

Elasticidades de sustitución y separabilidad de los factores productivos de la industria maquiladora¹

Jorge Ibarra Salazar* y Francisco García Pérez**

Resumen

Los estudios sobre la demanda de factores productivos en la industria maquiladora se han concentrado en la demanda de mano de obra. Esta literatura ha avanzado en dos sentidos: especificando modelos dinámicos de demanda laboral; o bien, obteniendo las demandas derivadas a partir de funciones de producción que suponen rendimientos constantes a escala, separabilidad entre los factores productivos o ciertos patrones de sustitución entre ellos. En este artículo estimamos una función de producción translog sin imponer esas restricciones *a priori*, para determinar si la evidencia brinda sustento para tales supuestos. En particular, analizamos las hipótesis de rendimientos constantes a escala; y las diferentes formas que puede adoptar la separabilidad en una función de producción con tres factores productivos. Empleamos datos que combinan series de tiempo anuales (1990-2006) con corte transversal de nueve sectores económicos de la maquiladora Mexicana. Encontramos que no hay evidencia que soporte los supuestos que se han empleado en los

Abstract

Previous studies about the demand of productive factors of the Maquiladora Industry have focused in the labor demand. Such literature has advanced in two directions: specifying dynamic models of labor demand; or deriving the demand of productive factors from production functions that assume constant returns to scale, functional separability or certain substitution patterns among them. In this paper we estimate a translog production function without imposing *a priori* these restrictions. Our objective is to determine whether there is evidence supporting those assumptions. In particular, we analyze the hypotheses of constant returns to scale, and the different forms of functional separability in a three inputs production function. We use data that combines annual time series (1990-2006) with cross section of nine economic sectors of the Mexican maquiladora. We find no evidence supporting the assumptions that have been used in previous studies of factor demand. Specifically, we find evidence of decreasing returns to scale, and

¹ Una versión anterior de este artículo fue presentada en el congreso de la Association of Borderland Studies 2012. Agradecemos los comentarios de Roberto Coronado y Adam Walke y de dos dictaminadores anónimos. Aplica el deslinde usual.

* Profesor asociado, Departamento de Economía, Tecnológico de Monterrey. Correo electrónico: jaibarra@itesm.mx

** Estudiante de doctorado en Ciencias Sociales, Tecnológico de Monterrey. Correo electrónico: francisco.garciap@gmail.com

estudios de demandas factoriales con fundamento en la especificación de la tecnología. En particular, encontramos evidencia de rendimientos decrecientes a escala y de que las elasticidades de sustitución entre los factores productivos son todas diferentes. La elasticidad de sustitución estimada entre la mano de obra y el capital es menor a 1; entre la mano de obra y los materiales varía entre 1 y 1.5; mientras que entre el capital y los materiales es mayor a 2.

Palabras clave: elasticidades de sustitución, rendimientos a escala, separabilidad, demanda de factores, maquiladora.

that the elasticities of substitution between the productive factors are all different. The estimated elasticity of substitution between labor and capital is below one; between labor and materials fluctuates between 1 and 1.5; whereas the elasticity of substitution between capital and materials is above 2.

Keywords: substitution elasticities, returns to scale, separability, input demand, maquiladora.

Introducción

La relevancia que ha tenido la industria maquiladora en la economía mexicana desde la terminación del Programa Bracero y el inicio del programa de industrialización fronteriza a mediados de la década de 1970, se ha manifestado en la importancia que ha representado en la producción y el empleo en la Región Frontera Norte de México. La descentralización industrial iniciada en 1985 (Arroyo, 2001), el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), (Chiquiar, 2005; Hanson 2007), las economías de aglomeración (Mendoza, 2001), el intercambio comercial y la inversión extranjera directa (Mendoza, 2005) han sido reconocidos como los determinantes del dinamismo mostrado en dicha región ante la presencia de la industria maquiladora.

La contribución de los empleos maquiladores en la industria manufacturera mexicana ha generado una diversidad de estudios sobre la demanda de factores productivos, primordialmente sobre la demanda de mano de obra. Entre los estudios 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 para el sector maquilador, o bien para estudiar las propiedades dinámicas de corto plazo en la evolución del empleo

maquilador. Gruben (1990) relaciona el empleo agregado de la industria maquiladora con el índice de producción industrial de Estados Unidos y el salario en esa industria relativo al de Estados Unidos y Asia. Más recientemente, Gruben (2001) ha retomado ese modelo para determinar si la entrada en vigor del TLCAN entre Estados Unidos, Canadá y México tuvo alguna influencia en el empleo maquilador.

En otro grupo de estudios relacionados con este enfoque, el objetivo es analizar el efecto de tendencias cíclicas y factores estacionales en los mercados regionales, en un sector que además de los ciclos de negocios regionales, debe incluir los nacionales e internacionales. Los estudios en este enfoque suponen una relación funcional entre el empleo con el salario, el tipo de cambio, el número de plantas y alguna medida de actividad económica en Estados Unidos, ligada primordialmente a la región maquiladora bajo estudio. Se ha usado el índice de producción industrial de Estados Unidos, o bien, los índices de producción de los sectores automotriz, implementos para el hogar e industria del vestido.

El artículo pionero en este grupo es el de Fullerton y Schauer (2001), que usa el método autorregresivo integrado de media móvil (ARIMA) de la función de transferencia para analizar las fluctuaciones del empleo en Ciudad Juárez. A este estudio siguieron los de Coronado y colaboradores (2004), Fullerton y Torres (2004) y Cañas y colaboradores (2007) aplicando el método ARIMA de la función de transferencia lineal (LTF) para analizar la dinámica del empleo en Tijuana, Chihuahua y Nuevo Laredo respectivamente.

Los trabajos 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)¹ e implícitamente todos los trabajos suponen algún tipo de separabilidad de factores.² Las formas funcionales empleadas

¹ Los rendimientos a escala indican cómo varía la cantidad producida entre cambios en el uso de los factores que intervienen en el proceso de producción. Una función de producción muestra rendimientos constantes a escala si un aumento proporcional de los factores eleva la producción en la misma proporción. Ver Nicholson (1997) y Pindyck y Rubinfeld (2001).

² La separabilidad de factores representa la manera en que la tasa marginal de sustitución técnica entre dos factores responde a cambios en la cantidad de otro factor de

para especificar la tecnología maquiladora son la Cobb-Douglas y la de elasticidad de sustitución constante (CES).

En particular, Ramos (1999) analiza la relación de la demanda laboral con el salario real en los diferentes sectores de la maquiladora usando datos mensuales de 1992 a 1997; Mendoza y Calderón (2000) derivan la demanda de mano de obra como una función de los 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); Calderón y Ponce (2001) estiman una función lineal en logaritmos para la demanda de mano de obra de Ciudad Juárez. Las variables independientes son el salario, el número de empresas maquiladoras y el índice de producción industrial de Texas.

Díaz (2005) define un modelo que tiene su fundamento en los estudios que motivan el empleo como una función de las demandas regional, nacional e internacional del producto generado en la región. Estudia el impacto de la liberalización comercial en el empleo maquilador de los estados de la frontera en el periodo 1997-2004; Mendoza (2011) obtiene una función de demanda de mano de obra que depende del salario, el tipo de cambio y de los indicadores de producción en China y Estados Unidos.

