

C U A D R O 1

CRECIMIENTO DE LA INDUSTRIA MAQUILADORA EN MÉXICO, 1965-1997

Año	Plantas	Empleos
1965	12	3 000
1970	120	20 327
1975	454	67 214
1979	540	111 365
1980	620	123 879
1981	605	130 973
1982	585	127 042
1983	600	150 867
1984	672	199 684
1985	760	211 968
1986	890	249 833
1987	1 125	305 253
1988	1 396	369 489
1989	1 655	429 725
1990	1 703	446 436
1991	1 914	467 352
1992	2 075	505 698
1993	2 114	542 074
1994	2 085	583 044
1995	2 130	648 263
1996	2 411	754 858
1997	2 661	887 633

Fuente: Consejo Nacional de la Industria Maquiladora de Exportación, A. C., *In-Bond Industry*, p. 87.

formación de una economía aislada del resto del mundo, con una fuerte intervención estatal, a otra liberalizada, con mayor integración al mercado externo.

En ese lapso, la industria maquiladora mostró tasas crecientes debido a los efectos del deslizamiento cambiario en el costo salarial respecto al de Estados Unidos y al de los principales países competidores (véase el cuadro 2). De 1984 a 1994 las tasas de crecimiento del número de establecimientos y del total de empleos fueron de 67.76 y 65.74 por ciento, respectivamente. De 1995 a 1997 los incrementos respectivos fueron de 19.95 y 26.96 por ciento.

C U A D R O 2

INDUSTRIA MANUFACTURERA: SALARIO PROMEDIO POR HORA, 1987-1994 (DÓLARES)

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Maquiladoras mexicanas	0.81	0.88	1.29	1.63	1.71	2.12	2.46	2.74
Taiwan	2.19	2.71	3.15	3.71	4.00	4.84	5.08	5.84
Corea del Sur	1.79	2.46	2.95	2.94	4.29	4.84	5.41	6.76
Singapur	2.31	2.67	2.90	2.25	4.00	4.69	5.08	6.76
Hong Kong	2.12	2.43	2.60	2.63	3.29	3.63	4.26	5.11
Japón	11.14	11.04	11.02	13.07	13.43	15.27	18.69	28.83
Estados Unidos	13.46	13.90	13.70	13.83	14.29	15.12	16.40	18.26

Fuente: *Monthly Labor Review*, octubre de 1995, p. 6.

MARCO TEÓRICO

El mercado de trabajo en la economía clásica

El clásico es básicamente un análisis real; los seguidores de esta escuela consideraban que el crecimiento de una economía obedecía al aumento de las existencias de los factores de producción y de los avances productivos. El aspecto central del modelo clásico es la función de producción, que se basa en la tecnología de las empresas individuales, por lo que presenta una relación entre los niveles de producción y de los factores empleados.

La función de producción se representa de la siguiente manera:

$$Y = f(K, L)$$

donde:

Y = producción,

K = capital (planta y equipo),

L = número de trabajadores.

En el corto plazo la producción sólo varía con los cambios en el insumo trabajo (L), que está determinado por la oferta y la demanda del mercado laboral. Del lado de la demanda, los compradores son empresas que fabrican productos que buscan maximizar sus utilidades. La condición para ello es que el salario real (W/P) que paga la empresa debe igualar el producto marginal del trabajo (productividad marginal del trabajo, PMgL). De esta manera, la demanda de trabajo depende inversamente del salario real, por lo que un salario real más bajo tiende a aumentar el número de trabajadores demandados, lo que significa mayor producción y por tanto mayor empleo.

El término "salarios" significa una cosa para la empresa y otra para el trabajador. Éste se preocupa por el ingreso que obtiene, esto es, cuánto va a poder comprar (salario real) y la empresa por el costo de la mano de obra por unidad de producción, por lo cual se interesa por dos aspectos: a) ¿Cuánto le va a costar contratar una hora-hombre de trabajo? b) ¿Cuánta producción puede obtener de esa hora-hombre? El paso siguiente consiste en determinar la oferta de trabajo, es decir, trabajadores individuales que prestan los servicios de mano de obra.

