

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
2006	-1.093	-2.600	-0.484	0.018	0.019	1.075	0.147	0.337	2.581
Promedio	-1.042	-2.162	-0.490	0.057	0.060	0.985	0.165	0.325	2.102
<i>(II) Ensamble de prendas de vestir y otros productos confeccionados con textiles y otros materiales</i>									
1990	-1.023	-1.873	-0.488	0.079	0.081	0.944	0.171	0.317	1.792
1991	-0.949	-2.012	-0.541	0.081	0.111	0.868	0.209	0.331	1.901
1992	-0.949	-1.975	-0.539	0.083	0.113	0.867	0.209	0.330	1.862
1993	-0.953	-2.045	-0.538	0.078	0.107	0.875	0.207	0.332	1.938
1994	-0.954	-2.006	-0.537	0.080	0.109	0.873	0.206	0.330	1.897
1995	-0.954	-1.835	-0.533	0.093	0.116	0.862	0.206	0.327	1.719
1996	-0.958	-1.875	-0.531	0.089	0.113	0.869	0.204	0.327	1.763
1997	-0.955	-1.715	-0.533	0.104	0.121	0.852	0.205	0.328	1.593
1998	-0.957	-1.736	-0.531	0.101	0.119	0.856	0.204	0.327	1.617
1999	-0.957	-1.750	-0.531	0.100	0.119	0.857	0.204	0.327	1.631
2000	-0.954	-1.728	-0.534	0.102	0.121	0.852	0.206	0.328	1.607
2001	-0.958	-1.677	-0.532	0.107	0.122	0.851	0.204	0.328	1.556
2002	-0.963	-1.709	-0.528	0.103	0.118	0.859	0.201	0.327	1.592
2003	-0.966	-1.625	-0.528	0.112	0.120	0.854	0.199	0.329	1.505
2004	-0.968	-1.701	-0.524	0.103	0.115	0.865	0.198	0.326	1.586
2005	-0.958	-1.684	-0.532	0.107	0.121	0.851	0.204	0.328	1.563

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
2006	-0.959	-1.743	-0.530	0.101	0.118	0.858	0.203	0.327	1.625
Promedio	-0.961	-1.805	-0.530	0.095	0.114	0.865	0.202	0.328	1.691
<i>(III) Fabricación de calzado e industria del cuero</i>									
1990	-1.023	-1.873	-0.488	0.079	0.081	0.944	0.171	0.317	1.792
1991	-1.027	-2.085	-0.491	0.063	0.069	0.964	0.170	0.321	2.016
1992	-1.026	-2.042	-0.490	0.066	0.072	0.961	0.170	0.320	1.971
1993	-1.033	-2.426	-0.503	0.042	0.050	0.991	0.168	0.335	2.376
1994	-1.039	-2.505	-0.504	0.037	0.044	1.002	0.166	0.338	2.460
1995	-1.041	-2.119	-0.484	0.058	0.062	0.984	0.164	0.320	2.058
1996	-1.047	-2.561	-0.503	0.032	0.038	1.015	0.163	0.340	2.523
1997	-1.047	-3.796	-0.591	-0.016	-0.022	1.063	0.168	0.423	3.818
1998	-1.060	-5.388	-0.714	-0.071	-0.107	1.131	0.170	0.544	5.495
1999	-1.073	-8.017	-0.931	-0.154	-0.244	1.227	0.177	0.754	8.261
2000	-1.065	-4.748	-0.658	-0.053	-0.077	1.118	0.165	0.493	4.825
2001	-1.075	-3.506	-0.554	-0.015	-0.019	1.090	0.157	0.398	3.526
2002	-1.081	-4.384	-0.620	-0.048	-0.065	1.129	0.158	0.462	4.449
2003	-1.078	-3.856	-0.580	-0.029	-0.038	1.107	0.157	0.423	3.894
2004	-1.078	-4.846	-0.659	-0.062	-0.087	1.140	0.162	0.498	4.933
2005	-1.068	-3.652	-0.568	-0.018	-0.024	1.087	0.159	0.409	3.676