Para determinar el efecto diferenciado del TLCAN en el empleo maquilador, Mollick (2003) utiliza el modelo de efectos fijos con datos anuales de 1990 a 2001, de 13 entidades federativas: seis fronterizas y siete no fronterizas. Especifica una 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 del 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 TLCAN. El mismo modelo teórico es usado en Mollick (2009) para estudiar el efecto de variables financieras (costo de capital y tipo de cambio) sobre la demanda de mano de obra.

producción. Por ejemplo, si el aumento en el acervo de capital hace que los productos marginales de la mano de obra y los materiales se desplacen en la misma proporción, entonces se dice que la mano de obra y los materiales son separables del capital. Para una discusión más amplia, ver Chambers (1988) y Leontief (1947).

En su análisis sobre los determinantes económicos del crecimiento en la industria maquiladora, González-Aréchiga y Ramírez (1989) especifican una función CES en términos de trabajo y capital para la industria maquiladora y estiman la contratación competitiva del empleo en función del salario. La elasticidad de sustitución entre capital y trabajo estimada es 0.8057.

Estudios más recientes en este enfoque analizan la prima de salario del trabajo calificado en la industria maquiladora. Mollick (2008) y Mollick e Ibarra Salazar (2012) especifican una función de producción del tipo CES en términos de trabajo calificado y trabajo no calificado con rendimientos constantes a escala y suponiendo implícitamente que los tipos de trabajo son separables de los otros factores productivos empleados en la maquiladora.

El presente artículo está relacionado con los estudios del segundo enfoque. Nuestro objetivo es especificar una forma funcional general que nos permita probar las hipótesis de RCE y separabilidad que han sido empleadas en estudios de demanda de factores de la industria maquiladora. Para cumplir con ese objetivo especificamos y estimamos una función de producción translog con tres factores productivos (trabajo, materiales y capital). Esta especificación multifactores no impone ninguna restricción *a priori* ni en los rendimientos a escala ni en la separabilidad entre los factores productivos. A diferencia de las especificaciones Cobb-Douglas y CES, que imponen como hipótesis mantenida que la elasticidad de sustitución entre los factores productivos es constante, la función translog no restringe los patrones de sustitución entre los factores. Al caracterizar el proceso productivo con una función translog, será entonces posible probar si la producción maquiladora exhibe rendimientos constantes a escala y si soporta algún tipo de separabilidad entre los factores productivos. De esta forma, el presente estudio aporta a los estudios de demanda de factores en la industria maquiladora, validando los supuestos con respecto de la tecnología.

Encontramos que no hay evidencia de rendimientos constantes a escala ni de ningún tipo de separabilidad entre los factores productivos de la industria maquiladora mexicana. Así, si bien esto no invalida los hallazgos empíricos de la literatura relacionada, los resultados de este artículo llaman a la formulación de modelos teóricos más generales a los empleados

para motivar las ecuaciones empíricas que se han aplicado para estimar la demanda de mano de obra.

El artículo está organizado de la siguiente manera: en la siguiente sección presentamos el modelo translog de tres factores productivos para la industria maquiladora; enseguida la metodología para construir índices de cantidad para la mano de obra, los materiales y el capital, así como las razones de costos de cada insumo a los costos totales; después presentamos los resultados y, por último, las conclusiones.

Metodología

Suponemos la existencia de una función de producción con cambio tecnológico neutral del tipo Hicks³ 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 elegimos una forma funcional general, que ha sido aplicada ampliamente en estudios empíricos.⁴ La forma funcional logarítmica trascendental (translog) es una aproximación logarítmica de segundo orden para cualquier función de producción, que no impone restricciones *a priori* en las elasticidades de sustitución ni en la separabilidad de los factores productivos (Christensen *et al.*, 1973). Para tres factores productivos, nueve sectores económicos de la maquiladora y 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, ..., IX; $t = 1990, \dots, 2006$.

³ El cambio tecnológico neutral de Hicks es aquel que mantiene constantes las tasas marginales de sustitución técnica entre los factores productivos.

⁴ 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), Klacsek *et al.* (2007).

donde \ln es 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 suponemos que los mercados de los factores productivos son competitivos, entonces las condiciones necesarias para 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). Usando esta condición en el uso de los factores productivos tenemos 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. Usando (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).

$$\begin{aligned} S_{rt}^L &= \alpha_L + \beta_{LL} \ln X_{rt}^L + \beta_{LK} \ln X_{rt}^K + \beta_{LM} \ln X_{rt}^M, \\ S_{rt}^K &= \alpha_K + \beta_{KL} \ln X_{rt}^L + \beta_{KK} \ln X_{rt}^K + \beta_{KM} \ln X_{rt}^M, \\ S_{rt}^M &= \alpha_M + \beta_{ML} \ln X_{rt}^L + \beta_{MK} \ln X_{rt}^K + \beta_{MM} \ln X_{rt}^M. \end{aligned} \quad (3)$$

Las ecuaciones en (3) representan los productos marginales logarítmicos, o elasticidades producto, las cuales dependen de la utilización de los tres factores productivos. Si los parámetros β_{ij} , $i, j = L, K, M$, fueran todos 0, las elasticidades producto serían constantes e iguales a los parámetros α_i , $i = L, K, M$, tal como en las funciones de producción del tipo Cobb-

Douglas. Entre otros, este aspecto de la tecnología de producción, que implica separabilidad completa, es sujeto de inferencia estadística.

Las condiciones de simetría y rendimientos constantes a escala imponen las siguientes restricciones en los parámetros de la función de producción:

$$\beta_{ij} = \beta_{ji}, i \neq j$$

$$\sum_i \beta_{ij} = \sum_j \beta_{ji} = 0, \tag{4}$$

$$\sum_i \alpha_i = 1.$$

Seguindo a Berndt y Christensen (1973a), las elasticidades parciales de sustitución se pueden calcular a partir del sistema de ecuaciones estimado, sustituyendo en:

$$\sigma_{ij} = \frac{|G_{ij}|}{|G|} \tag{5}$$

donde,

$$|G| = \begin{vmatrix} 0 & S^L & S^K & S^M \\ S^L & \beta_{LL} + (S^L)^2 & S^L & \beta_{LM} + S^L S^M \\ S^K & \beta_{KL} + S^L S^K & \beta_{KK} + (S^K)^2 & S^K & \beta_{KM} + S^M S^K \\ S^M & \beta_{ML} + S^L S^M & \beta_{MK} + S^M S^K & \beta_{MM} + (S^M)^2 & S^M \end{vmatrix} \tag{6}$$

y $|G_{ij}|$ es el cofactor G_{ij} en G .

Para probar las restricciones de separabilidad en nuestro modelo, usamos las condiciones desarrolladas por Berndt y Christensen (1973a), y que han sido aplicadas, entre otros, por Berndt y Christensen (1973b) para averiguar la separabilidad de estructuras y equipo con respecto de la mano de obra, y por Berndt y Christensen (1974) para determinar la separabilidad del trabajo asociado al proceso de producción y el no asociado al proceso de producción con respecto del capital. Ellos han demostrado que las condiciones de separabilidad son equivalentes a ciertas restricciones en las elasticidades parciales de sustitución.

