

IMPACTO DE LOS COSTOS DE DESPIDO SOBRE LA DEMANDA DE TRABAJO EN EL SECTOR MANUFACTURERO MEXICANO

Miguel Cruz Vásquez

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este ensayo es estimar el impacto de los costos de despido sobre la demanda de trabajo, estimando primero la elasticidad de los costos de despido sobre la demanda de trabajo. Los costos de despido forman parte de las provisiones de seguridad laboral obligatorias establecidas en las leyes laborales mexicanas, que junto con los salarios constituyen los costos de nómina de los empleadores.

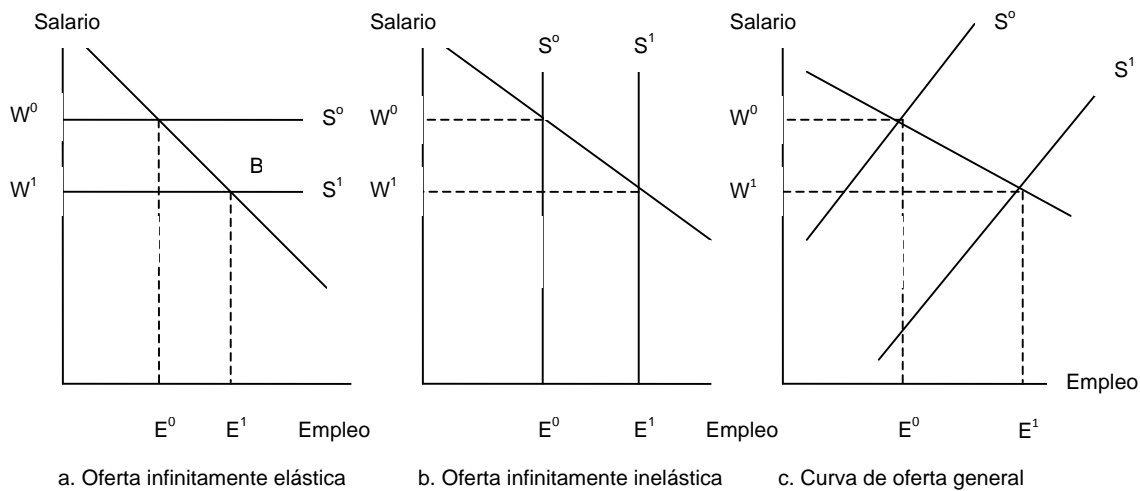
La teoría que se utiliza para la estimación econométrica de la elasticidad de la demanda de trabajo tiene dos modalidades esencialmente extremas de ver la demanda de trabajo, útiles para agrupar las respuestas probables de los salarios y el empleo a los shocks exógenos.

a) La visión del empleador individual de que el salario es en la mayoría de casos exógeno y de que existe suficiente desempleo, por lo que la oferta de trabajo es infinitamente elástica en S_0 a un salario W_0 , como se muestra en la figura 1.a. Un incremento en la oferta a S_1 produce un aumento en el empleo de E_0 a E_1 porque el salario ha caído a W_1 . El efecto entero del shock originado en los salarios, produce un impacto completo sobre el empleo, que puede inferirse si conocemos la pendiente de la curva de demanda de trabajo AC/CB. (Hamermesh, D. 1993, p. 17-19).

b) Una visión alternativa considera fijo el empleo de cierto tipo de trabajadores y que éste es determinado solamente por la oferta completamente inelástica de tales trabajadores, como se muestra por S_0 en la figura 1.b. En este caso el empleo es E_0 , determinado por la oferta de trabajo. La demanda de trabajo determina la tasa salarial W_0 pagada a este tipo de trabajadores. El incremento exógeno en la oferta, quizá debido al incremento poblacional o a un mayor deseo de participar en el mercado de trabajo, desplaza la oferta a S_1 . El salario cae

a W_1 . Conocer la pendiente de la curva de demanda AC/CB es suficiente información para inferir el efecto del shock, pero el impacto entero es sobre la tasa salarial. (Hamermesh, D. 1993, pp. 17-19)

En general, los mercados laborales se caracterizan por una oferta que no es completamente elástica ni completamente inelástica, sino más bien por una oferta con pendiente positiva como se muestra por S_0 en la figura 1.c; en cuyo caso un aumento en la oferta a S_1 produce tanto un aumento en el empleo como una reducción en la tasa salarial, por lo que si no conocemos las pendientes de las curvas de oferta y de demanda, no se puede inferir la magnitud de los cambios en salarios y empleo. (Hamermesh, D. 1993, p. 20)



1. Supuestos alternativos de oferta de trabajo

En este ensayo utilizaremos el primer enfoque suponiendo que los salarios son establecidos exógenamente en el mercado de trabajo de manera que la oferta de trabajo es completamente elástica.

1. MARCO TEÓRICO

La derivación de la demanda de trabajo con más de dos insumos que utilizamos en este ensayo a partir de funciones de producción o de costos con más de dos insumos es de interés general ya que permite estudiar cómo el empleo o los salarios son afectados cuando el precio o la cantidad de alguno o varios de los demás insumos cambian. Asimismo, además, cuando se desagrega el trabajo en algunas dimensiones interesantes, por ejemplo

por edad, sexo, nivel educativo, nivel de calificación, tipo de trabajo y con costos de despido y sin costos de despido, entre otros. (Hamermesh, D. 1993, pp. 33-34)

Considere una firma que utiliza N factores de producción, X_1, \dots, X_N . Dejemos que la función producción sea

$$(1) \quad Y = f(X_1, \dots, X_N), \quad f_i > 0, \quad f_{ii} < 0.$$

y la función de costos asociada, basada en las demandas óptimas por X_1, \dots, X_N , es

$$(2) \quad C = C(w_1, \dots, w_N, Y), \quad g_i > 0,$$

donde las w_i son los precios de los insumos. Las condiciones de optimización son:

$$(3) \quad f_i - \lambda w_i = 0, \quad i=1, \dots, N;$$

y usando la función de costos,

$$(4) \quad X_i - \mu g_i = 0, \quad i=1, \dots, N,$$

donde μ y λ son multiplicadores de Lagrange.

Los parámetros tecnológicos pueden definirse usando ya sea la condición de equilibrio basada en la función producción (1) y (3) o en aquella basada en la función de costos (2).

La *elasticidad parcial de sustitución*, basada en la función de costos y concebida para medir la facilidad de sustituir un insumo por otro manteniendo el producto y los precios de los otros insumos constantes es²:

$$(3) \quad \sigma_{ij} = \frac{C C_{ij}}{C_i C_j},$$

Como en el caso de dos factores, las *elasticidades parciales propia y cruzada de la demanda de factores* η_{ij} y η_{ii} se pueden expresar como función de la elasticidad de sustitución. Haciendo uso de la ecuación (3), se puede ver que:

2 Esta es una generalización de la definición de σ en el caso de dos factores $\sigma = \frac{d \ln(K/L)}{d \ln(w/r)} = \frac{C C_{wr}}{C_r C_w}$

desarrollada por Uzawa, H. (1962) (citado por Hamermesh (1993), p.26). Existe también una versión en términos de la función de producción. Formalmente, sin embargo, la ecuación (3) se refiere a la elasticidad "parcial" de sustitución. Para distinguir entre la elasticidad de sustitución directa y la parcial ver Cahuc and Zylberberg (2004), p.189-190.

$$(4) \quad \eta_{ij} = \frac{\partial X_i}{\partial w_j} \frac{w_j}{X_i} = \frac{w_j X_j}{C} \frac{C \frac{\partial X_i}{\partial w_j}}{X_i X_j} = \frac{w_j X_j}{C} \frac{C C_{ij}}{C_i C_j} = s_j \sigma_{ij}$$

Por su parte, las elasticidades directa y cruzadas de la demanda no-condicionada de trabajo se expresan también, como en el caso de dos factores, en función de la elasticidad de sustitución (η_{ij}), la proporción del insumo dentro de los costos (s_j) y la elasticidad precio de la demanda del producto (η)³

$$(5) \quad \eta'_{ij} = s_j(\sigma_{ij} - \eta)$$

La presencia del efecto escala, debida a posibles cambios en la producción introduce un nuevo concepto de complementariedad o sustituibilidad entre insumos de producción. En el caso en que las elasticidades cruzadas no-condicionadas son positivas (negativas) se dice que los insumos son complementarios brutos (sustitutivos brutos).⁴

Al igual que en el caso de dos factores, cabe asumir distintas formas funcionales para la función de producción o la función de costos.