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
2006	-1.066	-5.117	-0.688	-0.065	-0.096	1.132	0.167	0.521	5.213
Promedio	-1.055	-3.701	-0.590	-0.009	-0.021	1.064	0.165	0.424	3.723
<i>(IV) Ensamble de muebles sus accesorios y otros productos de madera y metal</i>									
1990	-1.023	-1.873	-0.488	0.079	0.081	0.944	0.171	0.317	1.792
1991	-1.036	-2.082	-0.486	0.061	0.066	0.975	0.166	0.320	2.016
1992	-1.033	-2.036	-0.486	0.065	0.069	0.968	0.167	0.319	1.968
1993	-1.037	-2.293	-0.494	0.048	0.055	0.989	0.166	0.328	2.238
1994	-1.042	-2.346	-0.494	0.044	0.051	0.998	0.164	0.329	2.296
1995	-1.043	-1.958	-0.479	0.069	0.069	0.974	0.163	0.316	1.890
1996	-1.040	-1.901	-0.480	0.074	0.072	0.966	0.164	0.315	1.829
1997	-1.034	-1.763	-0.483	0.087	0.081	0.947	0.167	0.316	1.682
1998	-1.038	-1.865	-0.480	0.077	0.075	0.961	0.165	0.315	1.790
1999	-1.036	-1.647	-0.484	0.099	0.086	0.937	0.166	0.318	1.561
2000	-1.035	-1.529	-0.491	0.114	0.091	0.921	0.166	0.324	1.438
2001	-1.040	-1.614	-0.483	0.102	0.086	0.938	0.164	0.319	1.529
2002	-1.043	-1.592	-0.483	0.104	0.085	0.939	0.163	0.320	1.507
2003	-1.047	-1.578	-0.481	0.105	0.084	0.942	0.161	0.320	1.494
2004	-1.043	-1.585	-0.483	0.105	0.086	0.938	0.163	0.320	1.500
2005	-1.047	-1.672	-0.477	0.094	0.080	0.953	0.161	0.316	1.591

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
2006	-1.049	-1.732	-0.475	0.087	0.077	0.961	0.161	0.315	1.655
Promedio	-1.039	-1.827	-0.484	0.083	0.076	0.956	0.165	0.319	1.751
<i>(V) Construcción, reconstrucción y ensamble de equipo de transporte y sus accesorios</i>									
1990	-1.023	-1.873	-0.488	0.079	0.081	0.944	0.171	0.317	1.792
1991	-1.024	-1.823	-0.488	0.083	0.083	0.940	0.171	0.317	1.740
1992	-1.030	-2.033	-0.488	0.066	0.070	0.964	0.168	0.319	1.962
1993	-1.036	-2.212	-0.491	0.053	0.059	0.983	0.166	0.324	2.152
1994	-1.033	-2.172	-0.491	0.056	0.063	0.977	0.167	0.323	2.109
1995	-1.028	-2.072	-0.490	0.063	0.069	0.965	0.169	0.320	2.003
1996	-1.036	-2.303	-0.495	0.048	0.055	0.988	0.167	0.328	2.249
1997	-1.032	-2.131	-0.490	0.059	0.065	0.973	0.168	0.322	2.066
1998	-1.028	-2.056	-0.489	0.064	0.070	0.963	0.169	0.320	1.986
1999	-1.031	-2.015	-0.487	0.067	0.071	0.964	0.168	0.319	1.944
2000	-1.025	-1.949	-0.488	0.072	0.076	0.953	0.170	0.318	1.873
2001	-1.024	-1.808	-0.487	0.084	0.083	0.940	0.171	0.317	1.724
2002	-1.026	-1.771	-0.486	0.087	0.084	0.939	0.170	0.317	1.686
2003	-1.025	-1.654	-0.490	0.100	0.090	0.925	0.170	0.319	1.564
2004	-1.018	-1.584	-0.496	0.109	0.096	0.909	0.173	0.323	1.488
2005	-1.020	-1.588	-0.495	0.109	0.095	0.911	0.173	0.323	1.492