Con tres factores productivos, pueden existir tres tipos de separabilidad: la separabilidad de X^L y X^K con respecto de X^M , que denotamos como $LK - M$, es equivalente a que $\sigma_{LM} = \sigma_{KM}$; la separabilidad entre X^K y X^M con respecto de X^L ($KM - L$), es equivalente a que $\sigma_{LK} = \sigma_{LM}$; y la separabilidad de X^L y X^M con respecto de X^K ($LM - K$), equivale a que $\sigma_{LK} = \sigma_{KM}$.⁵ Las condiciones para los diferentes tipos de separabilidad en nuestro modelo son:

$$S^L \beta_{KM} - S^K \beta_{LM} = 0 \quad (\sigma_{LM} = \sigma_{KM}) \quad (7)$$

$$S^K \beta_{LM} - S^M \beta_{LK} = 0 \quad (\sigma_{LK} = \sigma_{LM}) \quad (8)$$

$$S^L \beta_{KM} - S^M \beta_{LK} = 0 \quad (\sigma_{LK} = \sigma_{KM}). \quad (9)$$

En este artículo estimamos los parámetros de la función de producción translog (1), a partir de las ecuaciones de participación en costos (3). Escribimos la especificación estocástica incluyendo en cada ecuación de participación de costos un término aditivo de error. Suponemos que el vector resultante de errores tiene una distribución normal, independiente e idéntica con el vector de medias igual a 0 y una matriz no-singular de varianza-covarianza. 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, 1991:471).

⁵ La separabilidad del tipo $LK-M$, por ejemplo, significa que la tasa marginal de sustitución técnica entre capital y mano de obra es independiente de los materiales. Ver Berndt y Christensen (1973b) y Leontief (1947).

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:

$$\begin{aligned}
 \beta_{LL} + \beta_{KL} + \beta_{ML} &= 0 \\
 \beta_{LK} + \beta_{KK} + \beta_{MK} &= 0 \\
 \beta_{LM} + \beta_{KM} + \beta_{MM} &= 0 \\
 \alpha_L + \alpha_K + \alpha_M &= 1.
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

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.⁶ Adicionalmente, los parámetros estimados deben ser independientes 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 , por lo que escribimos el sistema sin restricciones como:

$$\begin{aligned}
 S_{rt}^L &= \alpha_L + \beta_{LL} \ln X_{rt}^L + \beta_{LK} \ln X_{rt}^K + \beta_{LM} \ln X_{rt}^M + U_{rt}^L, \\
 S_{rt}^M &= \alpha_M + \beta_{ML} \ln X_{rt}^L + \beta_{MK} \ln X_{rt}^K + \beta_{MM} \ln X_{rt}^M + U_{rt}^M.
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

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*

⁶ Para una mayor discusión de la condición *adding-up*, ver Berndt (1991).

(10), es equivalente a las condiciones (4), esto es, a la imposición de rendimientos constantes a escala (RCE) en la función de producción. El sistema de ecuaciones restringido se obtiene usando las restricciones de RCE en el sistema (11):

$$S_{rt}^L = \alpha_L + \beta_{LL} \ln \left(\frac{X_{rt}^L}{X_{rt}^K} \right) + \beta_{LM} \ln \left(\frac{X_{rt}^M}{X_{rt}^K} \right) + U_{rt}^L, \quad (12)$$

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

Los cinco parámetros que estimamos directamente son α_L , α_M , β_{LL} , β_{LM} y β_{MM} . Dado que la restricción de simetría y RCE no se puede imponer estimando S^L y S^M por mínimos cuadrados ordinarios, entonces estimamos las ecuaciones de participación en costos como un sistema, utilizando el método de regresión iterativo de ecuaciones aparentemente no-relacionadas (ISUR). Al usar este método logramos 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.

Para probar las condiciones de separabilidad en los factores productivos que se deberían incorporar en (12), imponemos RCE y sustituimos el sistema (3) en (7), (8) y (9). Con esto obtenemos las restricciones que deben cumplir los parámetros para satisfacer las diferentes condiciones de separabilidad en forma global, independientemente de los valores de los factores productivos, a partir de los cinco parámetros que estimamos:

$$\text{Separabilidad LK - M: } (\alpha_M - 1) \beta_{LM} - \alpha_L \beta_{MM} = 0 \text{ y } \beta_{LL} \beta_{MM} - (\beta_{LM})^2. \quad (13)$$

$$\text{Separabilidad KM - L: } \alpha_M \beta_{LL} - (\alpha_L - 1) \beta_{LM} = 0 \text{ y } \beta_{LL} \beta_{MM} - (\beta_{LM})^2. \quad (14)$$

$$\text{Separabilidad LM - K: } \alpha_M (\beta_{LL} + \beta_{LM}) - \alpha_L (\beta_{MM} + \beta_{LM}) = 0 \text{ y } \beta_{LL} \beta_{MM} - (\beta_{LM})^2. \quad (15)$$

En el cuadro 1 presentamos las restricciones lineales y no lineales que pueden imponerse a los parámetros para cumplir con las diferentes clases de separabilidad en forma global. Las primeras resultan en elasticidades parciales de sustitución iguales a 1, en tanto que las segundas implican elasticidades diferentes de 1. Para las pruebas de hipótesis calculamos el estadístico de prueba Wald que tiene una distribución χ^2 con los grados de libertad dados por el número de restricciones.

Cuadro 1. Restricciones en los parámetros de la función translog y separabilidad

<i>Tipo de separabilidad</i>	<i>Relación entre las elasticidades de sustitución</i>	<i>Restricciones en los parámetros de la función de producción translog</i>
Separabilidad Completa	$\sigma_{LM} = \sigma_{KM} = \sigma_{LK} = 1$	$\beta_{LL} = 0, \beta_{LM} = 0, \beta_{MM} = 0$
Lineal		
Separabilidad LK-M	$\sigma_{LM} = \sigma_{KM} = 1$	$\beta_{LM} = 0, \beta_{MM} = 0$
Separabilidad KM-L	$\sigma_{KL} = \sigma_{ML} = 1$	$\beta_{LM} = 0, \beta_{LL} = 0$
Separabilidad LM-K	$\sigma_{LK} = \sigma_{MK} = 1$	$\beta_{LL} + \beta_{LM} = 0,$ $\beta_{LM} + \beta_{MM} = 0$
No – lineal		
Separabilidad LK-M	$\sigma_{LM} = \sigma_{KM} \neq 1$	$\beta_{MM} = \beta_{LM}^2 / \beta_{LL}$ $\alpha_M = 1 + (\alpha_L \beta_{MM} / \beta_{LM})$
Separabilidad KM-L	$\sigma_{KL} = \sigma_{ML} \neq 1$	$\beta_{MM} = \beta_{LM}^2 / \beta_{LL}$ $\alpha_M = (\alpha_L - 1) \beta_{LM} / \beta_{LL}$
Separabilidad LM-K	$\sigma_{LK} = \sigma_{MK} \neq 1$	$\beta_{MM} = \beta_{LM}^2 / \beta_{LL}$ $\alpha_M = \alpha_L \beta_{LM} / \beta_{LL}$

Fuente: Elaboración propia.

La información

La función translog (1) fue estimada usando 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 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.

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 de valor agregado por Field y Grebenstein (1980). El costo total se obtiene sumando 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:

$$S_{rt}^L = \frac{CL_{rt}}{CT_{rt}}, \quad S_{rt}^M = \frac{CM_{rt}}{CT_{rt}} \quad \text{y} \quad S_{rt}^K = \frac{CK_{rt}}{CT_{rt}} \quad \text{para } r = \text{I, II, ..., IX y } t = 1990, 1991, \dots, 2006.$$

Con el propósito de medir los servicios de los insumos utilizados, construimos índices de cantidad para mano de obra, materiales y capital. El año base para estos índices es 1990. El índice de mano de obra (L_{rt}) del

sector económico $r = I, \dots, IX$ y el año $t = 1990, \dots, 2006$, 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

$$(\theta^j, j = E, O, T): L_{rt} = \theta_{rt}^E E_t + \theta_{rt}^O O_t + \theta_{rt}^T T_t.$$

Con la suma ponderada de unidades de mano de obra se obtiene el índice de mano de obra 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 (M_{rt}), lo calculamos mediante la razón de gasto en materiales por el índice de precios al productor de materias primas,⁷ en relación con cada sector económico y rama 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 usamos en cada sector económico.