Las funciones multifactoriales Cobb-Douglas y CES son solo extensiones lógicas a los casos de dos factores. La función de costos tipo Cobb-Douglas con retornos constantes a escala para N-factores es:

$$(6) \quad C = Y \prod_i w_i^{\alpha_i} \quad \sum \alpha_i = 1$$

Aquí todas las σ_{ij} son iguales a la unidad (como puede verse aplicando la ecuación

$\sigma_{ij} = \frac{C g_{ij}}{g_i g_j}$ a la ecuación (6)), lo que hace que esta función sea poco interesante en

aplicaciones donde se desea descubrir el grado de p-sustituibilidad (medida de elasticidades precio cruzadas) ó examinar cómo la sustitución entre X_i y X_j es afectada por la cantidad utilizada de X_K .

³ La ecuación (5) es análoga a la ecuación para el caso de dos factores de producción. Como entonces, la ecuación (5) se refiere a un caso en el que se asume retornos constantes a escala y competencia perfecta en el mercado de bienes. En casos más generales, la elasticidad precio de la demanda no-condicionada de factores depende también del grado de retornos a escala y del "mark-up" que fijen las empresas sobre sus costos marginales de producción. Para mayor detalle ver Cahuc y Zylberberg (2004) p. 191-193.

⁴ Ver Cahuc and Zylberberg (2004), p.191-193.

La función de costos CES con retornos constantes a escala en N-factores es

$$(7) \quad C = Y \left[\sum_i \left(\frac{w_i}{\alpha_i} \right)^{\rho/\rho-1} \right]^{\rho-1/\rho}$$

En este caso, aunque no necesariamente igual a la unidad, la elasticidad de sustitución es idéntica para todos los pares de insumos y por lo tanto muy interesante:

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{1-\rho} \quad \text{para toda } i \neq j.$$

Llamando w_i , $i = 1, \dots, n$ a los precios de los n insumos, X_i a las cantidades de los n insumos, C a los costos totales, e Y al producto; suponiendo que los w_i e Y son exógenos pero que las X_i y C son endógenos; con rendimientos constantes a escala impuestos y que la función de producción es de retornos constantes a escala, la función de costos Leontief generalizada (GL), una versión expandida de la Leontief de dos insumos ($C=Y \{ a_{11}w + 2a_{12}w^{.5}r^{.5} + a_{22}r \}$), puede escribirse como:

$$(8) \quad C = Y \left[\sum_i \sum_j a_{ij} w_i^{1/2} w_j^{1/2} \right]$$

donde los a_{ij} son parámetros y, además, $a_{ij} = a_{ji}$

Para obtener ecuaciones que sean fáciles de estimar, es conveniente aplicar a la ecuación (8) el lema de Shephard, que establece que la demanda óptima, minimizadora de costos para el insumo i puede derivarse simplemente diferenciando la función de costos con respecto a w_i , resultando:

$$(9) \quad X_i = \frac{\partial C}{\partial w_i} = Y \cdot \left[\sum_{j=1}^n a_{ij} \left(\frac{w_j}{w_i} \right)^{1/2} \right], \quad i = 1, \dots, n$$

Una ecuación más conveniente para propósitos de estimación puede obtenerse dividiendo la ecuación (9) por Y , resultando un sistema de ecuaciones lineales de demanda insumo-producto óptimas, denotadas por a_i , a partir de las cuales se pueden estimar estos parámetros tecnológicos:

$$(10) \quad a_i \equiv \frac{X_i}{Y} = a_{ii} + \sum_{j \neq i} a_{ij} \left[w_j / w_i \right]^{0.5}, \quad i = 1, \dots, n$$

Notemos que cuando $i=j$, $(w_j/w_i)^{1/2}$ es igual a 1, y así a_{ii} es un término constante en la i -ésima ecuación insumo-producto (Hamermesh, D. 1993, pp.39-40), (Berndt, E. 1991, pp. 460-461).

Por ejemplo, considere el caso en el que hay cuatro insumos: capital (K), trabajo (L), energía (E) y materiales intermedios no energéticos (M), con los insumos intermedios incluidos, la medida adecuada del producto Y es el producto bruto (cantidad de ventas más cambios netos en las cantidades del inventario del producto), no el valor agregado. Las ecuaciones GL insumo-producto minimizadoras de costos para estos cuatro insumos son (Berndt, E. 1991, pp. 460-461):

$$(11) \quad a_K \equiv \frac{K}{Y} = a_{KK} + a_{KL}(w_L/w_K)^{1/2} + a_{KE}(w_E/w_K)^{1/2} + a_{KM}(w_M/w_K)^{1/2}$$

$$a_L \equiv \frac{L}{Y} = a_{LL} + a_{KL}(w_K/w_L)^{1/2} + a_{LE}(w_E/w_L)^{1/2} + a_{LM}(w_M/w_L)^{1/2}$$

$$a_E \equiv \frac{E}{Y} = a_{EE} + a_{KE}(w_K/w_E)^{1/2} + a_{LE}(w_L/w_E)^{1/2} + a_{EM}(w_M/w_E)^{1/2}$$

$$a_M \equiv \frac{M}{Y} = a_{MM} + a_{KM}(w_K/w_M)^{1/2} + a_{LM}(w_L/w_M)^{1/2} + a_{EM}(w_E/w_M)^{1/2}$$

Volviendo a los términos generales de las ecuaciones 9 a 11, las elasticidades parciales de sustitución son

$$(12) \quad \sigma_{ij} = \frac{C a_{ij} [w_i w_j]^{0.5}}{2Y a_i a_j}, \quad i, j = 1, \dots, n \quad \text{pero } i \neq j$$

y

$$(13) \quad \sigma_{ii} = \frac{-C \sum_{j \neq i}^n a_{ij} w_j^{0.5} w_i^{-1.5}}{2Y a_i^2}, \quad i = 1, \dots, n$$

En estas ecuaciones $s_i \equiv X_i / C$, para $i=1, \dots, n$

Mientras que las elasticidades precio cruzadas de la demanda no-condicionada de (ver ecuación 4) factores son:

$$(14) \quad \eta_{ij} = \frac{1}{2} \cdot \frac{[a_{ij}(w_i/w_j)^{-1/2}]}{a_i}, \quad i, j = 1, \dots, n, \text{ pero } i \neq j$$

y las elasticidades precio propias son⁵

$$(15) \quad \eta_{ii} = \frac{-\frac{1}{2} \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n a_{ij} (w_i/w_j)^{-1/2}}{a_i}, \quad i=1, \dots, n$$

Nótese que la estimación individual o simultánea del sistema de ecuaciones (11) proporciona los coeficientes necesarios para estimar las elasticidades de sustitución y las elasticidades directas y cruzadas mostradas en las ecuaciones 12 a 15.