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
2006	-1.020	-1.563	-0.497	0.112	0.096	0.908	0.173	0.324	1.466
Promedio	-1.027	-1.918	-0.490	0.077	0.077	0.950	0.170	0.321	1.841
<i>(VI) Ensamble y reparación de herramienta, equipo y sus partes excepto eléctrico</i>									
1990	-1.023	-1.873	-0.488	0.079	0.081	0.944	0.171	0.317	1.792
1991	-1.021	-1.728	-0.490	0.093	0.088	0.928	0.172	0.318	1.640
1992	-1.026	-1.704	-0.488	0.094	0.088	0.931	0.170	0.318	1.616
1993	-1.021	-1.749	-0.489	0.091	0.087	0.931	0.172	0.318	1.661
1994	-1.023	-1.748	-0.489	0.090	0.087	0.932	0.171	0.317	1.661
1995	-1.020	-1.641	-0.493	0.102	0.093	0.918	0.172	0.320	1.548
1996	-1.029	-1.774	-0.485	0.087	0.083	0.943	0.168	0.316	1.691
1997	-1.035	-1.834	-0.482	0.080	0.078	0.955	0.166	0.316	1.756
1998	-1.027	-1.705	-0.487	0.094	0.087	0.933	0.169	0.318	1.618
1999	-1.026	-1.699	-0.488	0.095	0.088	0.931	0.170	0.318	1.612
2000	-1.030	-1.712	-0.485	0.093	0.085	0.938	0.168	0.317	1.626
2001	-1.034	-1.659	-0.484	0.098	0.086	0.936	0.166	0.318	1.573
2002	-1.036	-1.692	-0.483	0.094	0.084	0.942	0.166	0.317	1.609
2003	-1.036	-1.620	-0.485	0.102	0.087	0.934	0.166	0.319	1.533
2004	-1.032	-1.668	-0.485	0.097	0.087	0.934	0.167	0.318	1.581
2005	-1.035	-1.730	-0.482	0.090	0.083	0.945	0.166	0.316	1.647

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
2006	-1.034	-1.711	-0.483	0.092	0.084	0.942	0.166	0.317	1.627
Promedio	-1.029	-1.720	-0.486	0.092	0.085	0.936	0.169	0.318	1.635
<i>(VII) Ensamble de maquinaria, equipo, aparatos y artículos eléctricos y electrónicos</i>									
1990	-1.023	-1.873	-0.488	0.079	0.081	0.944	0.171	0.317	1.792
1991	-1.033	-2.205	-0.492	0.054	0.061	0.979	0.167	0.324	2.144
1992	-1.033	-2.196	-0.492	0.054	0.061	0.979	0.167	0.324	2.134
1993	-1.037	-2.576	-0.509	0.033	0.041	1.004	0.167	0.342	2.535
1994	-1.037	-2.295	-0.494	0.048	0.055	0.989	0.166	0.328	2.240
1995	-1.038	-1.990	-0.482	0.067	0.069	0.971	0.165	0.317	1.921
1996	-1.055	-2.303	-0.485	0.044	0.047	1.011	0.159	0.326	2.255
1997	-1.058	-2.363	-0.487	0.040	0.043	1.018	0.158	0.328	2.319
1998	-1.064	-2.753	-0.506	0.019	0.022	1.046	0.157	0.349	2.731
1999	-1.060	-2.507	-0.493	0.031	0.035	1.029	0.158	0.335	2.472
2000	-1.050	-2.141	-0.481	0.054	0.057	0.996	0.161	0.320	2.084
2001	-1.050	-2.007	-0.476	0.064	0.063	0.986	0.160	0.316	1.943
2002	-1.058	-2.047	-0.474	0.059	0.058	0.999	0.157	0.316	1.989
2003	-1.064	-1.869	-0.468	0.072	0.065	0.992	0.155	0.313	1.805
2004	-1.053	-1.814	-0.472	0.079	0.071	0.974	0.159	0.314	1.743
2005	-1.060	-1.947	-0.470	0.066	0.062	0.994	0.157	0.314	1.884

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
2006	-1.046	-1.638	-0.4779	0.098	0.082	0.948	0.162	0.317	1.556
Promedio	-1.048	-2.148	-0.485	0.056	0.057	0.992	0.162	0.324	2.091
<i>(VIII) Materiales y accesorios eléctricos y electrónicos</i>									
1990	-1.023	-1.873	-0.488	0.079	0.081	0.944	0.171	0.317	1.792
1991	-1.036	-2.113	-0.487	0.059	0.064	0.977	0.166	0.321	2.049
1992	1.040	-2.517	-0.504	0.036	0.043	1.005	0.165	0.338	2.474
1993	-1.051	-3.292	-0.550	0.000	0.001	1.051	0.164	0.386	3.291
1994	-1.046	-2.777	-0.517	0.022	0.028	1.023	0.164	0.353	2.749
1995	-1.049	-2.801	-0.517	0.021	0.026	1.028	0.163	0.354	2.775
1996	-1.060	-3.716	-0.578	-0.018	-0.024	1.077	0.163	0.415	3.740
1997	-1.057	-3.400	-0.555	-0.005	-0.007	1.062	0.163	0.393	3.407
1998	-1.056	-2.756	-0.510	0.021	0.025	1.036	0.160	0.350	2.731
1999	-1.055	-2.296	-0.485	0.044	0.048	1.011	0.159	0.326	2.248
2000	-1.056	-2.522	-0.496	0.032	0.036	1.024	0.160	0.337	2.485
2001	-1.062	-2.308	-0.482	0.042	0.044	1.021	0.157	0.325	2.263
2002	-1.071	-2.423	-0.484	0.033	0.036	1.038	0.154	0.330	2.387
2003	-1.074	-2.438	-0.483	0.032	0.034	1.042	0.153	0.330	2.404
2004	-1.064	-2.494	-0.491	0.031	0.035	1.032	0.157	0.334	2.459
2005	-1.058	-2.246	-0.481	0.046	0.049	1.012	0.158	0.323	2.197