El índice de capital (K_{rt}) representa la razón del costo de capital con el índice de precios al productor de mercancías y servicios.⁸

⁷ Índices de precios al productor, bienes intermedios y materias primas, según quién los consume. Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), <<http://www.inegi.org.mx>>.

⁸ Índices de precios al productor, mercancías y servicios finales, componentes de demanda final, demanda interna, formación bruta de capital. Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI), <<http://www.inegi.org.mx>>.

**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.
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.

* El índice en este sector se calculó con el promedio de los índices de las distintas ramas de actividad.

$$\text{Esto es, } K_{rt} = \frac{CK_{rt}}{IPK_t}$$

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 con el siguiente cociente:

$$X_{rt}^M = \frac{M_{it}}{M_{r1990}}$$

El cuadro 3 muestra estadísticas descriptivas de las variables descritas en esta sección.

Resultados

Los sistemas de ecuaciones sin restricciones, (11), y con restricciones, (12), fueron estimados usando el método iterativo de ecuaciones aparentemente no relacionadas (ISUR), ya que hay una ganancia en eficiencia sobre el método de mínimos cuadrados ordinarios. El cuadro 4 muestra los resultados de las estimaciones por OLS, en la segunda columna, y por ISUR para el modelo no restringido, en la tercera columna, y el restringido, en la cuarta columna. Todos los parámetros son estadísticamente significativos excepto β_{LK} en el modelo restringido. La mayoría de los parámetros son estadísticamente significativos en el modelo restringido, y los coeficientes de determinación de las ecuaciones de participación en costos totales para los factores productivos del modelo restringido nos indican que se explica entre 11% y 13% de las variaciones en las participaciones en costos totales de los factores productivos.

Para evitar que los errores estándar estimados sean ineficientes, utilizamos el método de *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, pruebas de consistencia del modelo, pruebas de hipótesis y simulaciones descritas a continuación se desarrollaron con base en el modelo ISUR corregido por errores estándar robustos. Los resultados

Cuadro 3. Estadística descriptiva*

	<i>CL</i>	<i>CM</i>	<i>CK</i>	<i>S^L</i>	<i>S^M</i>	<i>S^K</i>	<i>X^L</i>	<i>X^M</i>	<i>X^K</i>
Promedio	4,185,056	35,394,164	3,835,516	0.1310	0.7457	0.1233	175.5	215.7	198.4
Desv. Est.	6,142,816	61,413,742	5,487,432	0.0386	0.0803	0.0513	110.4	131.3	141.4
Mínimo	61,508	238,853	52,246	0.0525	0.5304	0.0514	55.6	13.0	11.1
Máximo	24,956,480	306,789,464	22,600,327	0.2650	0.8824	0.3090	663.6	584.1	638.2

* Nota. El costo de los factores productivos (*CL*, *CM*, *CK*) está en miles de pesos. Para cada variable se usaron 153 observaciones. Fuente: INEGI, Estadística de la Industria Maquiladora de Exportación, 1989-1993, 1992-1997, y Banco de Información Económica, en <<http://www.inegi.gob.mx>>.

aparecen en la quinta columna del cuadro 4. Todos los parámetros son estadísticamente significativos excepto β_{LK} en el modelo restringido. Los coeficientes de determinación nos 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 resultado obtenido aplicando OLS corresponde a la estimación de cada ecuación de participación de costos en el sistema (3). Tal como lo hicimos notar en la exposición de la metodología, dado que $S^L + S^K + S^M$ debe ser igual a uno para cada observación, entonces deben cumplirse las condiciones (*adding-up*) entre los parámetros que se presentaron en las ecuaciones (10).

Realizamos pruebas con el modelo restringido (12) para verificar monotonicidad y convexidad de la función de producción translog. Para la monotonicidad, verificamos que efectivamente las razones de costo estimadas son positivas para cada una de las observaciones. Igualmente, verificamos que el determinante del hessiano orlado (6), sustituyendo los coeficientes estimados, fuera definido negativo (*negative definite*) para cada observación. Con esto podemos aseverar que el modelo translog estimado es adecuado para analizar las elasticidades de sustitución y las propiedades de separabilidad entre los factores productivos.

Los modelos estimados por ISUR son la base para probar las hipótesis de RCE y separabilidad. Respecto de los RCE, impusimos las tres restricciones que aparecen en la tercera columna del cuadro 5 al sistema de ecuaciones (11). Tal como se muestra en la última columna del cuadro 5, obtuvimos un estadístico de prueba igual a 102.98, indicando que debemos rechazar las restricciones de simetría-RCE.

Para averiguar el tipo de rendimientos a escala en la industria maquiladora usamos la estimación del modelo no-restringido (11). Con ese modelo realizamos una simulación. Determinamos el efecto estimado sobre la producción (Y) de cambios de $t > 0$ veces en los tres factores productivos. El resultado de la simulación aparece en la figura 1. La diagonal representa la relación entre t y ΔY si hubiera RCE. Se puede observar que al aumentar t veces los tres factores productivos, la evolución de la producción se ubica por debajo de la diagonal de RCE. Por tanto, parece haber evidencia de rendimientos decrecientes a escala en la producción maquiladora. Este comportamiento es el mismo en todos los sectores económicos considera-

Cuadro 4. Resultados de la estimación

<i>Parámetro</i>	<i>OLS</i>	<i>ISUR no-restringido</i>	<i>ISUR restringido</i>	<i>ISUR Restringido(SER)</i>
α_L	0.4084*** (15.12)	0.4084*** (15.32)	0.1335*** (44.34)	0.1335*** (46.24)
α_M	0.2558*** (4.08)	0.2558*** (4.13)	0.7362*** (115.29)	0.7362*** (118.05)
α_K	0.3359*** (7.62)	0.3359*** (7.72)	0.1303*** (31.75)	0.1303*** (30.86)
β_{LL}	-0.0227*** (-4.31)	-0.0227*** (-4.37)	0.0174*** (5.13)	0.0174*** (5.08)
β_{LK}	0.0166** (2.00)	0.0166** (2.03)	0.0012 (0.28)	0.0012 (0.33)
β_{LM}	-0.0478*** (-5.96)	-0.0479*** (-6.04)	-0.0186*** (-2.89)	-0.0186*** (-3.62)
β_{ML}	0.0499*** (4.08)	0.0499*** (4.14)	-0.0186*** (-2.89)	-0.0186*** (-3.62)
β_{MK}	-0.0856*** (-4.46)	-0.0856*** (-4.52)	-0.0608*** (-5.42)	-0.0608*** (-6.31)
β_{MM}	0.1299*** (6.98)	0.1299*** (7.08)	0.0794*** (5.18)	0.0794*** (6.36)
β_{KL}	-0.0272*** (-3.17)	-0.0272*** (-3.21)	0.0012 (0.28)	0.0012 (0.33)
β_{KM}	-0.0821*** (-6.28)	-0.0821*** (-6.37)	-0.0608*** (-5.42)	-0.0608*** (-6.31)
β_{KK}	0.0691*** (5.12)	0.0691*** (5.19)	0.0596*** (5.82)	0.0596*** (6.86)
	$R^2_L = 0.49$ $R^2_M = 0.37$ $R^2_K = 0.23$	$R^2_L = 0.49$ $R^2_M = 0.37$ $R^2_K = 0.23$	$R^2_L = 0.13$ $R^2_M = 0.11$ $R^2_K = 0.12$	$R^2_L = 0.13$ $R^2_M = 0.11$ $R^2_K = 0.12$