Las funciones de costos translog son aproximaciones de series de Taylor de segundo orden en logaritmos para funciones de costos arbitrarias, muy generales, en las que las relaciones de las demandas de insumos minimizadoras de costos dependen del nivel de producto. Una función de costos translog para N-insumos es:

$$(16) \quad \ln C = \ln a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \ln w_i + \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_{ij} \ln w_i \ln w_j \\ + a_Y \ln Y + \frac{1}{2} b_{YY} (\ln Y)^2 + \sum_{i=1}^n b_{iY} \ln w_i \ln Y$$

Se podría estimar directamente la función de costos translog (16), pero es más eficiente la estimación de ecuaciones de demanda óptimas minimizadoras de costos, transformadas aquí en ecuaciones de participaciones de costos, mediante la diferenciación logarítmica de la ecuación (16) con respecto a los precios de los insumos, y después empleando el lema de Shephard para obtener ecuaciones de participaciones de costos (no insumo-producto), lineales en los parámetros, de la forma

$$(18), \quad \frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_i} = \frac{w_i}{C} \cdot \frac{\partial C}{\partial w_i} = \frac{w_i X_i}{C} = S_i = a_i + \sum_{j=1}^n b_{ij} \ln w_j + b_{iY} \ln Y, \quad i = 1, \dots, n$$

5 Ver (Hamermesh, D. 1993, pp. 39-40), (Berndt, E. 1991, pp. 460-464).

donde $\sum_{i=1}^n w_i X_i = C$. Definiendo las participaciones de costos $S_i \equiv \frac{w_i X_i}{C}$, se sigue que

$$\sum_{i=1}^n S_i = 1$$

Esta condición aditiva del sistema de ecuaciones de participaciones (18) tiene importantes implicaciones para la estimación econométrica. Por ejemplo, para una función de costos de cuatro insumos (K,L,E y M), que ahora tiene la forma translog, las ecuaciones de participación de costos tendrán la forma

$$(19) \quad S_K = a_K + b_{KK} \ln W_K + b_{KL} \ln W_L + b_{KE} \ln W_E + b_{KM} \ln W_M + b_{KY} \ln Y$$

$$S_L = a_L + b_{LK} \ln W_K + b_{LL} \ln W_L + b_{LE} \ln W_E + b_{LM} \ln W_M + b_{LY} \ln Y$$

$$S_E = a_E + b_{EK} \ln W_K + b_{EL} \ln W_L + b_{EE} \ln W_E + b_{EM} \ln W_M + b_{EY} \ln Y$$

$$S_M = a_M + b_{MK} \ln W_K + b_{ML} \ln W_L + b_{ME} \ln W_E + b_{MM} \ln W_M + b_{MY} \ln Y$$

En este sistema las elasticidades parciales de sustitución son:

$$(21) \quad \sigma_{ij} = \frac{(b_{ij} + S_i S_j)}{S_i S_j}, \quad i, j = 1, \dots, n, \quad \text{pero } i \neq j;$$

y

$$(22) \quad \sigma_{ii} = \frac{(b_{ii} + S_i^2 - S_i)}{S_i^2}, \quad i \neq j, \quad i = 1, \dots, n$$

Donde $S_i = w_i X_i / C$; mientras que las elasticidades de la demanda no condicionada (ver ecuación 4), son⁶

$$(23) \quad \eta_{ij} = \frac{b_{ij} + S_i S_j}{S_i}, \quad i, j = 1, \dots, n, \quad \text{pero } i \neq j$$

y

⁶ Ver Berndt, E. 1991, pp. 469-471, Hamermesh, D. 1993, p. 40

$$(24) \quad \eta_{ii} = \frac{(b_{ii} + S_i^2 - S_i)}{S_i}, \quad i=1, \dots, n$$

Al igual que en el caso de las funciones Leontief generalizadas, nuevamente la estimación individual o simultánea del sistema de ecuaciones (19), sujeto a las restricciones que se mencionaron, proporciona los coeficientes necesarios para estimar las elasticidades de sustitución y elasticidades directas/cruzadas mostradas en las ecuaciones (21) a (24).

2. ANTECEDENTES EMPÍRICOS

Entre los estudios realizados para estimar la elasticidad de la demanda de trabajo respecto a los costos salariales, destacan:

a) El estudio del sistema de ecuaciones denominado KLEM efectuado para la industria manufacturera de Estados Unidos, con datos del período 1947-1971, en el cual las elasticidades de sustitución Hicks-Allen σ_{ij} y las elasticidades precio de las demandas de factores productivos, η_{ij} fueron estimadas mediante el “estimador iterativo eficiente de Zellner”, también llamado estimador SUR (Seemingly unrelated regresion) o estimador de la mínima Ji-cuadrada, que arrojó valores para η_{ij} de -0.38 para la forma funcional Leontief Generalizada y de -0.45 para la forma funcional Translog, mismos que se encuentran en el rango de las elasticidades calculadas con datos de distintos países, de 0.40 a 1.00 para datos de empleo a niveles de agregación microeconómico y macroeconómico respectivamente. Asimismo, reporta que el capital es sustituto con el trabajo pero complementario con la energía, mientras que el trabajo es sustituto de la energía. (Berndt, E. 1991, pp. 464-465, 475-476), (Hamermesh, D. 1993, p. 101)

b) Hamermesh, D. (1993), agrupa con base en el procedimiento de estimación econométrica de la elasticidad de sustitución entre factores σ_{ij} y de la elasticidad de la demanda de trabajo respecto al salario η_{ij} , los trabajos realizados en distintos países para el trabajo homogéneo en:

i) datos agregados o industrias grandes y estimación ecuación por ecuación, la mayoría de los resultados para η_{LL} se encuentran en el rango identificado por la literatura, entre 0.40 y 0.100, aunque con valores menores de 0.50, quizá debido a la alta agregación de los datos y la insuficiencia de la especificación de ecuación por ecuación para estimar la demanda de trabajo,

ii) datos agregados y estimación por ecuaciones simultáneas, η_{LL} permanece en alrededor de 0.5, con una tendencia hacia el límite superior del rango de 0.40 a 0.100 y son menos sensibles a supuestos alternativos de las formas funcionales, la elección de datos, la economía en estudio, el método de estimación y la especificación particular de la tecnología.

iii) datos desagregados a nivel de industria pequeña y de empresa, con estimaciones de corte transversal, de series de tiempo y de datos panel, en el cual se utilizan datos que pueden diferir en destreza del trabajador típico o en la facilidad de la sustitución de los factores, la elasticidad de sustitución es menor que para los datos agregados y los resultados de la estimación econométrica se encuentran en el rango establecido por la literatura, en promedio de 0.45 para η_{LL} y de 0.49 para σ_{KL} . (Hamermesh, D., 1993, pp. 82-83, 90-91)

c) Estimaciones recientes de la elasticidad salario realizadas en América Latina, para evaluar las reformas laborales, bajo diferentes niveles de significancia estadística, muestran un efecto negativo de las provisiones de la seguridad laboral (entre las cuales se encuentran los costos de despido) sobre el nivel de empleo. Las elasticidades salario de la demanda de empleo calculadas para América Latina con distintos niveles de agregación, tienen menores valores de la elasticidad para menores niveles de agregación y mayores valores de la misma para mayores niveles de agregación, aunque en su gran mayoría se ubican en el rango reportado por la literatura, del 40 al 100 por ciento. (Heckman y Pagés (2000); Montes Rojas y Santamaría (2007).