"Los economistas clásicos suponían que las personas intentan maximizar la utilidad (o satisfacción). El nivel de utilidad dependía positivamente del ingreso real que le daba a una persona el control de los bienes y servicios como del tiempo libre. Sin embargo, hay una contradicción entre las dos metas, ya que el ingreso aumenta con el trabajo, el cual reduce el tiempo libre disponible".²

En el modelo clásico, los factores que determinan la producción y el empleo son los que fijan las posiciones de las curvas de la oferta y la demanda de trabajo, así como la posición de la función de producción agregada. Ésta varía con el cambio tecnológico que altera la cantidad de producción obtenida para nive-

2. Richard T. Frayen, *Macroeconomía: teorías y políticas*, Prentice Hall, México, p. 47.

les de insumos determinados. Por consiguiente, la curva de demanda del trabajo se desplazará si cambia la productividad de la mano de obra, debido al cambio tecnológico o a la función de capital (donde la industria maquiladora se caracteriza por un menor uso de tecnología compleja y uno mayor de mano de obra). La posición de la curva de oferta de trabajo cambia conforme se modifica la magnitud de la población activa, esto es, el crecimiento de la población desplazaría la curva de oferta hacia la derecha.

En este trabajo no se consideran los cambios de la población; más bien se destacan los cambios de los salarios reales, la producción y el empleo por rama de actividad en la industria maquiladora de exportación en México durante el período 1992-1997.

METODOLOGÍA

Con base en el modelo que examinó Jarque³ sobre los factores de producción, enseguida se establece un modelo similar por rama de actividad económica de la industria maquiladora de exportación (IME) en México de 1992 a 1997.

Función de producción:

$$Q_t = f(L_t), \quad [1]$$

donde:

Q = valor agregado por rama de actividad en la IME,

L = personal ocupado por rama de actividad en la IME,

t = período de 1992 a 1997⁴ mensual.

Maximización de beneficios:

$$\pi_t = P_t Q_t - W_t L_t \quad [2]$$

Sujeto a:

$$Q_t = f(L_t),$$

donde:

W = remuneración media anual a precios corrientes para cada rama de actividad,

P = índice de precios al consumidor por rama de actividad base 1994 = 100.

Formando el lagrangiano:

$$L = P_t Q_t - W_t L_t + \lambda [Q_t - f(L_t)] \quad [3]$$

3. Carlos M. Jarque, *Los factores de la producción en México: un estudio empírico*, Serie de Documentos de Investigación, INEGI, México, 1994.

4. 1997 corresponde a enero-agosto.

Condiciones de primer orden.

$$\frac{\partial L}{\partial Q} = P_t + \lambda = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial L_t} = -W_t - \lambda f_L = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = Q_t - f(L_t) = 0$$

Aplicando la función de producción Cobb-Douglas,⁵ la función presenta una producción (Q) y dos insumos, trabajo (L) y capital (K), representada como:

$$Q_t = A L_t^{B_0} K_t^{B_1}, \quad [4]$$

donde:

Q = producción,

A = constante que depende de las unidades de medición de Q, L y K,

B₀ y B₁ = coeficientes que se pueden interpretar como las elasticidades de la producción con relación a los insumos trabajo y capital, respectivamente; (B₀ + B₁) mide también los rendimientos a escala, por lo que si B₀ + B₁ = 1, la producción se ha duplicado y se tienen rendimientos a escala constantes; si B₀ + B₁ < 1, la producción aumenta menos del doble y se tienen rendimientos a escala decrecientes, y si B₀ + B₁ > 1, la producción se incrementa más del doble y se tienen rendimientos a escala crecientes.

Debido a que en las plantas maquiladoras se realizan operaciones de ensamblado por naturaleza intensivas en mano de obra, se excluye del presente trabajo la variable capital.