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
2006	-1.050	-2.024	-0.477	0.062	0.063	0.988	0.160	0.317	1.962
Promedio	-1.053	-2.588	-0.505	0.032	0.034	1.022	0.161	0.344	2.554
<i>(IX) Ensamble de juguetes y artículos deportivos</i>									
1990	-1.023	-1.873	-0.488	0.079	0.081	0.944	0.171	0.317	1.792
1991	-1.024	-1.693	-0.489	0.096	0.089	0.928	0.171	0.318	1.604
1992	-1.027	-1.822	-0.486	0.083	0.081	0.945	0.169	0.316	1.740
1993	-1.028	-2.219	-0.495	0.054	0.062	0.974	0.170	0.326	2.157
1994	-1.034	-2.810	-0.525	0.024	0.031	1.010	0.169	0.356	2.778
1995	-1.032	-2.131	-0.490	0.059	0.065	0.973	0.168	0.322	2.066
1996	-1.034	-2.067	-0.487	0.063	0.067	0.971	0.167	0.320	2.000
1997	-1.027	-2.053	-0.490	0.065	0.071	0.963	0.170	0.320	1.982
1998	-1.029	-1.994	-0.487	0.069	0.073	0.961	0.169	0.318	1.921
1999	-1.032	-2.409	-0.502	0.043	0.052	0.989	0.169	0.334	2.357
2000	-1.020	-2.158	-0.497	0.059	0.069	0.961	0.173	0.324	2.089
2001	-1.011	-1.808	-0.495	0.087	0.089	0.925	0.176	0.318	1.719
2002	-1.016	-1.686	-0.493	0.098	0.092	0.919	0.174	0.319	1.594
2003	-1.038	-2.020	-0.483	0.065	0.068	0.973	0.165	0.318	1.952
2004	-1.029	-1.831	-0.485	0.081	0.080	0.948	0.168	0.316	1.751
2005	-1.036	-1.747	-0.482	0.088	0.081	0.947	0.166	0.316	1.665

Cuadro 5
(continuación)

	<i>Elasticidades precio-directas</i>			<i>Elasticidades precio-cruzadas</i>					
<i>Año</i>	ε_{LL}	ε_{KK}	ε_{MM}	ε_{LK}	ε_{KL}	ε_{LM}	ε_{ML}	ε_{MK}	ε_{KM}
2006	-1.035	-1.916	-0.482	0.073	0.074	0.961	0.166	0.316	1.842
Promedio	-1.028	-2.014	-0.492	0.070	0.072	0.958	0.169	0.322	1.942

Los resultados son interesantes a la luz de la importancia que tienen los componentes de costo en la industria maquiladora. Como se puede apreciar en el cuadro 3, el promedio anual de la participación del costo de los materiales es mayor a 60% en todos los sectores, mientras que la participación del costo laboral no supera 20% en ningún sector económico. Si bien la generación de empleos se ha reconocido como una de las principales ventajas de la industria maquiladora, lo que ha motivado que los estudios se concentren en entender su comportamiento, la importancia que tiene el uso de materiales en la estructura de costos es mayor a la del factor trabajo.

En resumen, las elasticidades precio - directas estimadas nos indican que la elasticidad de la demanda de mano de obra es aproximadamente igual a uno en valor absoluto, que la demanda de capital es relativamente elástica y que la demanda de materiales es inelástica con respecto a su propio precio. Los promedios anuales de las elasticidades precio - directa de los nueve sectores económicos considerados son: $\varepsilon_{LL} = -1.031$, $\varepsilon_{KK} = -2.209$ y $\varepsilon_{MM} = -0.506$.

Las elasticidades precio - cruzadas son en su mayoría positivas, excepto en los casos de los sectores III (Fabricación de calzado e industria del cuero) y VIII (Materiales y accesorios eléctricos y electrónicos) en relación con las elasticidades precio cruzadas de la mano de obra con respecto al precio del capital (ε_{LK}) y del capital con respecto al precio de la mano de obra (ε_{KL}). En el sector III esas elasticidades fueron negativas de 1997 a 2006 y como resultado los promedios anuales fueron negativos: $\varepsilon_{LK} = -0.009$ y $\varepsilon_{KL} = 0.021$. Para el sector VIII se obtuvieron elasticidades precio cruzadas trabajo-capital negativas en 1996 y 1997, aunque los promedios anuales en este caso fueron positivos: $\varepsilon_{LK} = 0.032$ y $\varepsilon_{KL} = 0.034$.