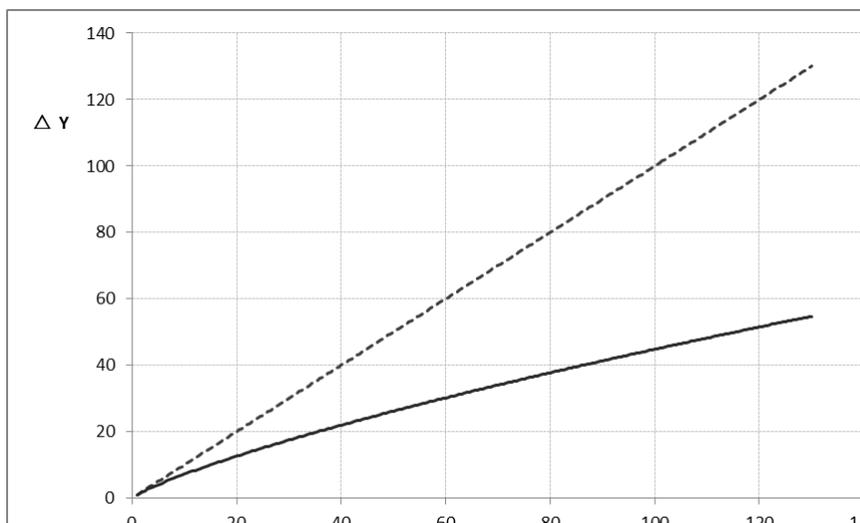
Notas. El número en paréntesis representa el estadístico t-student. Los símbolos *, **, y *** denotan niveles de significancia de 10%, 5%, y 1% respectivamente. Se usaron 153 observaciones para estimar los modelos.

dos en este artículo, ya que hemos supuesto que los parámetros estimados son iguales entre todos ellos. Para discriminar entre sectores económicos, habría que estimar una función de producción diferente para cada uno de ellos (figura 1).

Como indicamos en la sección introductoria, típicamente se ha supuesto que la industria maquiladora presenta rendimientos constantes a escala. Esto es, que los cambios de cierta proporción en los factores productivos traen como consecuencia un cambio de la misma proporción en la producción. De acuerdo a nuestro hallazgo, el efecto sobre la producción es menos que proporcional.

El cuadro 5 también muestra los resultados de las pruebas estadísticas para restricciones de separabilidad en la función de producción. Primero probamos separabilidad completa, la cual equivale a probar si la función translog se reduce a la especificación Cobb-Douglas, y que por lo tanto las elasticidades de sustitución entre los factores son todas iguales a uno ($\sigma_{LM} = \sigma_{KM} = \sigma_{LK} = 1$). El estadístico de prueba es 68.13, con lo que la hipótesis nula se rechaza con 1% de significancia estadística.

Figura 1. Rendimientos a escala en la industria maquiladora de exportación



Nota. La diagonal representa el comportamiento de la producción si hubiera RCE.

Cuadro 5. Pruebas de hipótesis de rce y separabilidad

<i>Prueba</i>	<i>Relación entre elasticidades parciales de sustitución</i>	<i>Restricciones en los parámetros bajo la hipótesis nula (H_0)</i>	<i>Número de Restricciones</i>	<i>Estadístico X^2</i>
Simetría – RCE		$\beta_{LM} = \beta_{ML}$ $\beta_{LL} + \beta_{LK} + \beta_{LM} = 0$ $\beta_{ML} + \beta_{MK} + \beta_{MM} = 0$	3	102.98* (rechazo H_0)
Separabilidad Completa	$\sigma_{LM} = \sigma_{KM} = \sigma_{LK} = 1$	$\beta_{LL} = 0, \beta_{LM} = 0, \beta_{MM} = 0$	3	68.13* (rechazo H_0)
Lineal				41.77** (rechazo H_0)
Separabilidad LK-M	$\sigma_{LM} = \sigma_{KM} = 1$	$\beta_{LM} = 0, \beta_{MM} = 0$	2	25.89** (rechazo H_0)
Separabilidad KM-L	$\sigma_{KL} = \sigma_{ML} = 1$	$\beta_{LL} + \beta_{LM} = 0,$	2	47.04** (rechazo H_0)
Separabilidad LM-K	$\sigma_{LK} = \sigma_{MK} = 1$	$\beta_{LM} + \beta_{MM} = 0$	2	
No – lineal				47.64** (rechazo H_0)
Separabilidad LK-M	$\sigma_{LM} = \sigma_{KM} \neq 1$	$\beta_{MM} = \beta_{LM}^2 / \beta_{LL}$ $\alpha_M = 1 + (\alpha_L \beta_{MM} / \beta_{LM})$	2	48.17** (rechazo H_0)
Separabilidad KM-L	$\sigma_{KL} = \sigma_{ML} \neq 1$	$\beta_{MM} = \beta_{LM}^2 / \beta_{LL}$	2	948.93** (rechazo H_0)
Separabilidad LM-K	$\sigma_{LK} = \sigma_{MK} \neq 1$	$\alpha_M = (\alpha_L - 1) \beta_{LM} / \beta_{LL}$ $\beta_{MM} = \beta_{LM}^2 / \beta_{LL}$ $\alpha_M = \alpha_L \beta_{LM} / \beta_{LL}$	2	

* Valor crítico a un nivel de significancia de 1% = 11.34.

** Valor crítico a un nivel de significancia de 1% = 9.21.

Para probar las condiciones de separabilidad entre los factores productivos, tal como las presentamos en (13), (14) y (15), se pueden imponer restricciones lineales y no lineales en los parámetros de la función de producción (1). Al imponer las primeras a la separabilidad LK – M ($\beta_{LM} = 0$, $\beta_{MM} = 0$), estamos probando si $\sigma_{LM} = \sigma_{KM} = 1$. El estadístico de prueba para esta hipótesis resultó ser 41.77, mayor al valor crítico con 2 grados de libertad y 1% de nivel de significancia (9.21). Por tanto, existe evidencia para rechazar la hipótesis de separabilidad de la mano de obra y el capital con respecto de los materiales en la maquiladora.

En relación con la separabilidad de capital y materiales respecto de la mano de obra (KM – L), y la de mano de obra y materiales con respecto del capital (LM – K), llegamos a la misma conclusión: los estadísticos de prueba son 25.89 y 47.04 respectivamente, con lo que se rechazan las hipótesis de separabilidad usando las restricciones lineales en los parámetros.

Las restricciones no lineales que se pueden imponer en los parámetros de la función de producción para que la mano de obra y el capital sean separables de los materiales (LK – M), y que por tanto se cumpla la condición (13) son: $\beta_{MM} = \beta_{LM}^2/\beta_{LL}$ y $\alpha_M = 1 + (\alpha_L \beta_{MM}/\beta_{LM})$. Tales restricciones implican que $\sigma_{LM} = \sigma_{KM} \neq 1$. El estadístico de prueba que obtuvimos para probar este tipo de separabilidad con la restricción no lineal fue 47.64, con lo que rechazamos la hipótesis nula con 1% de nivel de significancia. De igual manera, las restricciones no lineales en los parámetros de la función de producción (1) que sustentan la separabilidad del capital y los materiales (KM – L) de la mano de obra, y la separabilidad de la mano de obra y materiales del capital (LM – K) debemos rechazarlas: los estadísticos de prueba son 48.17 y 948.93, respectivamente.

