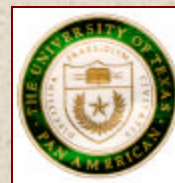


Diferencias Espaciales en el Mercado de Trabajo de la Industria Maquiladora de México



Juan C. Longás García
Universidad Publica de Navarra

**Working Paper #2004-21
March 2004**



**Center of Border Economic Studies
The University of Texas-Pan American**

Diferencias Espaciales en el Mercado de Trabajo de la Industria Maquiladora de México

Juan C. Longás García
Universidad Publica de Navarra

**Working Paper #2004-21
March 2004**

This article is released as part of the Working Papers Series of the Center for Border Economic Studies (CBEST) at The University of Texas-Pan American. CBEST is a research unit of UTPA dedicated to finding solutions to the economic problems unique to the U.S./Mexico border region. The Center conducts policy-oriented research in four key areas: (1) Regional economic development and trade, (2) Labor market and immigration, (3) Health and environmental policy, and (4) Information technology.

The UTPA CBEST Project is funded through Economic Adjustment Assistance, Project No. 08-79-03628, Economic Development Administration, U.S. Department of Commerce. The statements, findings, and other data in this report are solely those of the authors and do not necessarily reflect the views of the Economic Development Administration.

Center for Border Economic Studies
The University of Texas-Pan American
Address **1201 W. University Dr.**
 Edinburg, Texas 78539
Telephone **956.318.5371**
Fax **956.381.2322**
Internet **www.c-best.org**



Diferencias Espaciales en el Mercado de Trabajo de la Industria Maquiladora en México

Juan C. Longás García
Universidad Pública de Navarra

**Working Paper #2004-21
March 2004**

Abstract: This study analyzes the labor market dynamics of the Maquiladora industry in Mexico's northern border region. Using a vector error correction model (VECM), we detect cointegration relationships that help to explain the evolution of labor market adjustments across states. These differences could be attributed to institutional arrangements, such as the presence of labor unions and union competition.

Resumen: Este trabajo analiza el funcionamiento del mercado de trabajo de la industria maquiladora en la frontera norte de México. Aplicando el Modelo de corrección de error (VECM) a algunas variables significativas del mercado de trabajo, se detectan relaciones de cointegración que explican la evolución de dichas variables. Hay diferencias significativas en la forma en que se producen los ajustes en el mercado de trabajo, que cabe atribuir a factores institucionales, como la presencia sindical y el grado de competencia entre sindicatos.

JEL Classification: E24, J2, R23

Keywords: Labor Market, Mexican Maquiladora Industry, Spatial behavior, VEC model

Juan C. Longás García, Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra, Campus Arrosadia, 31004 Pamplona, España, Tel. 34.948.169.352, Fax 34.948.169.721.
Email jclongas@unavarra.es.

1. Introducción

En las últimas tres décadas las áreas fronterizas de México con los Estados Unidos han experimentado un intenso proceso de crecimiento industrial que ha alterado, según todos los indicios, el mapa económico del país. Dicho proceso se basa en la denominada *industria maquiladora de exportación*. Inicialmente eran empresas, normalmente de capital extranjero, que realizaban para sus matrices (localizadas en los Estados Unidos), aquellas fases del proceso productivo intensivas en trabajo, dada la ventaja comparativa de México en términos de costes laborales. Este concepto económico adquirió también forma jurídica al regular el gobierno mexicano algunos aspectos relacionados con su funcionamiento, especialmente un trato fiscal favorable, a través del *Programa de Industrialización Fronteriza*, iniciado en 1965. También fue decisivo el cambio arancelario en los Estados Unidos, que permitía la reimportación de mercancías previamente exportadas para su transformación, gravando únicamente el valor añadido fuera del país (Otero y Pagán, 2002; Carrillo, 2000).

El resultado ha sido un crecimiento espectacular de la inversión industrial, el empleo y la actividad económica en los estados fronterizos, destacando por su peso Baja California, Chihuahua y Tamaulipas y un cambio en el centro de gravedad de la economía mexicana (Hanson, 1998). Así, el valor agregado de la industria maquiladora de exportación (a precios constantes de 1994) se ha triplicado para el conjunto del país entre enero de 1990 y junio de 2002 y en estados como Coahuila o Nuevo León más que quintuplicado. Por su parte, el empleo se ha multiplicado por 2,5 en dicho período. Al mismo tiempo, parece haberse dado una evolución en los procesos productivos desarrollados por las maquiladoras y su nivel tecnológico, de manera que dejan de centrarse exclusivamente en las fases intensivas en trabajo y aparecen plantas que desarrollan el proceso productivo completo, e incluso centros tecnológicos. El propio gobierno mexicano parece considerar agotado el modelo tradicional (Sargent, 2003).

El Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLC) ha estimulado aún más la inversión y la actividad en los estados fronterizos, puesto que supone la reducción o eliminación de barreras al comercio entre México y Estados Unidos. Paralelamente, la aparición de nuevos productores (especialmente China) en la escena internacional y su aparente mayor competitividad debido a unos costes salariales menores, han llevado a predecir la deslocalización de actividades de México con destino a China, así como a países menos desarrollados del área del Caribe (Sargent, 2003). La fuerte reducción de actividad y empleo a partir de noviembre de 2000 parece confirmar tales predicciones.

Por ello, parece relevante conocer el funcionamiento del mercado de trabajo en la industria maquiladora, su grado de flexibilidad y la forma en que se realizan los ajustes (vía precios, cantidades, o ambos). Además, hay trabajos que señalan la existencia de diferencias en el funcionamiento del mercado de trabajo por estados (e incluso por ciudades), dependiendo sobre todo de factores institucionales como el mayor o menor peso de los sindicatos, del grado de competencia entre éstos y de sus pautas de funcionamiento (Otero y Pagán, 2002; De la O y Quintero, 1995). En este trabajo se estudia precisamente la evolución de algunas variables relacionadas con el mercado de trabajo, con el fin de detectar la forma en que se producen los ajustes y la existencia de comportamientos diferenciados por estados.

Para ello se utilizan cuatro variables: los costes laborales unitarios, entendidos como el peso de las remuneraciones totales (sueldos, salarios y prestaciones sociales) sobre el valor agregado¹; la remuneración por empleo, cociente de las remuneraciones totales y el número de empleos, como aproximación al coste salarial; las horas promedio trabajadas por obrero y el número total de empleos. Se han incluido dos variables relacionadas con la cantidad de trabajo, porque el ajuste en cantidades puede realizarse por dos vías: en número de horas o en número de trabajadores, con consecuencias distintas sobre el mercado de trabajo. Todas las variables se expresan en logaritmos. Los datos proceden

¹ Los datos de valor agregado proporcionados por el INEGI incluyen los consumos intermedios nacionales. En este trabajo se ha optado por la definición estricta del valor agregado, descontando todos los consumos intermedios, porque se acerca más al concepto de renta generada en una actividad productiva, que se distribuye principalmente entre los factores que han contribuido a su obtención.

del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), son mensuales y abarcan el período comprendido entre enero de 1990 y junio de 2002. El estudio se realizará en los tres estados con mayor peso y donde se localizan los grandes centros maquiladores: Baja California (Tijuana), Chihuahua (Ciudad Juárez) y Tamaulipas (Matamoros, Reynosa): conjuntamente suman el 60% del empleo total mexicano en la industria maquiladora (73% del de los estados fronterizos).

Dada la dificultad de establecer *a priori* relaciones de causalidad claras, se utiliza el método de vectores autorregresivos (VAR) para establecer las relaciones entre las variables. La presencia de raíces unitarias nos llevará a aplicar una versión restringida, el modelo de corrección de error (VECM) y a estimar relaciones de cointegración.

2. La industria maquiladora

Entre 1990 y 2002, la industria maquiladora ha experimentado un intenso crecimiento que la ha llevado a duplicar con creces el empleo y a más que triplicar el valor añadido, como lo muestran los datos del cuadro 1. Los últimos dos años, no obstante, han sido negativos para la industria, con una reducción de ambas magnitudes. El comportamiento es muy similar en los principales estados maquiladores, si bien hay diferencias en cuanto a la intensidad de los cambios.

(Cuadro 1)

Se puede observar cómo el comportamiento más brillante ha sido el de Baja California, mientras Tamaulipas presenta el crecimiento más lento del valor agregado (gráfico 1). Sin embargo, el comportamiento del empleo ha sido más positivo en este estado que en Chihuahua (gráfico 2). El funcionamiento del mercado de trabajo puede aportar claves para entender tales diferencias.

(Gráfico 1)

(Gráfico 2)

3. Metodología

Sintéticamente, el modelo de vectores autorregresivos (VAR) trata todas las variables simétricamente, como una función de los valores presentes y pasados de las variables endógenas. De esta manera, se evitan los problemas relacionados con una incorrecta selección de variables exógenas. Su representación matemática es:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t \quad (1)$$

siendo y_t un vector k de las variables incluidas en el VAR; A_i matrices de coeficientes a estimar ($k \times k$); e_t el vector de términos de error.