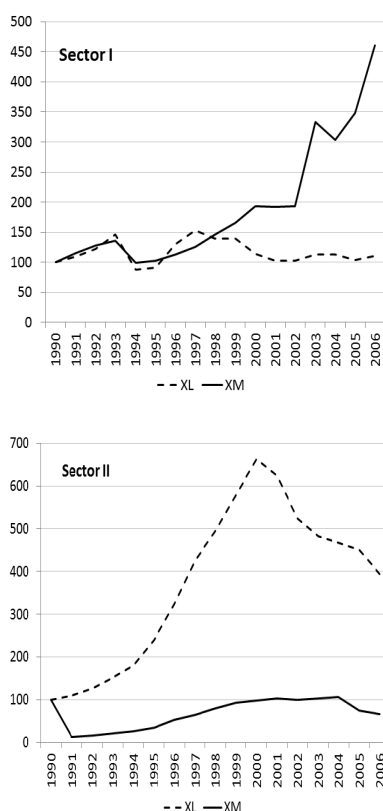
En cuanto a las elasticidades precio - cruzada, por un lado, la elasticidad de la demanda de mano de obra con respecto al precio de los materiales es cercana a uno en cada observación. Esto significa que si el precio de los materiales aumenta en un determinado porcentaje, se esperaría que la demanda de mano de obra aumentara también en ese mismo porcentaje. Por otro lado, la elasticidad del capital con respecto al precio de los materiales es mayor a uno en todas las observaciones. Además del efecto sobre la demanda laboral, el aumento en el precio de los materiales traería como consecuencia que la demanda por capital aumentara en mayor proporción.

Los signos positivos de las elasticidades precio - cruzada indican que los tres factores productivos considerados en este artículo son sustitutos entre sí. Estos resultados son consistentes con los encontrados por Cabezas (1997) y Fuss (1977) en industrias manufactureras

de Perú y Canadá, respectivamente. Si bien la relación de sustitución entre la mano de obra y los materiales ha sido también documentada en otros estudios (Hijzen, Görg y Hine, 2005; Nguyen y Streitwiser, 1999; Ray, 1982; Ozatalay, Grubaugh y Long, 1979; Berndt y Wood, 1975; Hudson y Jorgenson, 1974), se pudiera esperar que en una industria basada en el ensamble de materiales, la demanda de materiales se moviera en el mismo sentido de la demanda de mano de obra.⁶ La gráfica 1 muestra la evolución de los índices de mano de obra y materiales en cada sector económico analizado en el presente estudio.

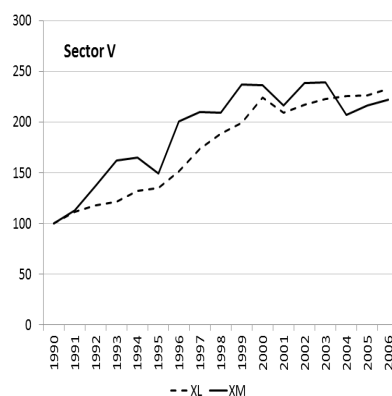
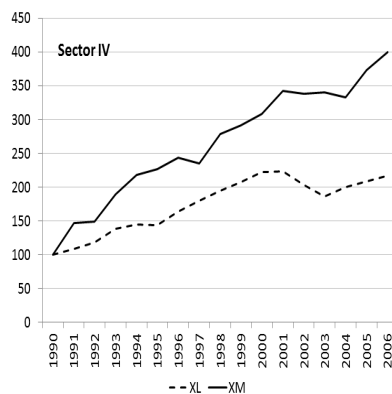
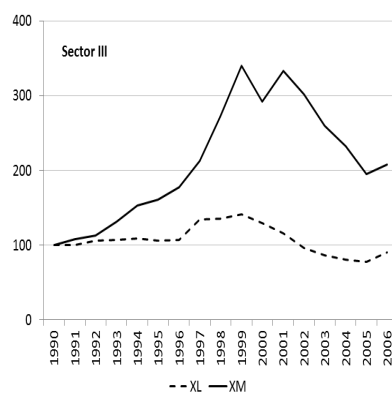
Gráfica 1

