

## Capítulo 4. Metodología y Modelo Econométrico

Sumario. 4.1 Modelo Econométrico Original. 4.2 Descripción de la base de datos y estadística descriptiva. 4.3 Resultados empíricos del modelo.

### *4.1 Modelo Econométrico Original*

El modelo en esta tesis se basa en el artículo “Causas de la recesión en la Industria Maquiladora de Exportación” realizado por Ernesto Acevedo Fernández (2002)<sup>1</sup>, en el cual analiza la situación de la industria maquiladora de exportación y las causas de su estancamiento durante el año 2000. El periodo de estudio se remonta a datos de enero de 1996 a marzo de 2002. Mediante un análisis econométrico de series de tiempo, Acevedo llega a la conclusión que la principal causa de la recesión en la industria se debió a la contracción de la demanda externa, en este caso la caída en la demanda por bienes y servicios de Estados Unidos. Sin embargo, reconoce que el aumento en los salarios reales de la mano de obra y los servicios, así como los cambios e incertidumbre en el régimen fiscal, son factores adicionales que pudieron haber debilitado el desarrollo del sector, al reducir la ventaja comparativa que tenía México sobre otros países.

Analizar el desempeño de las exportaciones de la IME a través del siguiente modelo:

$$\dot{\Delta X} = f(\dot{\Delta P}, \dot{\Delta D}, \dot{\Delta W}, \partial)$$

---

<sup>1</sup> Artículo publicado en la revista MOMENTO ECONÓMICO del Instituto de Investigaciones Económicas de la UNAM. Núm. 124, Noviembre-Diciembre de 2002.

De esta manera, el cambio en las exportaciones de la IME esta en función del cambio en la producción de Estados Unidos ( $\Delta P$ ), el cambio en la demanda por bienes y servicios de EU ( $\Delta D$ ), el cambio en los salarios de la IME en México ( $\Delta W$ ) y una variable *dummy* ( $\partial$ ) que refleja el impacto del cambio en el régimen tributario<sup>2</sup>. Los resultados econométrico demostraron un signo negativo en el coeficiente de la variable *dummy* ( $\partial$ ) aunque estadísticamente no significativo (distinto de cero).

Sin embargo el estudio realizado por Acevedo considera un periodo de sólo 7 años para tratar de explicar el comportamiento de la IME y en el caso de la variable *dummy*, el tiempo del cambio en la política tributaria se ve reflejado por un periodo de 1 año, tiempo insuficiente para reflejar el verdadero impacto de cambio en el régimen tributario, ya que dicha política se mantuvo hasta finales del 2002 y los efectos se pudieron haber extendido durante los periodos siguientes.

#### 4.1.1 Modelo general a estimar:

Siguiendo la base del modelo de Acevedo (2002), esta tesis realiza un análisis de Series de Tiempo para evaluar el desempeño de la industria maquiladora de exportación. El modelo esta dado por:

$$\begin{aligned} \text{Log (xmaq mex)} = & \beta_0 + \beta_1 \log (\text{ipt}_t) + \beta_2 \log (\text{tcr}_t) + \beta_3 \log (\text{wmaq}_t) + \beta_4 \log (\text{wmanch}_t) \\ & + \beta_5 \log (\text{xchina}_t) + \beta_6 \text{dcp}_t + U_t \end{aligned}$$

---

<sup>2</sup> La variable *dummy* tomó el valor de 1 desde enero de 2001 y hasta el término del periodo de análisis en marzo de 2002; y el valor de 0 para los demás años.

Este modelo trata de explicar la tasa de crecimiento de las exportaciones mexicanas ( $X$ ) a través del cambio en la producción de EU ( $P_t$ ), el cambio en el tipo de cambio real peso/dólar ( $tr_t$ ), del cambio en los salarios reales pagados por la industria maquiladora ( $W_t$ ), y además, incluimos las variables índice de salarios en el sector manufacturas de china ( $wmanch_t$ ) y las exportaciones de manufactura de China a EU ( $Xch_t$ ) para tener una mejor explicación de la IME, ya que México no es un país aislado y se ve afectado por la competencia internacional.

Para estimar el impacto que tuvo la eliminación de la exención al impuesto al activo, agregamos al modelo una variable *dummy* ( $dcp$ ) que toma el valor de 1 para los meses desde que se dio a conocer la política, y 0 en los meses en los que no se aplicó la política.

El valor de esta variable es la parte más importante de esta tesis. Si el modelo estima para esta variable un coeficiente negativo y significativo, se acepta la hipótesis de esta tesis; si el coeficiente resulta positivo y significativo, se rechaza la hipótesis; finalmente si el modelo estima un coeficiente que resulta ser no significativo, simplemente la modificación en la política es indiferente en el desempeño de la industria maquiladora.