d) Estudios similares para América Latina encuentran una relación negativa entre las regulaciones de la protección al empleo (Job Security) y el riesgo de perder el empleo así como con las tasas de rotación del empleo (de salida del desempleo y de entrada a los empleos formales) y por tanto, de las regulaciones con el empleo. También un impacto negativo consistente, aunque no siempre estadísticamente significativo, de las provisiones de protección al empleo sobre la demanda de trabajo promedio, con elasticidades de largo plazo de los pagos de despido sobre la demanda de trabajo considerables, entre 1987 y 1990 de 1.1 y en períodos subsecuentes de entre 0.30 y 0.60. Para datos de países de la OCDE, muestran que más rigurosas medidas de protección social se asocian con mas bajas tasas de participación de la fuerza laboral y del empleo. Marquéz (1998) encuentra que las provisiones de JS más rigurosas se asocian con un mayor porcentaje de trabajadores autoempleados. (Heckman, J. y C. Pages, 2000, p. 18)

3. METODOLOGÍA

Para la estimación de la elasticidad de la demanda del trabajo respecto a los costos de despido, se utilizaron las funciones de Costos con especificaciones Leontief Generalizada y Translog, debido a su flexibilidad y a que no imponen restricciones sobre los valores de las elasticidades. Incluimos en estas funciones de costo los siguientes factores productivos: el trabajo administrativo L_1 y el trabajo operativo L_2 (con derecho a indemnizaciones por despido); el trabajo por honorarios (sin derecho a indemnizaciones por despido) L_3 ; un factor compuesto ficticio que incluye los montos de prestaciones sociales, reparto de utilidades e indemnizaciones por despido L_4 ; el capital K y los energéticos E , mismos que tienen respectivamente los siguientes precios: w_1 , w_2 , w_3 , x_4 , w_K y w_E .⁷ A continuación desarrollamos las funciones de costos y las ecuaciones de demanda de factores productivos a ser estimadas.

El sistema de ecuaciones de demanda de factores de la Leontief Generalizada a ser estimadas se obtuvieron de la función de costos Leontief Generalizada para varios insumos.

$$\frac{\partial C}{\partial w_1} = \frac{L_1}{Y} = a_{11} + a_{12} (w_2 / w_1)^{.5} + a_{13} (w_3 / w_1)^{.5} + a_{14} (w_4 / w_1)^{.5} + a_{1K} (w_K / w_1)^{.5} + a_{1E} (w_E / w_1)^{.5}$$

$$\frac{\partial C}{\partial w_2} = \frac{L_2}{Y} = a_{22} + a_{21} (w_1 / w_2)^{.5} + a_{23} (w_3 / w_2)^{.5} + a_{24} (w_4 / w_2)^{.5} + a_{2K} (w_K / w_2)^{.5} + a_{2E} (w_E / w_2)^{.5}$$

$$\frac{\partial C}{\partial w_3} = \frac{L_3}{Y} = a_{33} + a_{31} (w_1 / w_3)^{.5} + a_{32} (w_2 / w_1)^{.5} + a_{34} (w_4 / w_3)^{.5} + a_{3K} (w_K / w_3)^{.5} + a_{3E} (w_E / w_3)^{.5}$$

$$\frac{\partial C}{\partial w_4} = \frac{L_4}{Y} = a_{44} + a_{41} (w_1 / w_4)^{.5} + a_{42} (w_2 / w_4)^{.5} + a_{43} (w_3 / w_4)^{.5} + a_{4K} (w_K / w_4)^{.5} + a_{4E} (w_E / w_4)^{.5}$$

⁷ Debido a la heterogeneidad de los materiales reportados en los censos industriales de 1999 y 2004 para las distintas clases del sector manufacturero mexicano, no incluimos los materiales (M) como insumo en nuestro modelo, como si lo hacen los trabajos que se refieren al modelo KLEM, en su lugar utilizamos el monto de prestaciones sociales, el reparto de utilidades y las indemnizaciones por despido, combinadas en un factor productivo ficticio denominado L_4 .

$$\frac{\partial C}{\partial w_K} = \frac{L_K}{Y} = a_{KK} + a_{K1}(w_1/w_K)^5 + a_{K2}(w_2/w_K)^5 + a_{K3}(w_3/w_K)^5 + a_{K4}(w_4/w_K)^5 + a_{KE}(w_E/w_K)^5$$

$$\frac{\partial C}{\partial w_E} = \frac{L_E}{Y} = a_{EE} + a_{E1}(w_1/w_E)^5 + a_{E2}(w_2/w_E)^5 + a_{E3}(w_3/w_E)^5 + a_{E4}(w_4/w_E)^5 + a_{EK}(w_K/w_E)^5$$

Podemos derivar la función de costos translogarítmica para los seis insumos antes señalados de manera logarítmica, imponiendo en ella las condiciones de homoteticidad: $\sum a_i = 0, \forall i = 1, \dots, n; \sum b_{ij} = 0, i, j = 1, \dots, n; b_{ij} = b_{ji}$, a partir de la cual mediante el Lema de Shephard se pueden derivar las seis ecuaciones de participación de costos $S_i, i=1, \dots, n$, para cada factor de producción, a ser estimadas:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_1} = S_1 = a_1 + b_{11} \ln w_1 + b_{12} \ln w_2 + b_{13} \ln w_3 + b_{14} \ln w_4 + b_{1K} \ln w_K + b_{1E} \ln w_E + b_{1Y} \ln Y$$

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_2} = S_2 = a_2 + b_{21} \ln w_1 + b_{22} \ln w_2 + b_{23} \ln w_3 + b_{24} \ln w_4 + b_{2K} \ln w_K + b_{2E} \ln w_E + b_{2Y} \ln Y$$

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_3} = S_3 = a_3 + b_{31} \ln w_1 + b_{32} \ln w_2 + b_{33} \ln w_3 + b_{34} \ln w_4 + b_{3K} \ln w_K + b_{3E} \ln w_E + b_{3Y} \ln Y$$

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_4} = S_4 = a_4 + b_{41} \ln w_1 + b_{42} \ln w_2 + b_{43} \ln w_3 + b_{44} \ln w_4 + b_{4K} \ln w_K + b_{4E} \ln w_E + b_{4Y} \ln Y$$

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_K} = S_K = a_K + b_{K1} \ln w_1 + b_{K2} \ln w_2 + b_{K3} \ln w_3 + b_{K4} \ln w_4 + b_{KK} \ln w_K + b_{KE} \ln w_E + b_{KY} \ln Y$$

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_E} = S_E = a_E + b_{E1} \ln w_1 + b_{E2} \ln w_2 + b_{E3} \ln w_3 + b_{E4} \ln w_4 + b_{EK} \ln w_K + b_{EE} \ln w_E + b_{EY} \ln Y$$

Para estimar estos sistemas, utilizamos tres métodos: 1) mínimos cuadrados ordinarios ecuación por ecuación; 2) mínimos cuadrados generalizados a ecuaciones aparentemente no relacionadas (conocido también como SURE o Zellner), y 3) dada la disponibilidad de datos panel, estimación de modelos de efectos fijos y de efectos aleatorios, como se detalla a continuación.

Las seis ecuaciones bajo las especificaciones Leontief Generalizada y Translog a estimar son parte de grupos de ecuaciones, en los cuales las variables dependientes (Y_{1i} y Y_{2i})

tienen una relación conceptual entre sí y por tanto son componentes de sistemas de ecuaciones. Aunque existen excepciones, si por ejemplo el sistema se compone de dos ecuaciones de demanda para productos relacionados, en las que los términos de perturbación (u_{1i} y u_{2i}) no están correlacionados, por lo que no hay correlación entre las ecuaciones, entonces la estimación por mínimos cuadrados es la apropiada y obtendríamos estimaciones eficientes de los parámetros con estimación de cada ecuación por separado, sistema en el que cada ecuación es en si misma una regresión, que suponemos cumple con los supuestos clásicos.