Evolución de los índices de mano de obra y materiales de la industria maquiladora de exportación, 1990-2006

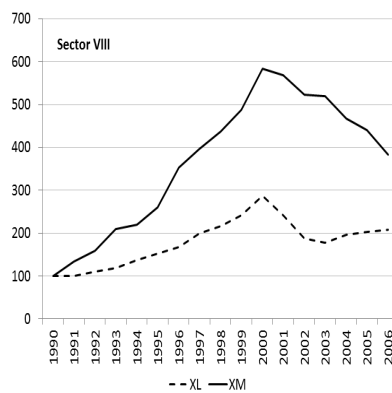
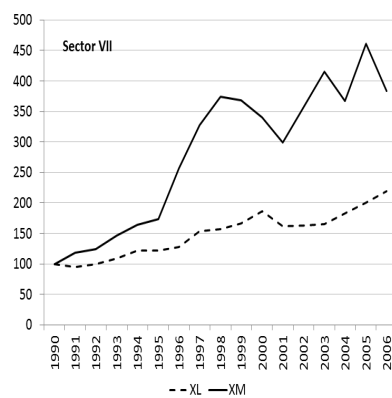
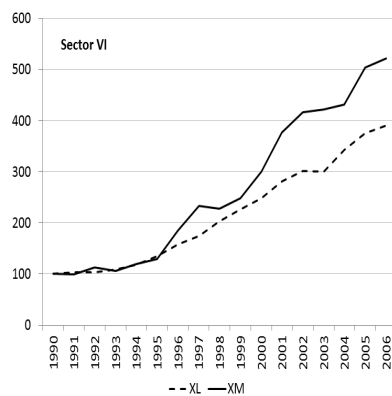


⁶ Agradecemos a un dictaminador anónimo esta anotación sobre la versión anterior del artículo.

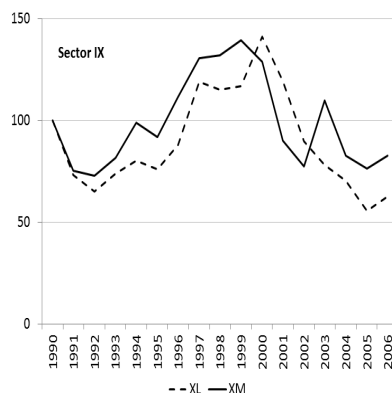
Gráfica 1
(continuación)



Gráfica 1
(continuación)



Gráfica 1
(continuación)



Notas: Los sectores económicos son: (I) Selección, preparación, empaque y enlatado de alimentos; (II) Ensamble de prendas de vestir y otros productos confeccionados con otros textiles y otros materiales; (III) Fabricación de calzado e industria del cuero; (IV) Ensamble de muebles, sus accesorios y otros productos de madera y metal; (V) Construcción, reconstrucción y ensamble de equipo de transporte y sus accesorios; (VI) Ensamble y reparación de herramienta, equipo y sus partes excepto eléctrico; (VII) Ensamble de maquinaria, equipo, aparatos y artículos eléctricos y electrónicos; (VIII) Materiales y accesorios eléctricos y electrónicos y (IX) Ensamble de juguetes y artículos deportivos.

Fuente. Elaboración propia con base en Estadística de la industria maquiladora de exportación, 1975-1984, 1991-1996 y Banco de Información Económica, INEGI. Índices de precios al productor (bienes intermedios - materias primas y mercancías - servicios finales, INEGI).

Se puede apreciar que, en efecto, en casi todos los sectores económicos –excepción hecha de los sectores I (Selección, preparación, empaque y enlatado de alimentos), II (Ensamble de prendas de vestir y otros productos confeccionados con textiles y otros materiales) y III (Fabricación de calzado e industria del cuero)– se manifiesta una clara relación directa entre los índices de mano de obra y materiales.⁷

⁷ Los coeficientes de correlación entre los índices de mano de obra y materiales en los sectores I, II y III son -0.14, 0.76 y 0.36, respectivamente. En los sectores IV a VIII el coeficiente de correlación es positivo y mayor a 0.90 en cada caso. En el sector IX el coeficiente de correlación entre éstos índices es 0.78.

Esta evolución puede ser consecuencia no solo del comportamiento de los precios de los factores, sino de otros factores subyacentes a cada sector maquilador que, es importante anotar, no hemos incorporado en este análisis.