Así, la función de producción queda como:

$$Q_t = A L_t^{B_0} \quad [5]$$

La facilidad de utilizar una función de producción Cobb-Douglas es que se puede linealizar mediante logaritmos naturales, obteniendo así la relación técnica de producción representada de la siguiente manera:

$$\ln Q_t = \ln A + \beta_0 \ln L_t + u_{it}, \quad [6]$$

donde:

u = efecto aleatorio de variables no incluidas, que siguen una distribución normal con media cero y varianza constante.

La condición de optimalidad para la maximización de la utilidad es:

5. C.W. Cobb y P.H. Douglas, "A Theory of Production", *The American Economic Review*, suplemento de 1928, pp. 139-165.



Las ramas de servicios y alimentos muestran que cuanto menor sea el salario real menor será el nivel de empleo (lo cual contradice la teoría planteada en el marco conceptual); de acuerdo con los resultados obtenidos, una disminución de 1% en el salario real conduce a una reducción de 15 y 72 por ciento en esas ramas, respectivamente. Cabe destacar que ese fenómeno ya ha sido observado por Urquidi y Carrillo, quienes encontraron que la tendencia a una baja considerable del empleo agrícola se debe al incremento de la mecanización y la productividad del campo

$$\ln L_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Q_t - \beta_2 \ln (W_t/P_t) + u_{t,2} \quad [7]$$

Esta última ecuación, que se estimará por mínimos cuadrados ordinarios utilizando el paquete econométrico SHAZAM, refleja un modelo Log-Log cuya característica importante es que los coeficientes de β_1 y β_2 miden la elasticidad del nivel de empleo (L) respecto a la producción (Q) y salario real (W/P), respectivamente; es decir, el cambio porcentual del nivel de empleo ante un pequeño cambio porcentual en la producción, representado por β_1 , y el cambio porcentual del nivel de empleo ante un pequeño cambio porcentual en el salario real, representado por β_2 .

EL NIVEL DE EMPLEO COMO FACTOR DE LA PRODUCCIÓN DE LA MAQUILADORA DE EXPORTACIÓN EN MÉXICO, 1992-1997

El análisis se realizó a nueve ramas de la actividad económica de la industria maquiladora de exportación en México de 1992 a 1997 en series mensuales: alimentos (selección, preparación, empaque y enlatado de alimentos); prendas (ensamble de prendas de vestir y otros productos confeccionados con textiles y otros materiales); calzado (fabricación de calzado e industria del cuero); muebles (ensamble de muebles, sus accesorios y otros productos de madera y metal); maquinaria (ensam-

ble de maquinaria, equipo, aparatos y artículos eléctricos y electrónicos); eléctricos (materiales y accesorios eléctricos y electrónicos); juguetes (ensamble de juguetes y artículos deportivos); servicios (servicios, y otros).

Cabe destacar que la falta de datos obligó a excluir las ramas de productos químicos, herramientas y construcción.

Con base en los resultados del análisis de regresión realizado a la ecuación 7, deben destacarse varias pruebas estadísticas, entre las que se encuentran:

1) La prueba de significancia para los coeficientes de regresión, como es la prueba *t-student*, encontró significativo un valor *t* mayor o igual a 1.96, donde el número de observaciones (*n*) es de 68, con un nivel de confianza de 95% ($1-\alpha$), y 66 grados de libertad [esto es, número de observaciones ($n=68$) menos número de variables explicativas, excluida la constante ($k=2$)].

2) La prueba F, con la cual se pretende probar si existe un cambio estructural o de diferente elasticidad de sustitución para antes y después de la crisis de finales de 1994; es decir, si esta crisis afecta la producción y los salarios reales, con lo cual éstos incidirán en el nivel de empleo. Por lo que se aceptará esta hipótesis si F es menor o igual a 4; si es así, el presente trabajo debería dividirse en dos períodos: de 1992 a 1994 y de 1995 a 1997.