#### ***4.2 Descripción de la Base de datos y estadística descriptiva.***

Los datos a analizar poseen una periodicidad mensual y corresponden a los años 1991-2004; fue elegido este periodo debido a que abarca los primeros diez años de la entrada en

vigor del Tratado de Libre Comercio (TLCAN)<sup>3</sup> y el periodo de cambio tributario de enero de 2001 a diciembre de 2002. El cuadro 6 describe las variables que se analizaron en la tesis.

| <b>Cuadro 6. Datos</b>       |  |
|------------------------------|--|
| <b>Nombre de la variable</b> | <b>Descripción de la variable</b>                    |
| Xmaqmx                       | Exportaciones Industria Maquiladora Total            |
| Ipt                          | Índice de producción total de Estados Unidos         |
| Xtmex                        | Exportaciones totales de México                      |
| Tcr                          | Tipo de Cambio Real (Pesos por Dólares)              |
| PEMEX                        | Personal Ocupado en IME México                       |
| Wmaq                         | Salarios reales en dólares de la IME                 |
| Wmanch                       | Índice de salarios del sector manufacturero en China |
| Xchina                       | Exportaciones de manufactura de China a EU           |
| Dcp                          | = 1 desde Enero de 2000 a Diciembre 2002             |

Las exportaciones de maquiladora de México y las de China están expresadas en millones de dólares constantes para el año 2003. Las exportaciones de China a Estados Unidos consideran a todos los productos manufacturados que incluyen las exportaciones de la maquila<sup>4</sup>.

<sup>3</sup> Antes de este periodo las exportaciones del sector manufacturero no contabilizan a las exportaciones de la industria maquiladora, y estas poseían una metodología diferente; por esta razón no considero los periodos anteriores a 1991.

<sup>4</sup> Las exportaciones de México se obtuvieron de la base de datos del INEGI y las exportaciones de China y Japón de la base de datos de United States International Trade Commission (Comisión de Comercio Internacional de los Estados Unidos).

La producción de EU esta determinado por el índice de producción total de dicha economía, que incluye a todos los sectores: minería, manufactura, electricidad, gas y agua; y tiene una base de diciembre 2003=1<sup>5</sup>.

El tipo de cambio real peso por dólar se construyó utilizando los índices de precios al consumidor de México y EU con base diciembre 2003=1 y utilizando el tipo de cambio nominal peso/dólar.

La variable personas ocupadas esta determinado por el número neto de personas laborando en la IME, fue elaborada con datos del INEGI. Los salarios reales en la industria maquiladora de exportación se estimaron en dólares constantes para el año 2003 y los datos se obtuvieron de la base de datos del INEGI. El índice de salarios en la industria manufacturera de China se construyó dividiendo proporcionalmente por mes los incrementos semestrales en el salario por parte del gobierno Chino y se deflactaron utilizando el tipo de cambio nominal yuan/dólar con base diciembre 2003=1.

En el análisis también se incluye una variable *dummy* para poder controlar el efecto del cambio en la política fiscal, en este caso la eliminación del impuesto al activo durante los ejercicios 2001-2002. El cuadro 7 nos muestra los resultados de la estadística descriptiva obtenida para cada variable.

---

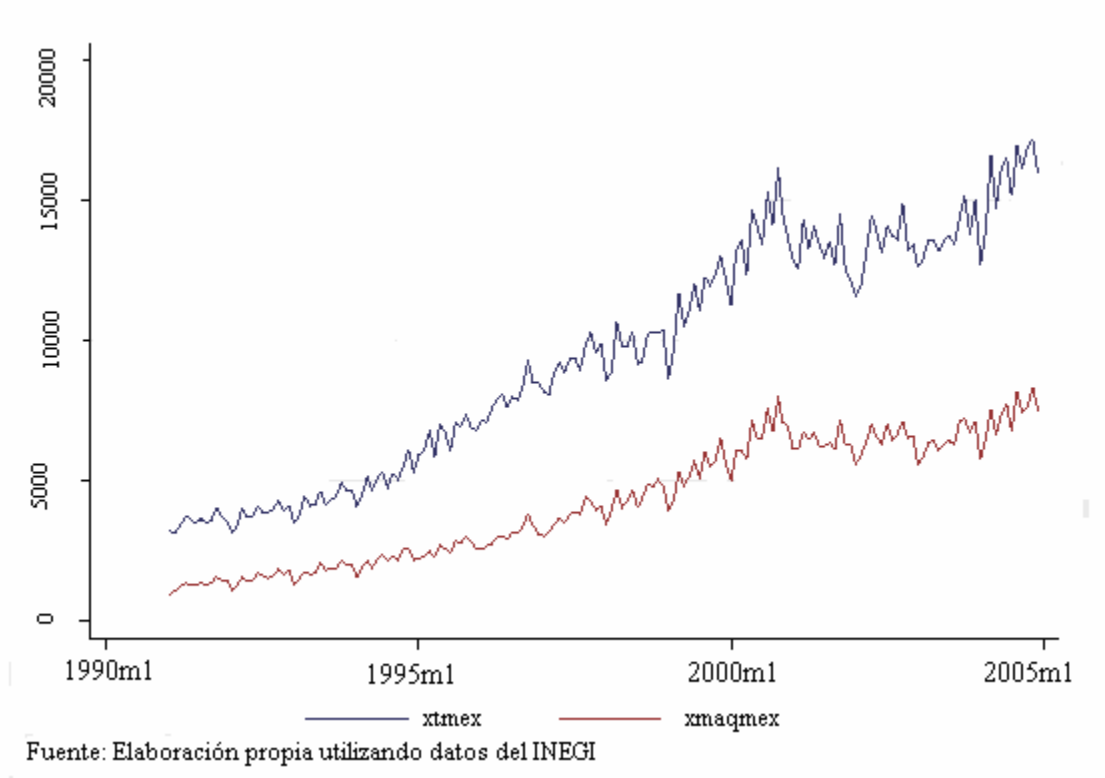
<sup>5</sup> Los datos sobre el índice de producción de los Estados Unidos se obtuvieron de la base de datos de la Reserva Federal (*Federal Reserve Statistical Releases*).