El funcionamiento correcto del modelo requiere que las variables sean estacionarias, es decir, que no tengan raíces unitarias. Cuando las variables tienen raíces unitarias, la solución tradicional era diferenciarlas. En el caso más habitual, una variable no estacionaria suele serlo en primeras diferencias. La principal crítica a este procedimiento es que supone una pérdida de información sobre los niveles de las variables y su evolución. Una alternativa es aplicar el denominado modelo de corrección de error (VEC), que es un VAR restringido, aplicable cuando las variables son no estacionarias y están cointegradas². De acuerdo con Engle y Granger (1987), dos o más series no estacionarias están cointegradas cuando una combinación lineal de ambas es estacionaria. Por tanto, las series evolucionarán conjuntamente, existiendo mecanismos de corrección cuando una de ellas se separe de la tendencia común. El VEC tiene la ventaja de distinguir entre fluctuaciones a corto y largo plazo, sin perder la información contenida en los niveles de las variables. Suponiendo que en (1) y_t es un vector k de variables no estacionarias $I(1)$ (integradas de orden 1), podemos reescribir el VAR como:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

donde

² En este caso no es aplicable la estimación de vectores autorregresivos (VAR) en primeras diferencias, ya que presenta problemas de especificación.

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (3)$$

Por el teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987), si el rango de la matriz Π es $r < k$, existen dos matrices \mathbf{a} y \mathbf{b} ($k \times r$), cada una de ellas de rango k , tales que:

$$\Pi = \mathbf{a}\mathbf{b}' \quad \text{y} \quad \mathbf{b}'\mathbf{y}_t \text{ es } I(0)$$

r es el número de relaciones de cointegración, siendo las columnas de \mathbf{b} los vectores de cointegración. Los elementos de \mathbf{a} pueden interpretarse como coeficientes de ajuste (la velocidad a la que se corrige la desviación del equilibrio). Una de las ventajas de este modelo, como señalan Engle y Granger (1987) es que no es necesario imponer hipótesis sobre la exogeneidad de las variables.

En este trabajo procederemos, en primer lugar, a la detección de raíces unitarias en las series o, lo que es lo mismo, a establecer el orden de integración de las variables. Las pruebas utilizadas son la de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) y la de Phillips-Perron (PP), que introduce correcciones en el primero y se considera, en general, más robusto.

El segundo paso será establecer si existen relaciones de cointegración entre las variables. Para ello hay que especificar los retardos. El procedimiento seguido es estimar un VAR con las variables en niveles. Una vez especificado el retardo, se pasa a aplicar el *test* de cointegración de Johansen y Juselius (JJ) y a la estimación de las relaciones de cointegración y del término de corrección de error (ECT).

4. Tamaulipas

4.a. Raíces unitarias

Se han aplicado las pruebas de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) y de Phillips-Perron (PP) a las cuatro variables (costes laborales unitarios, empleo, horas trabajadas y remuneración

por trabajador). En los cuatro casos el *test* PP no permite rechazar la hipótesis de raíces unitarias en niveles, aunque sí en primeras diferencias, al 1 por ciento. En el caso de ADF, ocurre lo mismo, aunque la significación es del 5 por ciento para el empleo. Podemos concluir, por tanto, que las cuatro variables son $I(1)$ (cuadro 2).

(Cuadro 2)

4.b. Prueba de cointegración de Johansen

Dado que las cuatro variables tienen raíces unitarias y son del mismo orden de integración, pasamos a aplicar la prueba de cointegración de Johansen (Johansen, 1988; Johansen y Juselius, 1990) para ver si existen relaciones de cointegración. Dicha prueba proporciona dos criterios para ello: el de la traza y el del máximo valor propio. En ambos casos (cuadro 3) el resultado es que existe una relación de cointegración, con un nivel de significación del 1 por ciento. Para realizar este *test* es necesario especificar un retardo. Dicho retardo se ha obtenido estimado el VAR para las cuatro variables. El criterio denominado *final prediction error* (FPE), establece un retardo óptimo de 12 (11 en diferencias). La observación de la descomposición de la varianza y de las funciones de impulso-respuesta de las variables avala la elección de dicho retardo.