3) La prueba Durbin-Watson, en la que se prueba la correlación entre los miembros de una serie de observaciones ordenadas en el tiempo (esto es, la autocorrelación); si en una estimación

C U A D R O 3

RESULTADOS DEL MODELO POR MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

	Coeficiente de elasticidad			Error estándar			Estadístico t			R ² ajustada	Durbin-Watson	F
	Constante β_0	Producción β_1	Salario β_2	β_0	β_1	β_2	β_0	β_1	β_2			
Servicios	7.3705	7.62E-02	0.34215	0.4065	3.32E-02	0.1203	18.13	2.294	2.844	0.6822	1.3451	72.925
Alimentos	1.5246	0.25082	1.05510	0.7188	3.87E-02	0.1216	2.12	6.477	8.676	0.6240	0.6579	56.598
Calzado	7.3716	0.11142	-9.65E-02	0.2204	1.40E-02	4.12E-02	33.45	7.950	2.346	0.5189	0.7572	37.128
Eléctricos	7.1517	0.32317	6.71E-02	0.1142	2.13E-02	4.43E-02	62.60	15.170	1.517	0.9800	1.4295	1 641.339
Juguetes	5.2450	0.15705	-0.46340	0.4024	2.83E-02	8.73E-02	13.03	5.550	5.310	0.6078	1.7472	52.909
Maquinaria	7.6352	0.16822	-0.18948	0.1860	2.14E-02	5.26E-02	41.05	7.865	3.603	0.8951	1.8050	286.732
Muebles	6.8069	0.13277	0.33202	0.1721	1.80E-02	5.26E-02	39.55	7.383	6.313	0.9250	1.1422	413.951
Prendas	4.9454	0.41160	0.20411	0.1488	3.29E-02	7.58E-02	33.24	12.500	2.693	0.9865	1.3388	2 453.278
Otras	6.0054	0.23295	0.32351	0.1926	1.69E-02	4.98E-02	31.18	13.750	6.499	0.9575	1.4796	755.761

Fuente: elaboración propia con base en INEGI, *Estadísticas económicas, Industria Maquiladora de Exportación*, agosto de 1997, y *Cuaderno de Información Oportuna*, diciembre de 1994, septiembre de 1995 y agosto de 1996.

de mínimos cuadrados ordinarios no se considera la autocorrelación, es probable que se sobrestime el coeficiente de determinación (R^2) y las pruebas de *t-student* dejan de ser válidas. Por tanto, si el resultado de Durbin-Watson es menor o igual a 1.536 (límite inferior), existe autocorrelación de primer orden y si se encuentra entre 1.536 y 1.662 (límite superior) se considera una zona de indecisión.

4) Coeficiente de determinación de las variables —personal ocupado, valor agregado y salario real— (R^2); el valor de R^2 implica que aproximadamente “X” por ciento de la variación en el personal ocupado se explica por la variación del valor agregado y del salario real.

5) La multicolinealidad implica la existencia de una relación lineal “perfecta” entre algunas o todas las variables explicativas (producción y salario real) de un modelo de regresión. Algunas de las formas para detectar multicolinealidad es por medio de un R^2 alto y pruebas *t-student* no significativas.

Una vez detectada la multicolinealidad, una medida remedial consiste en proceder a correr una regresión de cada una de las variables X_i sobre las variables X restantes en el modelo y calcular los R_i^2 correspondientes; por lo que un R_i^2 sugeriría que X_i está altamente correlacionado con el resto de las X , y en consecuencia se puede proceder a eliminar esa X_i del modelo,⁶ dado que no produce un serio sesgo de especificación en el modelo.

6) La prueba de Park o prueba de Goldfeld-Quandt, entre otras, para detectar heterocedasticidad. Este problema ha sido eliminado de este trabajo porque se realizó una transformación logarítmica de la función de producción Cobb-Douglas.

En los cuadros 3 y 4 se presentan los resultados al correr el modelo por mínimos cuadrados ordinarios.

En la nueva estimación (cuadro 4) se muestran los resultados del modelo bajo la corrección de autocorrelación. De entrada se puede observar que la prueba Durbin-Watson para todas las ramas de la industria maquiladora de exportación es mayor a 1.536, lo que significa que se ha eliminado por completo el

problema de la autocorrelación de errores, permitiendo obtener un coeficiente de determinación (R^2) y pruebas *t-student* más confiables.