Dado que las condiciones de separabilidad implican ciertas relaciones entre las elasticidades parciales de sustitución entre los factores productivos, en el cuadro 6 proporcionamos las elasticidades de sustitución estimadas para cada observación. Podemos apreciar que los valores estimados que obtuvimos soportan las pruebas de hipótesis que comentamos en los párrafos anteriores. Para cada año y sector económico considerado en este artículo podemos apreciar que la elasticidad de sustitución entre el trabajo y el capital es menor que la de mano de obra y materiales, y ambas son menores que la elasticidad de sustitución estimada entre el capital y los materiales ($\sigma_{LK} < \sigma_{LM} < \sigma_{KM}$).

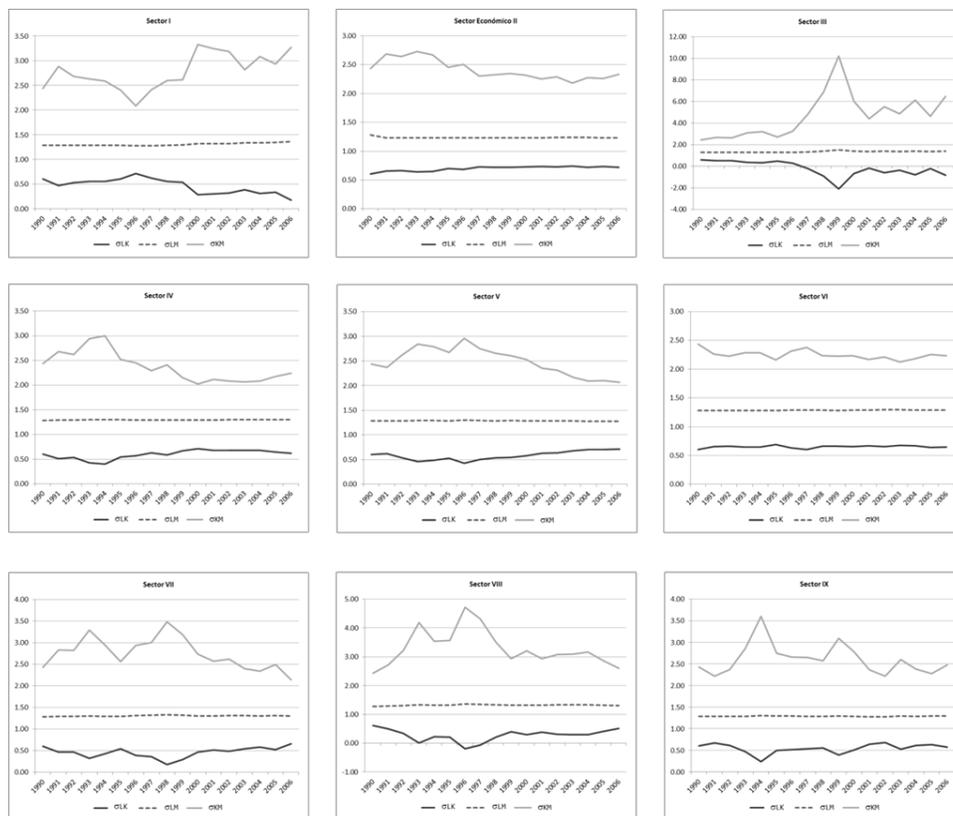
En la gran mayoría de las observaciones, las elasticidades parciales de sustitución resultaron positivas, indicando que los factores productivos son sustitutos. Estos resultados son consistentes con los encontrados por Cabezas (1997), Fuss (1977) y Khalil (2005) en industrias manufactureras de Perú, Canadá y Jordania, respectivamente.

Las elasticidades parciales de sustitución en promedio entre capital y materiales (2.85), y entre mano de obra y materiales (1.3) son mayores a 1, en tanto que entre el trabajo y el capital la elasticidad de sustitución es menor a 1 (0.453). Sólo en el sector III (fabricación de calzado e industria del cuero) la elasticidad parcial de sustitución entre el trabajo y el capital resultó negativa en cada uno de los años de 1997 a 2006, con lo que el promedio anual en el periodo bajo estudio fue también negativo (-0.204).

La figura 2 muestra la evolución de las elasticidades de sustitución entre los factores para cada sector económico de la industria maquiladora. En todos los sectores la elasticidad de sustitución entre el trabajo y los materiales se mantiene prácticamente constante y por debajo de 1.50. En algunos sectores se pueden observar ciertas tendencias en las elasticidades de sustitución estimadas: En el sector I, a partir de 1996 la elasticidad de sustitución entre capital y materiales observa una tendencia creciente al pasar de 2 a 3.3, mientras que las posibilidades de sustitución entre trabajo y capital pasan de 0.72 a 0.18; en 1999 en el sector III la elasticidad de sustitución entre capital y materiales llega a 10, su valor máximo, mientras que la elasticidad de sustitución entre el trabajo y el capital es -2; En los sectores II (a partir de 1993), IV (a partir de 1994), V (a partir de 1996), VII (a partir de 1998), VIII (a partir de 1996) y IX (a partir de 1994), mientras que la elasticidad de sustitución entre capital y materiales muestra una tendencia decreciente, la elasticidad de sustitución entre la mano de obra y el capital es creciente. Esta evolución pudiera explicarse por la entrada en vigor del TLCAN. La explicación en la evolución de las elasticidades de sustitución está fuera del alcance de este artículo. Creemos que este comportamiento pudiera ser objeto de posteriores investigaciones.

Como una primera aproximación, sin embargo, este comportamiento se pudiera explicar como un reflejo del proceso de escalamiento industrial que se ha experimentado en la industria maquiladora. Tal como lo señala Carrillo (2007), el escalamiento industrial es la capacidad de las empresas para innovar e incrementar el valor agregado de sus productos y procesos.

Figura 2. Elasticidades parciales de sustitución de la industria maquiladora de exportación según sector económico de actividad, 1990-2006



Nota. Sectores económicos de actividad de la industria maquiladora: 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; IX. Ensamble de juguetes y artículos deportivos.

Cuadro 6. Elasticidades parciales de sustitución para la industria maquiladora por sector económico, 1990-2006

Año	I			II			III		
	σ_{LK}	σ_{LM}	σ_{KM}	σ_{LK}	σ_{LM}	σ_{KM}	σ_{LK}	σ_{LM}	σ_{KM}
1990	0.606	1.282	2.434	0.606	1.282	2.434	0.606	1.282	2.434
1991	0.471	1.290	2.882	0.654	1.229	2.690	0.525	1.288	2.692
1992	0.530	1.286	2.684	0.663	1.229	2.641	0.542	1.286	2.639
1993	0.555	1.281	2.627	0.640	1.232	2.727	0.389	1.299	3.114
1994	0.553	1.288	2.585	0.650	1.232	2.675	0.347	1.306	3.206
1995	0.608	1.286	2.401	0.697	1.231	2.456	0.489	1.301	2.721
1996	0.715	1.278	2.085	0.682	1.234	2.503	0.307	1.315	3.268
1997	0.625	1.275	2.412	0.729	1.232	2.305	-0.180	1.348	4.845
1998	0.555	1.285	2.597	0.721	1.233	2.330	-0.890	1.413	6.865
1999	0.541	1.290	2.614	0.718	1.233	2.346	-2.081	1.516	10.209
2000	0.286	1.317	3.329	0.726	1.231	2.323	-0.652	1.398	6.031
2001	0.301	1.320	3.241	0.737	1.234	2.257	-0.170	1.370	4.430
2002	0.318	1.319	3.189	0.724	1.237	2.291	-0.580	1.405	5.535
2003	0.390	1.333	2.817	0.744	1.240	2.185	-0.334	1.384	4.869
2004	0.307	1.334	3.085	0.721	1.241	2.275	-0.763	1.416	6.130
2005	0.332	1.342	2.932	0.735	1.234	2.265	-0.207	1.367	4.624
2006	0.176	1.362	3.272	0.718	1.234	2.337	-0.814	1.411	6.502
Prom	0.463	1.304	2.776	0.698	1.236	2.414	-0.204	1.359	4.713
Año	IV			V			VI		
	σ_{LK}	σ_{LM}	σ_{KM}	σ_{LK}	σ_{LM}	σ_{KM}	σ_{LK}	σ_{LM}	σ_{KM}
1990	0.606	1.282	2.434	0.606	1.282	2.434	0.606	1.282	2.434
1991	0.512	1.296	2.679	0.623	1.282	2.373	0.659	1.280	2.261
1992	0.533	1.292	2.626	0.540	1.290	2.624	0.662	1.284	2.229
1993	0.430	1.300	2.941	0.463	1.298	2.840	0.651	1.281	2.285
1994	0.401	1.305	3.003	0.483	1.294	2.794	0.650	1.282	2.283
1995	0.547	1.300	2.522	0.528	1.288	2.675	0.689	1.280	2.159
1996	0.573	1.297	2.455	0.429	1.299	2.956	0.633	1.287	2.309
1997	0.631	1.291	2.294	0.501	1.293	2.744	0.604	1.292	2.377