| <b>Cuadro 7. Estadística Descriptiva</b>              |              |                            |               |               |
|---|--------------|----------------------------|---------------|---------------|
| <b>Dependiente</b>                                    | <b>Media</b> | <b>Desviación Estándar</b> | <b>Mínimo</b> | <b>Máximo</b> |
| Exportaciones Industria Maquiladora Total             | 6501.719     | 3253.765                   | 941.3001      | 11998.32      |
| <b>Explicativas Producción Estados Unidos</b>         |              |                            |               |               |
| Índice de producción total                            | 0.875606     | 0.12491                    | 1.0419        | 0.6631        |
| <b>Explicativas Producción México</b>                 |              |                            |               |               |
| Exportaciones totales de México                       | 9409.905     | 4160.336                   | 3133.3        | 17127.7       |
| <b>Explicativas Mercado Internacional</b>             |              |                            |               |               |
| Tipo de Cambio Real (Pesos por Dólares)               | 11.44618     | 1.53155                    | 9.493517      | 17.89707      |
| <b>Explicativas Industria Maquiladora</b>             |              |                            |               |               |
| Personal Ocupado                                      | 878300.1     | 278851.4                   | 1347803       | 431694        |
| Salarios en la IME                                    | 470.8293     | 262.4626                   | 237.7875      | 975.3194      |
| <b>Explicativas Competencia Internacional</b>         |              |                            |               |               |
| Índice de salarios en el sector manufacturas de China | 90.17032     | 13.53041                   | 58.82191      | 103.6005      |
| Exportaciones de manufactura de China a EU            | 4262.667     | 2390.678                   | 10878         | 715           |
| Número de observaciones: 168                          |              |                            |               |               |
| Periodo: Enero 1991 – Diciembre 2004                  |              |                            |               |               |

A continuación, las variables se expresaron en términos de logaritmos naturales, exceptuado la variable *dummy*, para poder interpretar como elasticidades los resultados obtenidos.

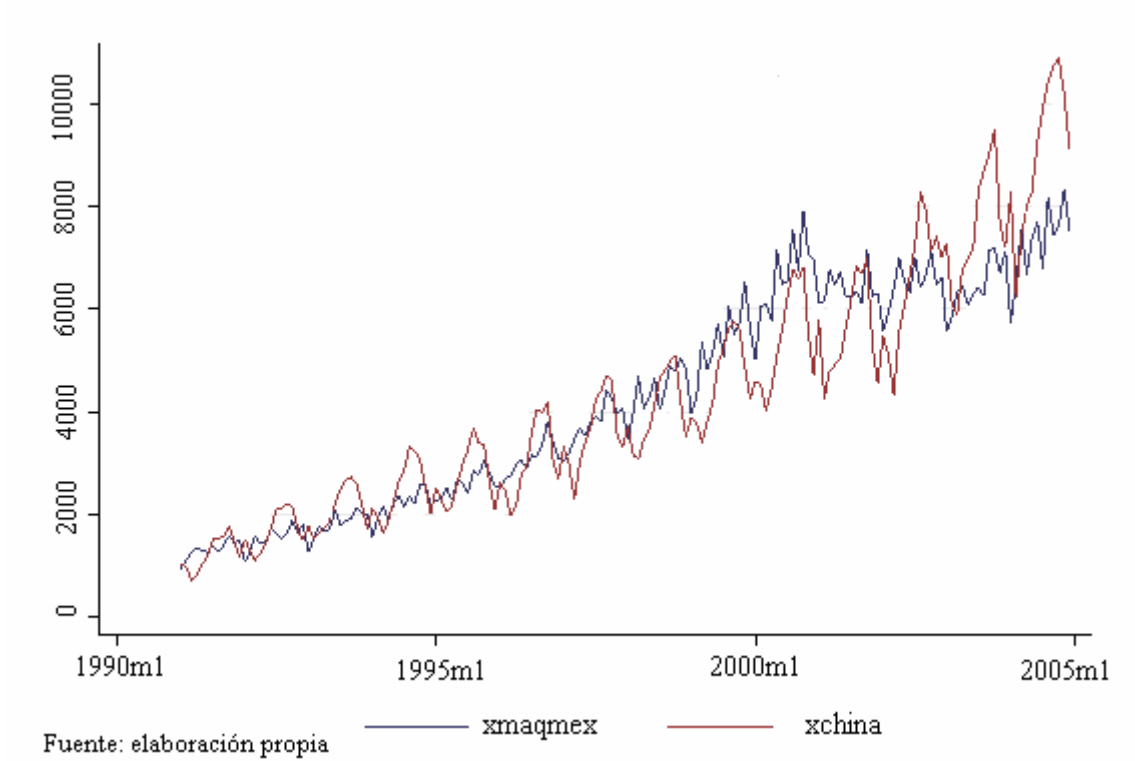
Es importante analizar el comportamiento de la variable dependiente, exportaciones de la industria maquiladora de exportación (*xmaqmx*) para saber como se relaciona con las demás variables del modelo. El Gráfico 7 señala la tendencia de dicha variable durante el periodo de análisis en esta tesis y muestra la importancia de este sector para las exportaciones totales de México. Desde el 1990 hasta el 2000 la tendencia es positiva y se revierte a partir de finales del 2000, principios del 2001, donde cae y mantiene cierta constante hasta el 2004 donde se puede notar el inicio de una nueva tendencia positiva.