Pero si los términos de error están correlacionados, se pueden obtener estimadores eficientes utilizando una técnica de estimación más compleja como la de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR). (Greene, 1999, pp. 583-585), que consiste en escribir el sistema de ecuaciones como una ecuación combinada y la estimamos por Mínimos Cuadrados Generalizados. Para lo anterior, distinguimos entre observaciones asociadas con la primera ecuación mediante la reclasificación de las observaciones, asignando las observaciones 1 a N a las variables de la primera ecuación y las observaciones N+1 a 2N a las variables de la segunda ecuación. (Pindyck, R. y D. Rubinfeld, 2001, p. 370)

La aplicación de mínimos cuadrados generalizados necesita la obtención de estimaciones de las covarianzas del error entre ecuaciones. Estas estimaciones se obtienen estimando primero cada ecuación sencilla usando Mínimos Cuadrados Ordinarios. Las varianzas y las covarianzas de los residuales estimados proporcionan entonces estimadores consistentes de las varianzas y covarianzas del error. Como una cuestión práctica, la estimación SUR es un procedimiento de estimación de dos etapas consistente y asintóticamente eficiente. (Pindyck, R. 2001, pp. 376-379)

En los procedimientos de estimación anteriores, hemos supuesto que el error en cada ecuación no está correlacionado con la variables explicativas en cada ecuación, es decir que no existen variables omitidas o inobservables en cada una de las ecuaciones, que causen endogeneidad. Sin embargo, si existiese lo anterior, tanto la estimación de mínimos cuadrados ordinarios como la mínimos cuadrados generalizados producen estimadores inconsistentes. En este trabajo, las variables explicativas son los precios de los distintos factores considerados (trabajo, capital, energía), los cuales podemos asumir que son exógenos, especialmente en el caso de contarse con datos a nivel de establecimientos o subramas industriales. Hamermesh (1993). Sin embargo, si se cree que los precios son variables endógenas, se requiere adoptar otros métodos de estimación: con mínimos

cuadrados en dos etapas (si se cuenta con variables instrumentales idóneas) o con el uso de datos panel (si se cuenta con datos de este tipo).

En este trabajo contamos con datos panel para sub-ramas industriales, por lo que aún cuando el nivel de desagregación de los datos podría permitir asumir precios exógenos, hacemos la estimación usando datos panel para controlar por la posible endogeneidad de los precios y constatar la robustez de los resultados a distintos supuestos sobre el comportamiento de precios de los factores, adoptando dos métodos de estimación, el de **efectos fijos**, que considera al efecto inobservable como un parámetro o término constante específico de una unidad de corte transversal en el modelo de regresión y el método de **efectos aleatorios**, que considera al efecto inobservable como variable aleatoria, o extracción muestral única para cada unidad de corte transversal, que aparece en la regresión de forma idéntica en cada período. (Greene, 1999, pp. 533-534)

Una forma alternativa de este modelo considera que los factores inobservables que influyen en la variable dependiente constan de dos tipos: los que son constantes y los que varían en el tiempo. Los que son constantes en el tiempo para el objeto de investigación (persona, empresa, ciudad, etc.), son capturados en este efecto inobservable o efecto fijo y el modelo de estimación se denomina modelo de efectos inobservables o de efectos fijos. (Wooldridge, J. 2001, pp. 419-420). Aplicado este modelo a las ecuaciones de demanda de trabajo de este ensayo, ya que el objeto de estudio son las clases industriales mexicanas, el *efecto inobservable de clase* o *efecto fijo de clase* representa todos los factores que influyen en la demanda de trabajadores en la clase industrial, que no se modifican con el tiempo, por ejemplo su ubicación geográfica. Muchos otros factores tal vez no sean constantes, pero deben serlo aproximadamente en un período de cinco años, como ciertas características demográficas de los trabajadores (edad, nivel educativo, status de sindicalización, etc.) (Wooldridge, 2001, p. 420).

Cuando la variable omitida causante de la endogeneidad cambia a lo largo del tiempo, se denomina error idiosincrático o error de variación temporal, pues representa factores inobservables que cambian con el tiempo e influyen en la variable dependiente, los cuales son en buena medida, similares a los errores en una ecuación con series de tiempo.

Al utilizar los efectos fijos, el objetivo es eliminar el efecto inobservable que suponemos que se correlaciona con una o más variables explicativas en todos los períodos, pero si no ocurre así; el utilizar una transformación para eliminar dicho efecto inobservable da por resultado

estimadores ineficientes, por lo que es necesario convertir el modelo de efectos fijos en uno de efectos aleatorios suponiendo que el efecto inobservable no se correlaciona con cada variable explicativa en todos los períodos. (Wooldridge, J. 2001, p. 449)

Suponiendo que el efecto inobservable no se correlaciona con las variables explicativas, los parámetros del modelo de efectos aleatorios se podrían estimar de manera consistente mediante un solo corte transversal. Sin embargo esto último no permitiría utilizar gran cantidad de información útil de los otros períodos. Una alternativa para el uso de esta información es un procedimiento de estimación combinada o “pull” de mínimos cuadrados ordinarios, lo cual produce también estimadores consistentes de los parámetros bajo el supuesto de efectos aleatorios, pero ignora una característica fundamental del modelo: El efecto inobservable es un término de error compuesto que incluye tanto un efecto constante en el tiempo como otro efecto variable en el tiempo y puesto que el primero está en todo los períodos de tiempo, los efectos totales están serialmente correlacionados

Esta correlación serial (necesariamente positiva) en el término de error puede ser sustancial y en virtud de que los errores estándares combinados de Mínimos cuadrados ordinarios (MCO) ignoran esta correlación, serán incorrectos, lo mismo que los estadísticos de prueba usuales, lo cual se puede resolver usando Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). A fin de que el procedimiento cuente con buenas propiedades, N (el número de unidades de corte transversal) debe ser grande y T (el número períodos temporales) relativamente pequeña. Suponemos además que tenemos un panel balanceado, aunque también puede extenderse el método a un panel no balanceado. (Wooldridge, J. 2001, p. 450).

La transformación de efectos aleatorios permite que las variables explicativas sean constantes en el tiempo, y ésta es una ventaja de los efectos aleatorios (EA) sobre los efectos fijos, lo cual resulta posible porque con los EA se supone que el efecto inobservable no se correlaciona con todas las variables explicativas, estén o no fijas en el tiempo. Así, en una ecuación de salario, podemos incluir una variable como la educación aunque ésta no cambie con el tiempo, pero estamos suponiendo que la educación no se correlaciona con el efecto inobservable, el cual contiene la capacidad y los antecedentes familiares. En muchas aplicaciones, la razón para usar datos panel es propiciar que el efecto inobservable se correlacione con las variables explicativas.(Wooldridge, J. 2001, pp. 450-451).

4. DESCRIPCIÓN DE DATOS

En este estudio analizamos información de un total de 282 clases que componen el sector manufacturero mexicano para los dos años correspondientes a los Censos Industriales (1999 y 2004), obtenida de todos los establecimientos⁸ del país que durante las etapas de levantamiento censal estaban desarrollando alguna actividad económica no primaria.⁹, en el apartado correspondiente a los censos sobre manufacturas. (INEGI, *Metodología de los Censos Económicos 2004*, p. 1)

Los datos utilizados presentan la mayor desagregación posible, que es a nivel de clase de actividad, en virtud de que INEGI no tiene disponible información a nivel de unidad económica, de acuerdo con los niveles que componen la clasificación usada por el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN), clasificador de actividades económicas oficiales del INEGI desde 1997 en estos censos. La economía mexicana es dividida por el SCIAN para su estudio en 20 sectores, 95 subsectores, 309 ramas, 631 subramas y, en su nivel más detallado, en 1051 clases de actividad. De estas últimas, los Censos Económicos 2004 hicieron la cobertura de 971¹⁰. (INEGI, *Metodología de los Censos Económicos 2004*, p.1) En los censos industriales, se incluye información de 282 clases, las cuales contienen información de 328,718 unidades económicas. A su vez, las clases se agrupan en 182 subramas, mismas que se integran en 86 ramas, las cuales están constituidas en 21 subsectores, correspondientes al sector manufacturero.