La siguiente prueba por analizar es el estadístico *t*, en la cual es posible observar que en general todas las ramas de la industria maquiladora es mayor a 1.96, lo que lleva a determinar que las variables producción y salario son realmente significativas respecto al personal ocupado.

También se debe mencionar que se descartó la multicolinealidad porque la prueba *t-student* resultó significativa para todas las ramas y, además, el coeficiente de determinación (R^2) de dichas ramas fue relativamente alto. Ello vuelve a poner de manifiesto que las variables producción y salario son significativas respecto al personal ocupado.

La rama de muebles es la que tiene el (R^2) más alto (0.996) y el más bajo (0.7262) la rama de servicios. No obstante, un (R^2) de 0.7 es considerado como alto, ya que Gujarati señala valores de 0.6 como R^2 altos.

Se puede decir que la prueba F fue significativa para todas las ramas, esto es, mayor a 4, lo que indica que no hubo un cambio estructural antes o después de la crisis de diciembre de 1994.

Por último, el estimador β_1 indica la elasticidad del nivel de empleo respecto al de producción. Teniendo en cuenta que si β_1 es >1 los rendimientos a escala en cierta rama son crecientes, un determinado aumento porcentual en el nivel de empleo provoca un aumento porcentual mayor de la producción. Si $\beta_1 = 1$ los rendimientos son constantes debido a que el aumento porcentual del empleo provoca el mismo aumento porcentual de la producción. Y si $\beta_1 < 1$ los rendimientos a escala son decrecientes puesto que un aumento porcentual en el nivel de empleo genera un aumento porcentual menor en el nivel de producción. En general, todas las ramas presentan rendimientos decrecientes porque los estimadores β_1 de cada rama son < 1 .

Es importante mencionar que cuando se habla de rendimientos decrecientes se refiere a que una variación de 1% en el valor agregado genera un aumento de 15, 16, 11, 12, 5, 13, 21, 17 y 22 por ciento en el nivel de empleo de las ramas de juguetes,

6. Damodar Gujarati, *Econometría*, Mc Graw Hill, México, p. 241.

C U A D R O 4

RESULTADOS DEL MODELO CORRIENDO LA AUTOCORRELACION

	Coeficiente de elasticidad			Error estándar			Estadístico t			R ² ajustada	Durbin- Watson
	Constante	Producción	Salario	β_0	β_1	β_2	β_0	β_1	β_2		
	β_0	β_1	β_2	β_0	β_1	β_2	β_0	β_1	β_2		
Servicios	8.0254	0.11778	0.15362	0.3859	3.61E-02	0.1076	20.800	3.264	2.428	0.7262	2.2550
Alimentos	4.4435	0.12373	0.72781	0.7559	7.55E-02	0.1411	5.878	2.100	5.160	0.8277	1.9641
Calzado	8.5764	5.87E-02	-4.27E-02	0.2582	3.51E-02	3.33E-02	33.220	2.230	-2.825	0.8435	1.9531
Eléctricos	10.7910	0.13856	-8.07E-02	0.3760	3.60E-02	3.09E-02	28.700	3.853	-2.611	0.9927	1.5731
Muebles	8.6140	0.21921	-0.12057	0.3573	4.10E-02	6.20E-02	24.110	5.341	-2.045	0.9630	1.6558
Prendas	9.8445	0.17413	-8.21E-02	0.5246	4.79E-02	4.63E-02	18.770	3.636	-2.174	0.9960	1.6040
Otras	9.0242	0.22521	-9.80E-02	0.4762	5.64E-02	5.36E-02	18.950	3.993	-2.031	0.9831	2.0145

Fuente: elaboración propia con base en INEGI, *Estadísticas Económicas, Industria Maquiladora de Exportación*, agosto de 1997, y *Cuaderno de Información Oportuna*, diciembre de 1994, septiembre de 1995 y agosto de 1996.

maquinaria, servicios, alimentos, calzado, eléctricos, muebles, prendas u otras, respectivamente.