**Gráfica 7. Exportaciones Maquiladora México  
(Datos mensuales en millones de dólares)**



La competencia internacional ha aumentado en los últimos años. China se ha convertido en el rival más fuerte de los países en vías de desarrollo, al impulsar la producción de manufacturas. En la gráfica 8 podemos ver como China a partir de los últimos años ha logrado comenzado a superar a México como principal exportador a los Estados Unidos.

**Gráfica 8. Exportaciones de México vs. Exportaciones de China  
(Datos mensuales en millones de dólares)**



#### 4.2.1 Análisis de Estacionariedad

Al realizar un análisis con series de tiempo es necesario practicar ciertas pruebas para poder determinar si en los datos hay *outliers* y si las variables son integradas o estacionarias.

Que una variable sea integrada supone que los *shocks* que influyen en su evolución tienen un carácter permanente. Por el contrario, si la variable es estacionaria la influencia de las perturbaciones se desvanece en el tiempo.



Se realizaron dos *test* para determinar la presencia de series de tendencia estacionaria (TS) o de diferencias estacionarias (DS). El Cuadro 8 presenta los resultados del análisis de integración sobre las variables del modelo. Para dicho análisis se utilizaron la prueba Aumentada de Dickie Fuller y la prueba de Phillips-Perron, ambas para identificar la presencia de raíz unitaria en las series. La hipótesis nula que se maneja para todas las pruebas es estacionariedad, es decir, la no presencia de raíz unitaria (Maddala y Kim, 1998)<sup>6</sup>.

Las variables analizadas en sus niveles muestran la presencia de raíz unitaria con excepción de la variable Exportaciones de Japón a EU (xjapon), que no rechazó la hipótesis nula y por lo tanto se clasifica como una serie tendencia estacionaria,  $I(0)$ <sup>7</sup>. Como sólo una variable no rechazó la hipótesis nula, se procedió a diferenciar todas las variables para tratar de eliminar la presencia de raíz unitaria.

El resultado de la prueba aplicada a las variables en diferencia<sup>8</sup> mostraron que se aceptaba la hipótesis nula para todas las variables por lo que se elimina la presencia de raíz unitaria y se consideran a todas las series como de diferencias estacionarias,  $I(1)$ .

---

<sup>6</sup> Se utilizó un nivel de significancia de 5%. La primera prueba realiza una regresión de la variable diferenciada en su rezago. La segunda prueba realiza la regresión de la variable en su rezago. Para ambas pruebas se agregó tendencia.

<sup>7</sup> El estadístico t de la prueba Aumentada de Dickie-Fuller como de la prueba Phillips-Perron estima valores pequeños y con signos negativos, lo que nos determina la presencia de raíz unitaria, es decir, no estacionariedad en las series.

<sup>8</sup> Diferenciar las variables equivale a sacar las tasas de crecimiento.

**Cuadro 8. Pruebas de raíces unitarias**

| Variable   | Prueba Dickie-Fuller  |                   | Prueba Phillips-Perron |                   |
|--|-----------------------|-------------------|------------------------|-------------------|
|  | Test Estadístico Z(t) | MacKinnon p-value | Test Estadístico Z(t)  | MacKinnon p-value |
| <b>Variables en Niveles</b>  |                       |                   |                        |                   |
| Exportaciones Industria Maquiladora Total  | -2.616 *              | 0.0898            | -2.862 *               | 0.0499            |
| Índice de producción total de EU   | -1.895 *              | 0.3344            | -1.588 *               | 0.4894            |
| Exportaciones totales de México  | -1.511 *              | 0.5266            | -1.404 *               | 0.5791            |
| Tipo de cambio real (Pesos por Dólares)  | -1.923 *              | 0.3212            | -2.206 *               | 0.2042            |
| Personal Ocupado   | -3.192 *              | 0.0205            | -2.398 *               | 0.1423            |
| Salarios reales IME  | -1.491 *              | 0.5361            | -1.388 *               | 0.5866            |
| Índice de salarios en el sector manufacturas de China                                      | -3.127 *              | 0.0246            | -2.929 *               | 0.0421            |
| Exportaciones de manufactura de China a EU   | -1.819 *              | 0.3712            | -1.867 *               | 0.3477            |
| <b>Variables en Diferencias</b>  |                       |                   |                        |                   |
| Exportaciones Industria Maquiladora Total  | -19.785 **            | 0.0000            | -20.680 **             | 0.0000            |
| Índice de producción total de EU   | -11.469 **            | 0.0000            | -11.839 **             | 0.0000            |
| Exportaciones totales de México  | -19.728 **            | 0.0000            | -25.841 **             | 0.0000            |
| Tipo de Cambio Real (Pesos por Dólares)  | -10.248 **            | 0.0000            | -10.146 **             | 0.0000            |
| Personal Ocupado   | -8.554 **             | 0.0000            | -8.756 **              | 0.0000            |
| Salarios reales de la IME  | -18.534 **            | 0.0000            | -18.473 **             | 0.0000            |
| Índice de salarios en el sector manufacturas de China                                      | -15.341 **            | 0.0000            | -8.869 **              | 0.0000            |
| Exportaciones de manufactura de China a EU   | -11.971 **            | 0.0000            | -11.951 **             | 0.0000            |
| * se rechaza Ho: estacionariedad                      ** No se rechaza Ho: estacionariedad |                       |                   |                        |                   |
| Todas las variables analizadas a un nivel de significancia del 5%                          |                       |                   |                        |                   |