Nuestras estimaciones de las elasticidades precio–directas y precio–cruzadas de los factores productivos suponen que los parámetros estimados de la función de producción translog son iguales en el tiempo y a través de los sectores económicos de la maquiladora. Además, no se ha incluido en el modelo la dinámica económica que puede influir en el comportamiento de la industria maquiladora como un factor que ayude a explicar no solo la evolución de la demanda de factores, sino las propias estimaciones de las elasticidades de los factores productivos. Como es evidente en la presente metodología, nos hemos concentrado en la forma en que los precios de cada factor influyen en la demanda de mano de obra, material y capital.

5. Conclusiones

En este artículo se han estimado las elasticidades precio de las demandas de los factores en la industria maquiladora mexicana. Se formuló y estimó una función de producción translog con tres factores productivos (mano de obra, materiales y capital) y se utilizaron datos que combinan series de tiempo anuales, de 1990 a 2006, con datos de corte transversal, para nueve sectores económicos.

La estimación de una forma funcional general, que no impone restricciones *a priori* a las elasticidades de sustitución, ni a las elasticidades precio de las demandas de factores, avanza sobre los estudios existentes que suponen implícita o explícitamente algún tipo de separabilidad funcional y que la elasticidad precio de la demanda de mano de obra es constante. La literatura referida no ha estimado las demandas de factores diferentes a la mano de obra. Este es el primer estudio que estima las demandas de materiales y capital para la industria maquiladora en el periodo 1990-2006 para los sectores económicos incluidos.

En relación con la sensibilidad de las demandas de los factores ante cambios en sus precios, se encontró que: las elasticidades estimadas de la demandas de mano de obra son muy cercanas a uno en valor absoluto, la demanda de capital es elástica con respecto a su precio y la demanda de materiales es inelástica.

Como no se han incorporado explícitamente la influencia de los precios de otros factores productivos en los estudios de demanda de

mano de obra, no era posible determinar la relación entre ellos. Si en particular interesa la demanda de mano de obra, en el presente análisis se encontró que un aumento en el precio de los materiales empleados en la maquiladora reducirá la demanda de materiales (en menor proporción), aumentará la demanda de mano de obra (en igual proporción) y aumentará también la demanda de capital (en mayor proporción). Así, no es solo que los salarios, los cambios estructurales (como el TLC), la producción industrial en Estados Unidos y en China puedan afectar la demanda de mano de obra: son los precios de los otros factores productivos que influyen también en el empleo maquilador. Los supuestos de separabilidad funcional usados en los estudios empíricos no habían permitido darle una magnitud a dicha influencia. En este artículo se ha estimado para nueve sectores económicos y en cada uno de los años considerados, de 1990 a 2006.

De igual manera, los estudios anteriores solo habían determinado la influencia de cambios en los salarios sobre la demanda de mano de obra. Los resultados en este artículo permiten determinar el efecto de cambios en los salarios sobre la demanda de materiales y capital. En particular, un aumento de salarios elevará tanto la demanda de materiales, como la de capital, aunque el cambio será de una menor proporción. Esto es resultado de que las elasticidades precio - cruzadas de materiales y capital con respecto al salario sean todas menores a uno.

Referencias

- Berndt, E. 1991. *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, USA, Addison-Wesley Publishing Company.
- Berndt, E. y D. Wood. 1975. Technology, Prices and the Derived Demand for Energy, *Review of Economics and Statistics*, 56: 259-268.
- Berndt, E. y L. Christensen. 1973a. The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures and Labor in U.S. Manufacturing 1929-68, *Journal of Econometrics*, 1: 81-114.
- . 1973b. The Internal Structure of Functional Relationship: Separability, Substitution and Aggregation, *The Review of Economic Studies*, 40: 403-410.
- . 1974. Testing for the Existence of a Consistent Aggregate Index of Labor Inputs, *American Economic Review*, 64: 391-403.
- Cabezas Vega, L. 1997. Sustitución entre factores de producción y cambio técnico en la industria manufacturera peruana, *El Trimestre Económico*, 64: 513-530.