Aunque los censos económicos están diseñados para generar información de corte transversal, es decir, información sobre un momento del tiempo, por ejemplo, para comparar una zona geográfica contra otra o una actividad económica contra otra actividad económica;

⁸ “Establecimiento es la unidad económica asentada en una sola ubicación física, de manera permanente y delimitada por construcciones e instalaciones fijas, que combina acciones y recursos bajo el control de una sola entidad propietaria o controladora, para realizar actividades de producción de bienes, maquila total o parcial de uno o varios productos, la compra-venta de mercancías o prestación de servicios, sea con fines mercantiles o no”. INEGI, *Metodología de los Censos Económicos 2004*, Anexo 3.

⁹ El estudio de las actividades del sector primario de la economía pertenece al Censo Agropecuarios; en los Censos Económicos 2004, de estas actividades sólo fueron objeto de censo la pesca y la acuicultura. Otros establecimientos que por situaciones de excepción no se censaron son las sedes diplomáticas y otras unidades extraterritoriales (como embajadas, consulados, unidades militares), además de los partidos políticos y otras organizaciones políticas (ligas, coaliciones, frentes de lucha, etc.) INEGI, *Metodología de los Censos Económicos 2004*, p. 2

¹⁰ El número de las clases de actividad cubiertas por los censos económicos, particularmente los industriales, es menor al total de clases existentes, debido a que en las zonas urbanas se lleva a cabo el censo, no así en las zonas rurales, en las que se realiza un muestreo; asimismo tampoco se incluyen las unidades económicas del sector público o de organizaciones religiosas, ni las que iniciaron sus actividades en el año del censo. INEGI, *Metodología de los Censos Económicos 2004*, p. 3

es también factible comparar directamente los resultados de los censos del 2004 con los resultados definitivos de los Censos Económicos de 1999. (INEGI, *Metodología de los Censos Económicos 2004*, p. 7) ¹¹

Por lo anterior pudo construirse un panel de datos con dos períodos de tiempo (1999 y 2004) para 282 clases o datos de corte transversal. Antes de efectuar las regresiones, la totalidad de los datos obtenidos de los censos económicos fueron convertidos a términos reales, a pesos de 2004, .(www.banxico.org.mx)

Para medir el número de trabajadores operarios (L_1), se utilizó el número de *obreros* de los Censos Económicos 1999 y 2004 de acuerdo con la definición dada por el INEGI. (INEGI 2004, p. 8), los cuales recibieron los *salarios y sueldos pagados a obreros* (w_1), también definidos por esa institución..

Para medir el número de trabajadores administrativos (L_2), se utilizó el número de *empleados administrativos* de los Censos Económicos 1999 y 2004, bajo la definición dada por el INEGI (INEGI 2004, p. 8), los cuales recibieron los *salarios y sueldos pagados a empleados administrativos* (w_2), también definidos por el INEGI.

Para medir el número de trabajadores por honorarios o comisiones sin costos de despido (L_3), se utilizó la cantidad de *personal por honorarios o comisiones sin sueldo base*, (reportada en los censos económicos), es decir, los trabajadores que laboraron por cuenta propia para el establecimiento y que cobraron exclusivamente con base en honorarios, comisiones o iguales. (INEGI 2004, p. 10), los cuales recibieron los *honorarios o comisiones* (w_3) reportados por los establecimientos en los censos y definidos también por el INEGI.

Para medir el número de trabajadores de planta que cuentan con prestaciones sociales (L_4), se utilizó el número de trabajadores dependientes de las empresas, es decir, la suma del *número de obreros* (L_1) y el número de *empleados administrativos* (L_2), quienes reciben: a) los *salarios y sueldos* w_1 y w_2 , los cuales incluyen prestaciones como aguinaldos, comisiones sobre ventas, primas vacacionales; bonificaciones, incentivos y bonos de productividad, b) el total de prestaciones sociales, que incluye las contribuciones patronales a los regímenes de

¹¹ “La comparación es posible en virtud de que los resultados de los censos económicos de 1999 fueron dados a conocer, por única vez y para facilitar a los usuarios el paso hacia la nueva clasificación desde la óptica de dos clasificadores: El Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN), el clasificador de actividades económicas oficial del INEGI desde 1997, y la Clasificación Mexicana de Actividades y Productos (CMAP) de 1994, clasificación que venía empleándose desde 1981”. INEGI, *Metodología de los Censos Económicos 2004*, p. 7

seguridad social así como otras prestaciones sociales, c) las utilidades repartidas a los trabajadores, y d) los pagos por indemnización o liquidación al personal.

Para medir la cantidad de capital demandada por las empresas (K), se utilizaron las *compras de activos fijos*, (reportadas en los censos económicos), a lo que se agregó la *depreciación de activos fijos*, que comprende la pérdida de valor durante el año de referencia por el uso u obsolescencia de los activos fijos propiedad del establecimiento. (INEGI 2004, p. 28. Para medir la cantidad de energéticos utilizada por las empresas (E), se sumaron el *consumo de combustibles y lubricantes*, que es el importe que pagaron los establecimientos por el consumo de este tipo de productos, para el funcionamiento de la maquinaria y los vehículos; y el *consumo de energía eléctrica*, que es el importe que pagaron los establecimientos por la utilización de electricidad, reportados en los Censos Económicos de 1999 y 2004. (INEGI 2004, p. 14)

El precio de renta del capital (w_K), se determinó con base en *el promedio diario de la TIIE* (tasa de interés interbancaria de equilibrio) a 28 días¹², utilizando el promedio diario durante los años de 1998 y 2004. (Banco de México, www.banxico.org.mx)¹³ El precio de venta de los energéticos (w_E) se determinó *promediando los precios de los combustibles y lubricantes* (gasolinas diesel, magna y premium, así como los aceites y lubricantes), con los precios de la energía eléctrica (de media tensión y demanda mayor a 100 kw hora), correspondientes a los años de los censos.¹⁴ (INEGI, 2006, p. 266)

Para medir la producción de las empresas (Y), se utilizó el *valor de la producción* reportado en los Censos Económicos, (INEGI 2004, p. 24). Para medir el costo total de las empresas se sumaron los sueldos y salarios totales, honorarios y comisiones totales pagados prestaciones totales recibidas por los trabajadores de planta, costos del capital consumido por las empresas y los costos de los energéticos consumidos por los establecimientos.

¹² Como alternativa también se utilizó la tasa de retorno de la inversión, (en este caso el cociente entre las utilidades repartidas a los trabajadores y el stock de capital de las empresas) como Proxy del precio del capital, sin embargo, debido a que al correrse las regresiones utilizando dicha Proxy se obtuvieron algunos resultados de elasticidades que están fuera del rango reportado en la literatura empírica sobre el tema, no se incluyen en el capitulo de la tesis dichos resultados, pero si se reportan en las tablas anexo números 3 y 4, para su consulta.

¹³ En la medición del precio del capital ubicada en los cuadros 11 y 12 existen valores máximo y mínimo pero referidos solamente a los valores diarios registrados de la TIIE durante los años 1999 y 2004, de los cuales, se obtuvo los promedios diarios, que son los valores utilizados en esta tesis.