#### 4.2.2 Análisis de Cointegración

Al diferenciar las variables no estacionarias para convertirlas en estacionarias ocasiona una pérdida de información en cuanto a los grados de libertad y al comportamiento de largo plazo de la serie. Por lo que es necesario realizar un análisis de cointegración<sup>9</sup> para poder determinar si existe una relación de largo plazo entre las variables y de esta forma poder correr el modelo en sus niveles.

Dada la no estacionariedad de las series, realizamos el análisis de cointegración al modelo general de la demanda por exportaciones de la industria maquiladora ( $l\_xmaqmx$ ), para el periodo de enero de 1991 a diciembre de 2004, que se expresa como una función lineal del índice de producción total de EU ( $l\_ipt$ ), del tipo de cambio real peso/dólar ( $l\_tcr$ ), los salarios en la IME ( $l\_wmaq$ ), el índice de salarios en el sector manufacturas de China y las exportaciones de manufacturas de China a EU ( $l\_xchina$ ), para ello utilizamos la prueba de Johansen-Juselius (Johansen y Juselius, 1990)<sup>10</sup>. Los resultados se presentan en el Cuadro 9.

---

<sup>9</sup> Consiste en encontrar una relación entre variables  $I(1)$  que no sea una regresión espuria. Esto significa que existe una relación lineal entre dos o más variables  $I(1)$  que es de tipo  $I(0)$  estacionaria, es decir, presentan una relación de largo plazo. Al construir el modelo de función de transferencia con variables  $I(1)$  encontraremos que la variable independiente o exógena explicará totalmente la no estacionariedad de la variable dependiente, y la perturbación seguirá un proceso estacionario.

<sup>10</sup> Esta prueba consiste en aplicar máxima verosimilitud al modelo del vector autorregresivo (VAR), suponiendo que los errores están normalmente distribuidos, permitiendo determinar el número total de vectores de cointegración al usar un sistema de ecuaciones simultáneas que trata a todas las variables como endógenas. El análisis econométrico se basa en considerar un vector de  $k$  variables no estacionarias que forman un sistema cointegrador que puede ser interpretado como una demanda de largo plazo de las exportaciones totales de la maquiladora, dependiendo de otras  $k-1$  variables. El número de vectores de cointegración va a depender del número de variables que se utilicen en el modelo. En el modelo de la tesis utilizamos 5 variables por lo que el máximo de vectores de cointegración sería de 5. Para una mayor descripción de la prueba de Johansen ver Cuthbertson (1992).

**Cuadro 9. Cointegración para la demanda de las exportaciones de la maquiladora**

| <b>i) Análisis de Cointegración</b>   |                    |                  |               |               |               |               |          |
|---|--------------------|------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|----------|
| <b>Eigenvalor</b>   | 0.305982           | 0.193144         | 0.130777      | 0.085214      | 0.076422      | 0.037498      |          |
| <b>Hipótesis nula</b>   | <b>Rank=0 **</b>   | <b>Rank=1 **</b> | <b>Rank=2</b> | <b>Rank=3</b> | <b>Rank=4</b> | <b>Rank=5</b> |          |
| <b>λ Max</b>  | 60.6328            | 35.62524         | 23.26581      | 14.78478      | 13.19694      | 6.344316      |          |
| <b>Valor Crítico (95%)</b>  | 39.37              | 33.46            | 27.07         | 20.97         | 14.07         | 3.76          |          |
| <b>λ Traza</b>  | 153.8499           | 93.2171          | 57.59185      | 34.32604      | 19.54126      | 6.344316      |          |
| <b>Valor Crítico (95%)</b>  | 94.15              | 68.52            | 47.21         | 29.68         | 15.41         | 3.76          |          |
| <b>ii) Estandarización del vector de Cointegración y ajuste de los coeficientes</b> |                    |                  |               |               |               |               |          |
| Variable  |                    | L XMAQMEX        | L IPT         | L TCR         | L WMAQ        | L WMANCH      | L XCHINA |
| Vector 1  | Vec. Coint. Norm β | 1                | -2.74932      | -0.48804      | 0.07973       | -1.8548       | 0.299677 |
|   | Ajuste de Coef. A  |                  | -0.78314      | -0.31354      | -0.20089      | -0.42375      | -0.08439 |
| Vector 2  | Vec. Coint. Norm β | 1                | 0             | 1.452922      | 0.941858      | -1.00235      | -0.08214 |
|   | Ajuste de Coef. A  |                  |               | -0.22556      | -0.1349       | -0.41417      | -0.08037 |
| <b>iii) Test de significancia y exogeneidad débil</b>                               |                    |                  |               |               |               |               |          |
| Variable  |                    | L XMAQMEX        | L IPT         | L TCR         | L WMAQ        | L WMANCH      | L XCHINA |
| Exclusión $\chi^2$ (1)  |                    | 67 **            | 3.6 **        | 4.6 **        | 16 *          | 353 *         | 12 *     |
| Exogeneidad débil $\chi^2$ (1)  |                    | 285 **           | 13 *          | 7.1 **        | 22 *          | 9.7 **        | 150 **   |
| ** significancia al 95%   |                    |                  |               |               |               |               |          |
| * significancia al 99%  |                    |                  |               |               |               |               |          |