- Calderón, C. y R. Ponce. 2001. Demanda de trabajo de la industria maquiladora en Ciudad Juárez, *Comercio Exterior*, 51: 271-278.
- Cameron, A. y P. Trivedi. 2009. *Microeconometrics Using Stata*, College Station, Stata Press.
- Cañas, J., T. Fullerton y W. Doyle Smith. 2007. Maquiladora Employment Dynamics in Nuevo Laredo, *Growth and Change*, 38: 23-38.
- Christensen, L., D. Jorgenson y L. Lau. 1973. Transcendental Logarithmic Production Frontiers, *The Review of Economics and Statistics*, 55: 28-45.
- Coronado, R., T. Fullerton y D. Clark. 2004. Short-run Maquiladora Employment Dynamics in Tijuana, *Annals of Regional Science*, 38: 751-763.
- Díaz, E. 2005. El mercado de trabajo de la frontera norte frente al cierre de empresas maquiladoras, *Frontera Norte*, 17: 139-165.
- Field, B. y C. Grebenstein. 1980. Capital-energy Substitution in U.S. Manufacturing, *The Review of Economics and Statistics*, 62: 207-212.
- Fullerton, T. y D. Schauer. 2001. Short-run Maquiladora Employment Dynamics, *International Advances in Economic Research*, 7: 471-478.
- Fullerton, T., D. Schauer y L. Torres. 2004. Maquiladora Employment Dynamics in Chihuahua City, Mexico, *Journal of Developing Areas*, 38: 1-17.
- Fuss, M. 1977. The Demand for Energy in Canadian Manufacturing, *Journal of Econometrics*, 5: 89-116.
- González-Aréchiga, B. y J. Ramírez. 1989. Productividad sin distribución: cambio tecnológico en la industria maquiladora mexicana 1980-1986, *Frontera Norte*, 1: 97-124.
- Griffin, J. y P. Gregory. 1976. An Intercountry Translog Model of Energy Substitution Responses, *American Economic Review*, 66: 845-857.
- Gruben, W. 1990. Do Maquiladoras take American Jobs? Some Tentative Econometric Results, *Journal of Borderlands Studies*, 5: 31-45.
- . 2001. Was NAFTA Behind Mexico's High Maquiladora Growth?, *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review*, Third Quarter: 11-21.
- Hijzen, A., H. Görg y R. Hine. 2005. International Outsourcing and the Skill Structure of Labour Demand in the United Kingdom, *The Economic Journal*, 115: 860-878.
- Hudson, E. y D. Jorgenson. 1974. U.S. Energy Policy and Economic Growth, 1975-2000, *Bell Journal of Economics*, 5: 461-514.
- INEGI. 1994. *Estadística de la industria maquiladora de exportación, 1989-1993*, México.
- . 1998. *Estadística de la industria maquiladora de exportación, 1992-1997*, México.
- . 2012. Banco de información económica, <www.inegi.org.mx> (consultado Enero 2012).
- Kim, H. 1992. The Translog Production Function and Variable Returns to Scale, *Review of Economics and Statistics*, 74: 546-552.
- Klacek, J., M. Vosvda y S. Scholesser. 2007. KLE Translog Production Function and Total Factor Productivity, *Statistica*, 43: 261-274.
- Mendoza, J. 2009. Las exportaciones de China y los determinantes locales del empleo en las maquiladoras de la frontera norte de México, *Región y Sociedad*, 21: 145-169.

- . 2011. Local and Global Determinants of Labour Employment in the Mexican Maquila Industry: A Bounds Testing Co-integration Analysis, *Análisis Económico*, 61: 175-198.
- y C. Calderón. 2000. Demanda regional de trabajo en la industria maquiladora de exportación en los estados de la frontera norte, *Frontera Norte*, 13: 59-83.
- Mollick, A. 2003. Employment Determination at Mexican Maquiladoras: Does Location matter?, *Journal of Borderland Studies*, 18: 45-67.
- . 2008. The Rise of the Skill Premium in the Mexican Maquiladoras, *Journal of Development Studies*, 44: 1382-1404.
- . 2009. Employment Responses of Skilled and Unskilled Workers at Mexican Maquiladoras: The Effects of External Factors, *World Development*, 37: 1285-1296.
- y J. Ibarra Salazar. 2013. Productivity effects on Mexican maquiladoras, *Economic Development Quarterly*, 27: 208-220.
- Nguyen, S. y M. Streitwiser. 199. Factor Substitution in U.S. Manufacturing: Does Plant Size matter?, *Small Business Economics*, 12: 41-57.
- Ozatalay, S., S. Grubaugh y T. Long. 1979. Energy Substitution and National Energy Policy, *American Economic Review*, 69: 369-371.
- Pindyck, R. 1979. Interfuel Substitution and the Industrial Demand for Energy: An International comparison, *Review of Economics and Statistics*, 61: 169-179.
- Ray. S. 1982. A Translog Cost Function Analysis of U.S. Agriculture, 1939-77, *American Journal of Agricultural Economics*, 64: 490-498.
- Tzouvelekas, E. 2000. Approximation Properties and Estimation of the Translog Production Function with Panel Data, *Agricultural Economics Review*, 1: 33-47.