1998	0.589	1.295	2.412	0.534	1.288	2.655	0.659	1.286	2.230
1999	0.669	1.294	2.155	0.545	1.290	2.601	0.663	1.285	2.224
2000	0.711	1.295	2.022	0.576	1.285	2.525	0.654	1.288	2.235
2001	0.677	1.298	2.115	0.627	1.283	2.354	0.667	1.292	2.171
2002	0.681	1.301	2.088	0.638	1.285	2.308	0.654	1.293	2.209
2003	0.682	1.305	2.069	0.679	1.284	2.171	0.679	1.294	2.124
2004	0.684	1.301	2.080	0.709	1.280	2.094	0.667	1.290	2.182
2005	0.648	1.304	2.177	0.706	1.281	2.098	0.642	1.292	2.253
2006	0.624	1.305	2.246	0.715	1.281	2.069	0.649	1.292	2.231
Prom	0.600	1.298	2.372	0.583	1.287	2.489	0.652	1.287	2.247
	VII			VIII			IX		
Año	σ_{LK}	σ_{LM}	σ_{KM}	σ_{LK}	σ_{LM}	σ_{KM}	σ_{LK}	σ_{LM}	σ_{KM}
1990	0.606	1.282	2.434	0.606	1.282	2.434	0.606	1.282	2.434
1991	0.471	1.295	2.835	0.500	1.296	2.718	0.668	1.283	2.218
1992	0.474	1.295	2.824	0.339	1.308	3.220	0.619	1.286	2.368
1993	0.323	1.306	3.299	0.005	1.338	4.192	0.475	1.291	2.858
1994	0.430	1.300	2.944	0.226	1.319	3.543	0.242	1.309	3.600
1995	0.543	1.296	2.564	0.208	1.322	3.570	0.501	1.292	2.745
1996	0.392	1.317	2.937	-0.199	1.360	4.721	0.521	1.293	2.664
1997	0.362	1.321	3.008	-0.058	1.347	4.322	0.536	1.288	2.651
1998	0.186	1.336	3.490	0.206	1.329	3.504	0.555	1.288	2.577
1999	0.298	1.326	3.187	0.395	1.317	2.927	0.398	1.298	3.093
2000	0.466	1.309	2.740	0.302	1.323	3.209	0.510	1.283	2.789
2001	0.518	1.307	2.575	0.375	1.324	2.936	0.643	1.272	2.365
2002	0.488	1.316	2.618	0.308	1.335	3.071	0.678	1.277	2.215
2003	0.550	1.319	2.399	0.296	1.338	3.087	0.532	1.296	2.602
2004	0.587	1.309	2.341	0.295	1.329	3.167	0.613	1.287	2.378
2005	0.525	1.316	2.495	0.408	1.319	2.862	0.635	1.293	2.273
2006	0.662	1.303	2.139	0.511	1.307	2.597	0.575	1.293	2.477
Prom	0.464	1.309	2.755	0.278	1.323	3.299	0.547	1.289	2.606

Fuente: Elaboración propia.

Pueden distinguirse cuatro tipos de cambios: de proceso, de producto, de funciones y sectores. En el nivel de proceso, las maquiladoras han adoptado el *six sigma* en 35% de las plantas en México: en el nivel de producto, los maquiladores del noroeste pasaron de la producción de televisores análogos a digitales; y en el nivel de funciones, la producción de pantalones de mezclilla en Torreón ha pasado del ensamble tradicional al ensamble completo; y con respecto al cuarto nivel, en la industria de maquiladoras de Baja California, los ingenieros que laboraban en maquilas formaron sus propias empresas y compañías para establecer una agrupación de *software*. En general, las maquiladoras presentan procesos de aprendizaje tecnológico tanto en sectores tradicionales de manufactura como vestido, muebles o zapatos, como en sectores con productos complejos como las autopartes y la electrónica. La evolución de las elasticidades de sustitución pudiera estar reflejando los cambios, en términos de un mayor uso de factores, primordialmente capital, para enfrentar la entrada del TLCAN y para iniciar con procesos de escalamiento industrial.

La influencia de los precios de otros factores productivos en la demanda de mano de obra, así como las posibles implicaciones de los resultados de las elasticidades de sustitución entre los factores, son dos aspectos que se encuentran fuera del alcance y propósito del presente estudio. Sin embargo, nuestros resultados permiten señalar que un aumento en el precio de los materiales utilizados en la industria maquiladora, por ejemplo, reducirá la demanda de materiales, y aumentará tanto la demanda de mano de obra como la de capital. Esto indica que además de los movimientos en el nivel salarial y los factores que se han estudiado en artículos relacionados (los cambios estructurales o el nivel de producción industrial de Estados Unidos y China), también los precios de los otros factores productivos impactan en el nivel de empleo de la industria maquiladora.

Conclusiones

En este artículo nuestro objetivo ha sido averiguar si hay evidencia de RCE y algún tipo de separabilidad entre factores productivos en la industria maquiladora, ya que en los estudios sobre demanda de factores en esa in-

dustria esos son supuestos que se usan comúnmente en los modelos teóricos. Para cumplir con ese objetivo, especificamos y estimamos una función de producción translog para la industria maquiladora, con tres factores productivos: mano de obra, materiales y capital. Usamos un panel de datos con información en serie de tiempo anual, de 1990 a 2006, y corte transversal para nueve sectores económicos de esa industria.

Las elasticidades parciales de sustitución estimadas fueron en su gran mayoría positivas, indicando que trabajo-capital, materiales-capital y trabajo-materiales son sustitutos. Para cada año y sector económico considerado en este artículo encontramos que la elasticidad de sustitución entre el trabajo y el capital es menor que la de mano de obra y materiales, y ambas son menores que la elasticidad de sustitución estimada entre el capital y los materiales.

Además encontramos que no hay evidencia de RCE en la industria. Los diferentes tipos de separabilidad los probamos usando restricciones lineales y no lineales en los parámetros de la función de producción translog. Los resultados no soportan ningún tipo de separabilidad entre los factores productivos empleados en este estudio. Estos resultados no invalidan los hallazgos empíricos obtenidos por los estudios sobre demandas de factores de la industria maquiladora. Deben invitar, sin embargo, a replantear los modelos teóricos que soportan los modelos empíricos, que suponen RCE y algún tipo de separabilidad funcional en la tecnología.