La parte i) del Cuadro 9, muestra los valores estadísticos para la traza estadística ( $\lambda$ Traza) y para el máximo eigenvalor ( $\lambda$ Max), los cuales determinan el número de vectores de cointegración. La prueba de máximo eigenvalor ( $\lambda$ Max) sólo rechaza la hipótesis nula de cero vectores de cointegración para el caso de dos vectores, lo que coincide con la prueba de traza estadístico ( $\lambda$ Traza), se concluye que solo hay dos relaciones de largo plazo entre las variables del modelo.

Una vez determinado el número de vectores de cointegración es necesario encontrar aquel que se ajuste al análisis de esta tesis y de la teoría económica. En la parte ii) podemos ver los coeficientes de cointegración normalizados, los cuales son interpretados como elasticidades. Para el primer vector, los coeficientes tienen el signo adecuado, lo que no sucede para el segundo vector, por lo que se escoge al vector uno para explicar la demanda por exportaciones de la maquiladora, el modelo queda especificado como<sup>11</sup>:

$$l\_xmaqmx = 2.79932 l\_ipt + 0.48804 l\_tcr - .07973 l\_wmaq \\ + 1.8548 l\_wmanch - .299677 l\_xchina$$

La parte iii) nos muestra los *test* de exclusión y exogeneidad débil. Por medio de estas pruebas se determina que ninguna de las variables dentro del vector uno de cointegración puede ser excluida de la relación de largo plazo.

---

<sup>11</sup> Se utilizó el programa EVIEWS para realizar la prueba de cointegración de Johansen.

### 4.2.3 Modelo de Corrección de Errores

El teorema de representación de Granger establece que, si las variables están cointegradas, existe un mecanismo de corrección<sup>12</sup>. El modelo de corrección de errores nos permite estudiar la relación de corto plazo entre las variables cointegradas. Los coeficientes del modelo de corrección de errores son construidos con los coeficientes de vector de cointegración normalizados ( $\beta$ ) y el coeficiente de ajuste ( $\alpha$ ) que se especifican en la sección ii) del cuadro 9.

---

<sup>12</sup> El modelo de corrección de errores proporciona un marco para contrastar el ajuste asimétrico o no lineal a un equilibrio a largo plazo. Para más información sobre el modelo de corrección de errores consultar Wooldridge (2001).

**Cuadro 10. Modelos de Corrección de Errores para la demanda de exportaciones de la maquiladora**

| Variable   | D(L_XMAQMEX) |
|--|--------------|
| CointEq1   | -0.202449 ** |
|  | (-0.05901)   |
| D(L_XMAQMEX(-1))   | -0.543425 ** |
|  | (-0.08658)   |
| D(L_XMAQMEX(-2))   | -0.193043 ** |
|  | (-0.09308)   |
| D(L_IPT(-2))   | 2.866211 **  |
|  | (-1.75327)   |
| D(L_IPT(-3))   | 1.491962 *   |
|  | (-1.73248)   |
| D(L_TCR(-2))   | 0.065135 *   |
|  | (-0.29056)   |
| D(L_WMAQ(-1))  | -0.474178 ** |
|  | (-0.16316)   |
| D(L_WMAQ(-2))  | -0.452494 ** |
|  | (-0.20544)   |
| D(L_WMAQ(-3))  | -0.617794 ** |
|  | (-0.20118)   |
| D(L_WMAQ(-4))  | -0.428617 ** |
|  | (-0.17096)   |
| D(L_WMANCH(-1))  | 7.581524 *   |
|  | (-4.94712)   |
| D(L_WMANCH(-4))  | 7.57137 **   |
|  | (-4.74414)   |
| D(L_XCHINA(-1))  | 0.289576 **  |
|  | (-0.07203)   |
| D(L_XCHINA(-2))  | 0.145862 **  |
|  | (-0.07053)   |
| D(L_XCHINA(-4))  | -0.339616 ** |
|  | (-0.06943)   |
| C  | -0.032224 *  |
|  | (-0.01796)   |
| DCP  | -0.040962 *  |
|  | (-0.03556)   |
| R <sup>2</sup>   | 0.583155     |
| Estadístico F  | 7.317708     |
| **Significativos al 5%   |              |
| * Significativos al 10%  |              |
| Las cantidades entre paréntesis son los errores estándares.  |              |
| CE t-1= l_xmaqmx - 2.79932 l_ipr - 0.48804 l_tcr + .07973 l_wmaq<br>- 1.8548 l_wmanch + .299677 l_xchina |              |