Algunas de las razones por las cuales se puede esperar eventualmente que se produzcan rendimientos decrecientes a escala son las siguientes:

1) Los problemas de coordinación de la administración pueden aumentar a medida que la empresa es mayor y más compleja y conforme son más largas las líneas de comunicación, lo que da lugar a una falta de participación personal de la dirección. Además, a medida que se contrata un mayor número de trabajadores, es posible que se necesite un incremento más que proporcional del personal directivo, lo cual genera un incremento del costo por unidad.

2) Los trabajadores pueden sentirse subempleados si su trabajo es aburrido y repetitivo y si piensan que constituyen una parte insignificante de una organización. La falta de motivación puede traducirse en trabajo rutinario. Como señala Reynolds,⁷ la entrada de mujeres en la industria maquiladora se ha facilitado por la mecanización y la reducción del esfuerzo físico necesario; por lo general, las operaciones manufactureras desempeñadas por la mujer son ligeras y requieren poco adiestramiento.

3) Los procesos de producción en cadena y las complejas interdependencias de la producción en serie pueden causar graves problemas si hay demoras en cualquier otra parte de la empresa.

Ahora bien, la relación del salario real con el nivel de empleo en las ramas de juguetes, maquinaria, calzado, eléctricos, muebles, prendas y otras, muestra que cuanto menor sea el salario real (como es el caso de México en comparación con países como Japón y Estados Unidos) mayor será el nivel del personal ocupado; esto es, una disminución de 1% en el salario real aumentará el nivel de empleo en 46, 18, 4, 8, 12, 8 y 9 por ciento, respectivamente, en las ramas mencionadas.


Las ramas de servicios y alimentos muestran que cuanto menor sea el salario real menor será el nivel de empleo (lo cual contradice la teoría planteada en el marco conceptual);

7. Lloyd G. Reynolds, *Economía laboral y relaciones de trabajo*, Fondo de Cultura Económica, 1a. ed., 1964, p. 434.

de acuerdo con los resultados obtenidos, una disminución de 1% en el salario real conduce a una reducción de 15 y 72 por ciento en esas ramas, respectivamente. Cabe destacar que ese fenómeno ya ha sido observado por Urquidi y Carrillo,⁸ quienes encontraron que la tendencia a una baja considerable del empleo agrícola se debe al incremento de la mecanización y la productividad del campo.

CONCLUSIONES

Desde su inicio en 1965 la industria maquiladora de exportación ha registrado un alto dinamismo. De 1965 a 1997 el número de plantas creció 22 075% y el empleo 29 487%. Otro hecho significativo es que la variación del personal ocupado en esa industria por rama de actividad económica durante 1992-1997 se explica en más de 70% y hasta 99% por la variación del valor agregado y del salario real.

Luego de la estimación de los parámetros β_1 y β_2 por medio de mínimos cuadrados, β_1 indica que en general todas las ramas de actividad de la industria maquiladora de exportación presentan rendimientos decrecientes a escala. En este trabajo sólo se destaca la existencia de diseconomías a escala; la causa de que se produzcan es tema de otro estudio. Los más altos rendimientos decrecientes se presentaron en la rama de otras actividades, donde un aumento de 1% en la producción genera un incremento de 22% en el nivel de empleo; en la rama de juguetes una disminución de 1% del salario real provoca un aumento de 46% en el empleo. Finalmente, en las ramas de alimentos y de servicios una disminución de 1% del salario real da lugar a un decremento de 72 y 15 por ciento en empleo, respectivamente. Esto último sugiere que esas ramas dependen en gran medida del insumo capital más que el de mano de obra, por lo que sería conveniente en análisis posteriores incluir en el modelo la variable capital. 

8. V. Urquidi y M. M. Carrillo, "Desarrollo económico e interacción en la frontera norte de México", *Comercio Exterior*, vol. 35, núm. 11, México, noviembre de 1985, pp. 1060-1070.