Bibliografía

- Arroyo, F. (2001), “Dinámica del PIB de las entidades federativas de México, 1980-1999”, *Comercio Exterior*, vol. 51, núm. 7, pp. 583-599.
- Berndt, E. (1991), *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company, Estados Unidos.
- y L. Christensen (1973a), “The Internal Structure of Functional Relationship: Separability, Substitution and Aggregation”, *The Review of Economic Studies*, núm. 40, pp. 403-410.
- y L. Christensen (1973b), “The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures and Labor in U.S. Manufacturing 1929-68,” *Journal of Econometrics*, núm 1, pp. 81-114.

- y L. Christensen (1974), “Testing for the Existence of a Consistent Aggregate Index of Labor Inputs”, *American Economic Review*, vol. 64, núm. 3, pp. 391-403.
- Cabezas, L. (1997), “Sustitución entre factores de producción y cambio técnico en la industria manufacturera peruana”, *El Trimestre Económico*, núm. 4, pp. 513-530.
- Calderón, C. y R. Ponce (2001), “Demanda de trabajo de la industria maquiladora en Ciudad Juárez”, *Comercio Exterior*, vol. 51, núm. 4, pp. 271-278.
- Cameron, A. C. y P. K. Trivedi (2009), *Microeconometrics Using Stata*, College Station, Stata Press, Estados Unidos.
- Cañas, J., T. Fullerton y W. M. Doyle Smith (2007), “Maquiladora Employment Dynamics in Nuevo Laredo”, *Growth and Change*, vol. 38, núm. 1, pp. 23-38.
- Carrillo, J. (2007), “La industria maquiladora en México: evolución o agotamiento”, *Comercio Exterior*, vol. 57, nú. 8, pp. 668-681.
- Chambers, R. (1988), *Applied Production Analysis. A Dual Approach*, Cambridge University Press, Estados Unidos.
- Chiquiar, D. (2005), “Why Mexico’s Regional Income Convergence Broke Down”, *Journal of Development Economics*, núm. 77, pp. 257-275.
- Christensen, L., D. Jorgenson y L. Lau (1973), “Transcendental Logarithmic Production Frontiers”, *Review of Economics and Statistics*, núm. 55, pp. 28-45.
- Coronado, R., T. Fullerton y D. Clark (2004), “Short-run Maquiladora Employment Dynamics in Tijuana”, *Annals of Regional Science*, núm. 38, pp. 751-763.
- Díaz, E. (2005), “El mercado de trabajo de la frontera norte frente al cierre de empresas maquiladoras”, *Frontera Norte*, vol. 17, núm. 34, pp. 139-165.
- Field, B. C. y C. Grebenstein (1980), “Capital-Energy Substitution in U.S. Manufacturing”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 62, núm. 2, pp. 207-212.
- Fullerton, T. y D. Schauer (2001), “Short-run Maquiladora Employment Dynamics”, *International Advances in Economic Research*, núm 7, pp. 471-478.
- Fullerton, T. y L. Torres (2004), “Maquiladora Employment Dynamics in Chihuahua City, Mexico”, *Journal of Developing Areas*, vol. 38, núm. 1, 1-17.
- Fuss, M. (1977), “The Demand for Energy in Canadian Manufacturing”, *Journal of Econometrics*, núm. 5, pp. 89-116.
- González-Aréchiga, B. y J. Ramírez (1989), “Productividad sin distribución: cambio tecnológico en la industria maquiladora mexicana, 1980-1986”, *Frontera Norte*, vol. 1, núm.1, 97-124.
- Griffin, J. y P. Gregory (1976), “An Intercountry Translog Model of Energy Substitution Responses”, *American Economic Review*, núm. 66, pp. 845-857.
- Gruben, W. (1990), “Do Maquiladoras Take American Jobs? Some Tentative Econometric Results”, *Journal of Borderlands Studies*, primavera, pp. 31-45.
- (2001), “Was NAFTA behind Mexico’s High Maquiladora Growth?”, *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review*, Third Quarter, pp. 11-21.

- Hanson, G. (2007), "Globalization, Labor Income, and Poverty in Mexico", en A. Harrison (ed.), *Globalization and Poverty*, University of Chicago Press, National Bureau of Economic Research, Chicago.
- Khalil, A. (2005), "A Cross Section Estimate of Translog Production Function: Jordanian Manufacturing Industr", *Global Review of Business and Economic Research*, vol. 1, núm. 2, pp. 121-130.
- Kim, H. (1992), "The Translog Production Function and Variable Returns to Scale", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 74, núm. 3, pp. 546-552.
- Klacek, J., M. Vosvra y S. Scholesser (2007), "KLE Translog Production Function and Total Factor Productivity", *Statistica*, vol. 43, núm. 4, pp. 261-274.
- Leontief, W. (1947), "Introduction to a Theory of the Internal Structure of Functional Relationships", *Econometría*, núm. 15, pp. 361-373.
- Mendoza, E. (2001), "Specialization, Agglomeration and Urban Manufacturing Growth in the Northern Border Cities of Mexico", *Journal of Borderlands Studies*, vol. 16, núm 2, pp. 71-98.
- (2005), "El TLCAN y la integración económica de la frontera México-Estados Unidos: situación presente y estrategias para el futuro", *Foro Internacional*, vol. 45, núm. 3, pp. 517-544.
- (2011), "Local and Global Determinants of Labour Employment in the Mexican Maquila Industry: A Bounds Testing Co-integration Analysis", *Análisis Económico*, vol. 61, núm. 26, pp. 175-198.
- y C. Calderón, (2000), "Demanda regional de trabajo de la industria maquiladora de exportación en los estados de la frontera norte", *Frontera Norte*, vol. 13, núm. 24, pp. 59-83.
- Mollick, A. (2003), "Employment Determination at Mexican Maquiladoras: Does Location Matter?", *Journal of Borderland Studies*, vol. 18, núm. 2, pp. 45-67.
- (2008), "The Rise of the Skill Premium in Mexican Maquiladoras", *Journal of Development Studies*, vol. 44, núm. 9, pp. 1382-1404.
- (2009), "Employment Responses of Skilled and Unskilled Workers at Mexican Maquiladoras: The Effects of External Factors", *World Development*, vol. 37, núm. 7, pp. 1285-1296.
- y J. Ibarra Salazar (2012), "Productivity Effects on Mexican Maquiladoras", *Economic Development Quarterly*, s/f.
- Nicholson, W. (1997), *Teoría microeconómica. Principios básicos y aplicaciones* (Trad.: E. Rabasco y L. Toharia), McGraw-Hill, Madrid.
- Pindyck, R. (1979), "Interfuel Substitution and the Industrial Demand for Energy: An International Comparison", *Review of Economics and Statistics*, núm. 61, pp. 169-179.
- y D. Rubinfeld (2001), *Microeconomía*, 5ª. ed. (Trad.: E. Rabasco y L. Toharia), Pearson, Madrid.

- Ramos, M. (1999), "El empleo como factor de la producción de la maquiladora en México", *Comercio Exterior*, vol. 49, núm. 9, pp. 830-835.
- Tzouvelekas, E. (2000), "Approximation Properties and Estimation of the Translog Production Function with Panel Data", *Agricultural Economics Review*, vol. 1, núm. 1, pp. 33-47.

Artículo recibido el 27 de septiembre de 2012.
Segunda versión aprobada el 3 de junio de 2013.