#### 4.2.4 Prueba de Chow

La prueba de Chow se utiliza para probar si hay cambio estructural en algunos o en todos los parámetros del modelo. La prueba se aplicó a tres muestras del periodo de análisis de esta tesis para determinar si la eliminación de la exención del impuesto al activo estuvo algún efecto sobre el desarrollo de la industria maquiladora. El cuadro 11 muestra los resultados de la prueba, tomando como punto de corte octubre de 2000, mes en el que se dio a conocer el cambio en la política<sup>13</sup>.

| <b>Cuadro 11. Prueba de Estabilidad de Chow</b> |            |              |          |
|---|------------|--------------|----------|
| Punto de corte: octubre 2000                    |            |              |          |
| Enero 1991-diciembre 2004                       |            |              |          |
| F-estadístico                                   | 6.912051 * | Probabilidad | 0.000002 |
| Log ratio de probabilidad                       | 39.60472 * | Probabilidad | 0.000001 |
| Enero 1997-diciembre 2004                       |            |              |          |
| F- estadístico                                  | 4.078934 * | Probabilidad | 0.001224 |
| Log ratio de probabilidad                       | 24.54625 * | Probabilidad | 0.000414 |
| Enero 1997-diciembre 2002                       |            |              |          |
| F- estadístico                                  | 2.789875 * | Probabilidad | 0.018464 |
| Log ratio de probabilidad                       | 17.71695 * | Probabilidad | 0.006980 |
| Ho: constancia estructural                      |            |              |          |
| * se rechaza la hipótesis nula                  |            |              |          |

#### 4.3 Resultados Empíricos

Por medio del modelo de corrección de errores se encontró un coeficiente de velocidad de ajuste con signo negativo y significativo que refuerza la hipótesis de la existencia de relación de largo plazo entre las variables del modelo. En este caso el coeficiente es -0.202449 lo cual indica que el proceso de ajuste no toma tiempo en completarse, por lo

<sup>13</sup> Para una mayor información de la prueba de Chow consultar Davidson & Mackinnon (1993).



que si las exportaciones se encuentran por debajo de su nivel de equilibrio en un millón de dólares, el siguiente mes estas se ajustan en 200 mil dólares. Para la variable dependiente ( $l\_xmaqmx$ ) del modelo se agregan rezagos que tienen signos negativos y son significativos, lo que nos determina la existencia de un ajuste oscilatorio en las exportaciones, es decir cuando las exportaciones se encuentran por debajo del equilibrio estas se ajustan positivamente el siguiente mes y si se encuentran por arriba del nivel de equilibrio estas se ajustan a la baja el siguiente mes.

En cuanto a los coeficientes de corto plazo, tenemos que el índice de producción de Estados Unidos ( $l\_ipt$ ) influye positivamente en el nivel de exportaciones; y sólo tuvo coeficientes significativos para las variables con 2 y 3 meses de rezago. De esta manera ante un cambio de un punto porcentual en el índice de producción de Estados Unidos, las exportaciones de la maquiladora en México aumentan en casi 3 millones. Lo que nos demuestra la importancia de la economía de EU en el desarrollo de la industria maquiladora de exportación, resultado que coincide con los encontrados en los estudios de Acevedo (2002) y de Garcés-Díaz (2001).

En cuanto al efecto del tipo de cambio real peso/dólar se encuentro un solo coeficiente significativo pero al 10 por ciento, poseen un signo positivo, y con 2 meses de rezago. Este resultado es consistente con la teoría económica, la cual establece que al devaluarse el tipo de cambio, las exportaciones se vuelven más competitivas, lo que lleva a aumentar los niveles de éstas. Los mismos resultados se obtuvieron en el análisis realizado por Garcés-Díaz (2001).

En el caso de los salarios en la industria maquiladora de exportación, los coeficientes concuerdan con la teoría económica, ya que se encontraron coeficientes negativos y significativos para todos los rezagos. Por lo que si los salarios aumentan en un punto porcentual, las exportaciones de la maquiladora disminuyen en menos de un millón de dólares.

En lo que respecta a los salarios en el sector de manufacturas de China, los resultados nos demuestran como China, cuya mano de obra no calificada es muy barata, posee ventajas comparativas fuertes en este factor. Los bajos niveles de salarios han afectado negativamente a las maquiladoras en México. Los coeficientes que se obtuvieron (7.581524) manifiestan que si los salarios en China aumentan, se reducen las ventajas comparativas de este país y las de México aumentan, por lo que el resultado es el aumento de las exportaciones de maquila de México.

Las variables rezagadas para las exportaciones de China a EU, mostraron signos negativos y positivos, por lo que realmente no podemos determinar si el nivel de las exportaciones de China han influido de manera negativa en el desarrollo de la industria maquiladora de exportación, sin embargo, considerando la relación encontrada en la prueba de cointegración, cuyo signo fue negativo, podemos resaltar que probablemente en los últimos años, el factor China ha comenzado a tener efectos en la industria, junto con otros factores.