¹⁴ El cálculo del precio de venta de los energéticos w_E para los años 1999 y 2004 se efectuó obteniendo un índice de precios con valor de 100.00 para 2004, mediante el promedio simple de los precios de las gasolinas PEMEX Premium, PEMEX Magna y PEMEX Diesel en \$ por litro, incluyendo además el precio de la energía eléctrica en kilowatts por hora, en su modalidad de alta tensión, con demanda de 100 kilowatts o más por hora, para cada uno de los dos años, y con ayuda del Índice de Precios al Consumidor se obtuvo el valor real de este índice para 1999.

5. RESULTADOS ECONÓMICOS

A continuación se muestran cuadros con las elasticidades correspondientes a las distintas estimaciones para funciones de costos tipo translogarítmico. Los resultados correspondientes a la estimaciones para funciones de costos tipo Generalizada Leontieff, no se muestran en detalle pero se incluyen en el anexo,¹⁵ al igual que las tablas de las estimaciones. Se presentan en dos especificaciones, una larga con seis ecuaciones y seis factores como variables independientes, L_1 , L_2 , L_3 , L_4 , K y L ; y reducida con solo 3 ecuaciones y 3 factores como variables independientes, juntando el factor L_2 con el factor L_1 , en un solo factor; L_3 que permanece sin cambios y es el trabajo por honorarios sin prestaciones laborales y K el capital, también sin cambio.

Las elasticidades más eficientes, es decir las que tienen menor varianza son las de la estimación Zellner. Además, los valores de las elasticidades de demanda de trabajo calculadas, coinciden con los valores de las elasticidades reportadas en la literatura económica, es decir se encuentran en el rango de -0.40 y -1.00 para datos agregados, compatibles con el nivel de agregación aquí empleados. Para el tema central de esta tesis- los costos de despido y su impacto en la demanda de trabajo- es preferible utilizar la versión reducida ya que ésta nos permite identificar con mayor precisión los efectos de las prestaciones laborales pagadas a los trabajadores sobre la demanda de trabajo, cuyo impacto podemos observar que es considerable para el caso mexicano.

Podemos concluir de la versión reducida de la matriz de elasticidades, que la elasticidad del trabajo con prestaciones respecto al salario del trabajo con prestaciones es cercana a -1.00, y si el costo promedio de las prestaciones sociales, reparto de utilidades y costos de despido por clase industrial es 26.09 miles de pesos anuales por trabajador, mientras que los salarios operarios y administrativos por trabajador, sumados con las prestaciones sociales, reparto de utilidades y costos de despido por trabajador por clase ascienden a 186.06 miles de pesos anuales por trabajador por clase, por lo que los costos de prestaciones sociales, reparto de utilidades y costos de despido representan solo el 14% de los costos salariales y de prestaciones totales.

¹⁵ Debido a la poca significancia estadística y económica de los resultados obtenidos a través de la estimación con la función de costos tipo Leontieff Generalizada, los resultados de ésta no se incluyen dentro del capitulo de esta tesis, lo cual implica que tal forma funcional no explica el comportamiento del mercado laboral mexicano como es nuestro deseo, función que si cumple la función de costos tipo Translogarítmica; sin embargo debido a la importancia econométrica de la primera especificación, se muestran sus resultados en la tabla anexo número 1 para consulta del lector.

Por lo anterior, dado que el número de trabajadores que cuentan con prestaciones en todo el país asciende a 8 millones de personas, la eliminación de los costos de las prestaciones administrativas, el reparto de utilidades y el costo de despido, traería una disminución del 14% de los costos de nómina totales; y con ello aumentaría la cantidad de trabajadores contratados con prestaciones laborales en 14% aproximadamente, o sea en casi 1.12 millones.

Cuadro1: Elasticidades directas y cruzadas para el sistema de ecuaciones amplio

MODELO MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (DATOS COMBINADOS)						
	L1	L2	L3	L4	K	E
W_1	0.4128 (0.1233)	-0.3211 (0.0809)	-0.0573 (0.1851)	-0.5827 (0.0558)	0.0004 (0.0032)	0.004 (0.0014)
W_2	-0.0977 (0.0508)	-0.4019 (0.1362)	-0.3176 (0.1485)	-0.1352 (0.0448)	0.0001 (0.0026)	-0.0024 (0.0011)
W_3	-0.0200 (0.0090)	-0.0406 (0.0116)	-1.5217 (0.2756)	-0.0474 (0.0080)	0.0019 (0.0004)	-0.0003 (0.0002)
W_4	-0.3624 (0.0335)	0.0400 (0.0428)	-0.0738 (0.0981)	0.3635 (0.0910)	0.0023 (0.0012)	-0.0023 (0.0007)
W_k	-0.0240 (0.0259)	0.2651 (0.0331)	0.3899 (0.0757)	0.0481 (0.0228)	-0.0084 (0.0005)	0.0002 (0.0005)
W_e	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	-0.0259 (0.0020)

SISTEMA APARENTEMENTE NO RELACIONADO (ZELLNER)						
	L1	L2	L3	L4	K	E
W_1	-0.2723 (0.1061)	-0.1377 (0.0483)	-0.0754 (0.0485)	-0.6039 (0.0276)	-0.0011 (0.0008)	0.0072 (0.0004)
W_2	-0.0909 (0.0319)	-0.7982 (0.1360)	-0.0812 (0.0440)	-0.0129 (0.0255)	0.0066 (0.0007)	-0.0052 (0.0004)
W_3	-0.0107 (0.0069)	-0.0176 (0.0095)	-1.4309 (0.2446)	-0.0316 (0.0061)	0.0020 (0.0002)	-0.0005 (0.0001)
W_4	-0.3673 (0.0167)	-0.0119 (0.0235)	-0.1342 (0.0262)	-0.4502 (0.0936)	0.0013 (0.0004)	-0.0035 (0.0002)
W_k	-0.0250 (0.0185)	0.2264 (0.0249)	0.3177 (0.0445)	0.0507 (0.0165)	-0.0059 (0.0004)	0.0022 (0.0003)
W_e	0.4107 (0.0269)	-0.4521 (0.0362)	-0.2315 (0.0519)	0.3290 (0.0243)	0.0055 (0.0009)	-0.0164 (0.0030)

Cuadro 1 (cont.): Elasticidades directas y cruzadas para el sistema de ecuaciones amplio

DATOS PANEL BAJO EFECTOS FIJOS						
	L1	L2	L3	L4	K	E
W_1	-0.4602 (0.1359)	-0.3923 (0.1012)	0.1787 (0.3464)	-0.3347 (0.0819)	-0.0011 (0.0063)	-0.0015 (0.0014)
W_2	-0.0842 (0.0571)	-0.7182 (0.1492)	0.0529 (0.2513)	-0.1323 (0.0594)	0.0031 (0.0046)	-0.0028 (0.0010)
W_3	-0.0177 (0.0088)	-0.0371 (0.0113)	-0.9223 (0.4699)	-0.0314 (0.0091)	0.0009 (0.0007)	-0.0003 (0.0001)
W_4	-0.2501 (0.0363)	-0.0755 (0.0467)	0.4201 (0.1598)	-0.4704 (0.1136)	-0.0044 (0.0029)	-0.0001 (0.00003)
W_k	0.0447 (0.0250)	0.1821 (0.0330)	0.5522 (0.1130)	0.0876 (0.0267)	-0.0057 (0.0009)	-0.0010 (0.0004)
W_e	dropped	dropped	dropped	dropped	dropped	-0.0059 (0.0019)