Entre estos otros factores se encuentran las políticas que adopta el gobierno y que pueden contribuir de manera negativa al desarrollo de las industrias. Ante esto, agregamos una variable *dummy* (dcp) al modelo de corrección de errores, que explica la

eliminación de la exención del impuesto sobre el activo, y se encontró un coeficiente negativo y significativo sólo al 10 por ciento. El valor del coeficiente es de -0.040962 por lo que sí influyó negativamente a las exportaciones de la industria maquiladora, pero el efecto fue muy pequeño, alrededor de un 5 por ciento en el nivel de las exportaciones durante este periodo.

Posteriormente se realizó la prueba de Chow para corroborar los resultados obtenidos en el modelo de corrección de errores. El estadístico F para el periodo enero 1991 a diciembre de 2004 es 6.912051 y el radio de probabilidad fue de 39.60472, por lo que se rechaza la hipótesis de constancia estructural cuando se toma como punto de corte el mes de octubre de 2000 con una significancia del 95 por ciento. También se realizó el análisis para dos diferentes muestras del periodo; enero 1997 a diciembre de 2004 y enero de 1997 a diciembre de 2002, en ambos casos los estadísticos F son 4.078934 y 2.789875 respectivamente, por lo que también se rechaza la hipótesis nula de constancia estructural tomando como punto de corte el mes de octubre de 2000. Dado los resultados en el modelo de corrección de errores y la prueba de Chow, podemos concluir que la eliminación en la exención del impuesto al activo sí tuvo un efecto negativo en el desarrollo de la industria maquiladora de exportación, aunque este fue relativamente pequeño.

Agregamos a los análisis de esta tesis un modelo para estimar el efecto de la eliminación de la exención del impuesto al activo en la maquiladora sobre la demanda por trabajo<sup>14</sup>. Se realizó este estudio para estimar por medio de otras variables, en este caso en la cantidad de trabajadores de la industria maquiladora, el efecto de la

---

<sup>14</sup> Los resultados de este modelo se presentan en el Anexo A.

eliminación en la exención del impuesto al activo en las maquiladoras. La variable personal ocupado en la industria maquiladora la podemos utilizar como una aproximación del número de plantas maquiladoras en el país.

En el análisis encontrado se revela que existe una relación de largo plazo entre el personal ocupado en la IME ( $l\_pmmex$ ) con el índice de producción de EU ( $l\_ipt$ ), los salarios de la maquiladora en México ( $l\_wmaq$ ), los salarios del sector manufacturas de China ( $l\_wmanch$ ) y con las exportaciones de China a EU ( $l\_xchina$ ). Se obtuvo un coeficiente de velocidad de ajuste negativo y significativo, sin embargo, el coeficiente es pequeño  $-0.051237$ , lo que refleja que el ajuste es lento. El modelo estima rezagos para la variable dependiente ( $l\_pmmex$ ); y sólo para el rezago de 4 meses se encontró un coeficiente significativo y positivo. Para el rezago de 3 meses el modelo estimó un coeficiente cuyo signo fue positivo, pero sólo es significativo al 10 por ciento. Podemos concluir que el personal ocupado en la IME no tiene un ajuste oscilatorio.

A corto plazo, encontramos que el índice de producción de EU ( $l\_ipt$ ), demostró ser de la variable más importante del modelo. Se obtuvo un coeficiente positivo y significativo ( $0.478796$ ), de esta manera si el índice aumenta en un punto porcentual, aumenta el número de personas empleadas en casi 500 000 personas. Los salarios en maquila de México ( $l\_wmaq$ ) reflejaron un coeficiente negativo y significativo para el rezago de 3 meses. Este coeficiente concuerda con la teoría económica, al disminuir los salarios aumentan el número de personas ocupadas en la industria. Al aumentar los salarios en un punto porcentual, el número de personas ocupadas en la IME se reduce en cerca de 2 000 personas en un lapso de 3 meses.

Al introducir la variable salarios del sector manufacturero de China ( $l\_wmanch$ ) en el modelo se obtuvo un coeficiente positivo y significativo; esto refleja que al aumentar los salarios en China, aumentan las contrataciones en la industria maquiladora de exportación, ya que se vuelve más competitivo México. El modelo de corrección de errores estimó un coeficiente positivo para la variable exportaciones de china a EU, lo que refleja que las exportaciones no han influido en la cantidad de personas demandadas. Finalmente, el coeficiente de la variable *dummy* ( $dcp$ ) fue negativo y significativo al 5 por ciento; el valor del coeficiente fue pequeño (-0.008109), sin embargo, esto nos habla de que la eliminación de la exención contribuyó en la caída del empleo en la IME.

También se aplicó la prueba de estabilidad de Chow para tres muestras, al igual que en el modelo para las exportaciones de la industria maquiladora. Los estadísticos F encontrados son altos, por lo que se puede rechazar la hipótesis de estabilidad para el punto de corte de octubre de 2000; lo que concuerda con los resultados encontrados en el modelo para la demanda por exportaciones de productos mexicanos. Lo que nos lleva a determinar que la eliminación de la exención del impuesto sobre el activo influyó de manera negativa en el desempeño de la industria maquiladora, causando la salida de plantas maquiladoras del país, lo que generó la reducción del número de personas contratadas durante el periodo 2000 a 2002.