DATOS PANEL BAJO EFECTOS ALEATORIOS						
	L1	L2	L3	L4	K	E
W_1	0.0528 (0.1149)	-0.3241 (0.0754)	-0.0521 (0.1859)	-0.5561 (0.0569)	0.0011 (0.0032)	0.0023 (0.0012)
W_2	-0.1440 (0.0467)	-0.6487 (0.1515)	-0.3218 (0.1499)	-0.1646 (0.0443)	-0.0001 (0.0026)	-0.0018 (0.0008)
W_3	-0.0202 (0.0080)	-0.3905 (0.0981)	-1.4600 (0.2699)	0.0397 (0.0077)	0.0019 (0.0004)	0.0003 (0.0001)
W_4	-0.3659 (0.0303)	0.0221 (0.0368)	-0.0714 (0.0999)	0.1539 (0.0889)	0.0029 (0.0017)	-0.0012 (0.0005)
W_k	0.0093 (0.0190)	0.2361 (0.0230)	0.3836 (0.0708)	0.0705 (0.0187)	-0.0084 (0.0005)	0.0002 (0.0003)
W_e	0.4392 (0.0438)	-0.1235 (0.0542)	-0.0565 (0.1324)	0.4954 (0.0401)	0.0075 (0.0023)	-0.0127 (0.0019)

Cuadro 2: Elasticidades Directas y Cruzadas para el sistema de ecuaciones restringido

MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS (datos combinados)

	L1	L2	K
W_1	-1.0090 (0.0206)	-0.3960 (0.0928)	-1.5700 (0.3688)
W_2	-0.0315 (0.0070)	-0.3963 (0.0578)	0.0026 (0.0001)
W_K	-0.0798 (0.0180)	0.0050 (0.0001)	-0.0025 (0.0005)

SISTEMA APARENTEMENTE NO RELACIONADO (ZELLNER)

	L1	L2	K
W_1	-0.9261 (0.0132)	-0.6478 (0.0476)	-0.0002 (0.0009)
W_2	-0.0326 (0.0024)	-0.3918 (0.0580)	0.0009 (0.0002)
W_K	-0.0021 (0.0091)	0.1804 (0.0495)	-0.0563 (0.0014)

DATOS PANEL BAJO EFECTOS FIJOS

	L1	L2	K
W_1	-0.8440 (0.0390)	0.9010 (0.3152)	0.1787 (0.3464)
W_2	-0.0350 (0.0059)	-0.3127 (0.0645)	0.9113 (0.1607)
W_K	-0.0176 (0.0040)	0.0006 (0.0006)	-0.0586 (0.0022)

DATOS PANEL BAJO EFECTOS ALEATORIOS

	L1	L2	L3
W_1	-0.9869 (0.0241)	-0.3757 (0.0963)	0.0043 (0.0022)
W_2	-0.0366 (0.0059)	-0.3887 (0.0593)	0.0006 (0.0006)
W_K	-0.0705 (0.0136)	0.4226 (0.0874)	-0.0505 (0.0019)

BIBLIOGRAFÍA

- Allen, R.G.D. 1938. *Mathematical Analysis for Economists*, London: Macmillan.
- Banco de México. Indicadores Económicos. www.banxico.org.mx
- Berck, Peter y Knut Sydsaeter (1993) *Economists' Mathematical Manual*. Second Edition. Springer-Verlag
- Berndt, Ernst, y David Wood. 1975. "Technology, Prices, and the Derived Demand of Energy." *Review of Economics and Statistics*, 57:259-68 (citado en Berndt)
- Berndt, Ernst. 1991. *The practice of Econometrics classic and contemporary*. Addison-Wesley Publishing Company. United States.
- Blackorby, Charles, y Robert Russell. 1989. "Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up?" *American Economic Review*, 79:882-88. (citado en Hamermesh)
- Cahuc, Pierre y André Zylberberg (2004) *Labor Economics*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts
- Chambers, Robert G. 1988. *Applied Production Analysis*, New York: Cambridge University Press.
- Christensen, Laurits, Dale Jorgenson, y Lawrence Lau. 1973. "Transcendental Logarithmic Productions Frontier." *Review of Economics and Statistics*, 55:28-45. (citado en Hamermesh)
- Diewert, Erwin W. 1971. "An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function." *Journal of Political Economy*, 79:481-507 (citado en Hamermesh)
- Ferguson, Charles. 1969. *The Neoclassical Theory of Production and Distribution*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Greene, William H. 1999. *Análisis Económico*. Madrid: Prentice Hall
- Pindyck, Robert S., y Daniel L. Rubinfeld. 2001. *Econometría. Modelos y pronósticos*. México: Mc Graw Hill.
- Grubb, D. y W. Wells 1993. "Employment Regulations and Pattern of Work in EC Countries." OECD Economic Studies No. 21. Winter.
- Hanoch Giora 1975. "The Elasticity of Scale and the Shape of Average Costs". *American Economic Review*, 65:3, June 492-497.
- Hamermesh, Daniel S., 1993. *Labor Demand*, Princeton: Princeton University Press.
- Heckman, James y Carmen Pagés. (2000). "The Cost of Job Security Regulation: Evidence from Latin American Labor Markets". *NBER Working Paper No. 7773*.

- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. 2001. *Metodología de los Censos Económicos 1999*.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. 2003. *Censos Económicos 1999*. Sistema Automatizado de Información Censal SAIC 4.0 SCIAN y CMAP. (discos compactos)
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. 2005. *Censos Económicos 2004*. Sistema Automatizado de Información Censal SAIC 5.0. (disco compacto)
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, 2004. *Metodología de los Censos Económicos 2004*.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. Cuestionario para la Industria Manufacturera. XVI Censo Industrial, www.inegi.org.mx
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. 2006. *La Industria Automotriz en México*. México: Serie de Estadísticas Sectoriales.
- Lazear, E. 1990. "Job Security Provisions and Employment". *The Quarterly Journal of Economics*. August.
- Lovell, C.A. Knox. 1973. "CES and VES Productions Functions in a Cross- Section Context." *Journal of Political Economy*, 81:705-20. (citado en Hamermesh)
- Mondino, Guillermo, y Silvia Montoya. 2004. "The effects of labor market regulations on employment decisions by firms: empirical evidence of Argentina." Inter-American Development Bank, Latin American Research Network. *Research network Working paper #R-391*
- Montes Rojas, Gabriel, y Mauricio Santamaría. 2007. "The burden of labor costs in Mexico". *Labour* 21(1) 157-188
- Pagés C. y Montenegro C. 1999. "Job Security and the Age-composition of Employment: Evidence from Chile". *IADB Working Paper 0407*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank.
- Pindyck, Robert S. y Daniel L. Rubinfeld. 2001. *Econometría: modelos y pronósticos*. México: Editorial Mc-Graw-Hill.
- Pollak, Robert, Robin Sickles, y Terence Wales. 1984. "The CES-Translog Specification and Estimation of a New Cost Function." *Review of Economics and Statistics*, 66:602-7 (citado en Hamermesh)
- Saavedra, Jaime, y Máximo Torero. 2000). "Labor market and their impact on formal labor demand and job market turnover: the case of Peru." *Research network Working paper #R-394* Washington, D.C.: Inter-American Development Bank
- Uzawa, Hirofumi. 1962. "Productions Functions with Constant Elasticities of Sustitution." *Review of Economic Studies*, 29:291-99. (citado en Hamermesh)

Varian, Hal R., 1986. *Análisis Microeconómico*. Barcelona: Antoni Bosch, editor.

Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachussets:The MIT Press.

Wooldridge, Jeffrey M. 2001. *Introducción a la Econometría, un enfoque moderno*. México: Thomson Learning.