(Cuadro 3)

El cuadro 4 muestra los coeficientes del término de corrección de error (ECT). Son significativamente distintos de cero los de costes laborales, horas y remuneraciones. Esto significa que las desviaciones del equilibrio a largo plazo se corrigen mediante variaciones a corto plazo de dichas variables, mientras que el empleo no contribuye a dicho equilibrio. La falta de significación de los coeficientes del término de corrección de error se puede considerar un indicio de la exogeneidad (débil) de una variable. Este resultado es coherente con el que se obtiene imponiendo restricciones al vector de cointegración. El único caso en que los resultados nos llevan a aceptar la hipótesis nula de la irrelevancia de una variable es el empleo. En los demás casos se rechaza dicha hipótesis. Por tanto, cabe concluir la exogeneidad débil del empleo. La exogeneidad débil significa que los valores actuales de las demás variables no explican el valor del empleo.

(Cuadro 4)

4.c. Causalidad

Granger (1988) formuló un concepto de causalidad (denominado por ello «causalidad en el sentido de Granger») para definir una forma concreta de relación entre las variables. No se trata de causalidad en sentido estricto, tal como lo establece la lógica formal, sino que se refiere a la posibilidad de que los valores actuales de una variable estén relacionado con los valores que otras variables tuvieron en el pasado. Formalmente, para el caso de dos variables, se expresa de la siguiente forma:

$$y_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 y_{t-1} + \dots + \mathbf{a}_l y_{t-l} + \mathbf{b}_1 x_{t-1} + \dots + \mathbf{b}_l x_{t-l} + \mathbf{e}_t$$
$$x_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 x_{t-1} + \dots + \mathbf{a}_l x_{t-l} + \mathbf{b}_1 y_{t-1} + \dots + \mathbf{b}_l y_{t-l} + \mathbf{u}_t$$

La hipótesis nula a contrastar es:

$$\mathbf{b}_1 = \mathbf{b}_2 = \dots = \mathbf{b}_l = 0$$

Es decir, que x no es causa en sentido de Granger de y en la primera regresión, y que y no es causa en sentido de Granger de x en la segunda. El cuadro 5 recoge los resultados de la prueba.

(Cuadro 5)

El cuadro muestra que los valores pasados de costes laborales unitarios, horas y remuneraciones por empleado influyen en los valores actuales del empleo. En el caso de los costes laborales y las remuneraciones la relación con el empleo es unidireccional, mientras que en el de las horas es bidireccional. Por último, las horas trabajadas también actúan sobre las remuneraciones.

La descomposición de la varianza ayuda a entender mejor las relaciones entre las variables y la fuerza de las relaciones de causalidad en el sentido de Granger. En el cuadro 6 se puede observar cómo la incidencia de las demás variables sobre el empleo es muy reducida. Podemos decir que es la variable «más exógena»: en 12 períodos la variación se debe todavía en un 91,29 por ciento a *shocks* de la propia variable. Para los costes unitarios es el 82,98 por ciento y se reduce para las horas (65,74%) y las remuneraciones (68,16%).

(Cuadro 6)

La variable más sensible a cambios en las otras variables son las horas. Puede deducirse de los resultados obtenidos que los ajustes se realizan fundamentalmente en cantidades, pero no a través del empleo sino de las horas y, en menor medida, a través de las remuneraciones.

El empleo parece responder con retraso a las condiciones económicas (gráficos 3a y 3b) y son los costes laborales unitarios los que más influyen en su evolución. Hasta 1995 se incrementa a un ritmo más rápido que el valor agregado, e incluso el retroceso del valor agregado que comienza a mediados de ese año no tiene ningún reflejo en el empleo. El resultado de la variación conjunta de empleo, remuneraciones y valor agregado es un incremento de los costes laborales unitarios hasta mediados de 1996. A partir de entonces, la moderación del ritmo de crecimiento del empleo y las remuneraciones dará lugar al incremento de la productividad y, por tanto, a la reducción paulatina del coste laboral unitario. Se observa claramente cómo el ajuste entre empleo y valor agregado mejora a lo largo del período.

(Gráfico 3a)

(Gráfico 3b)

Una explicación convincente de este comportamiento, que se distingue claramente del de otros estados, puede estar en el funcionamiento del mercado de trabajo. Como señalan Otero y Pagán (2002), los sindicatos alcanzan en Tamaulipas un poder sin igual en cualquier otro estado, aunque estos autores detectan diferencias en los principales centros maquiladores de Tamaulipas. Así, la actuación sindical en Matamoros ha sido monolítica, debido a la existencia de un líder indiscutido que ha evitado luchas internas por el poder en el sindicato hegemónico, la Confederación de Trabajadores de México (CTM). Por el contrario, en Reynosa, aunque es indiscutible la hegemonía de la CTM, la discrepancia interna ha sido mayor. En cualquier caso, prácticamente la totalidad de los trabajadores están sindicalizados (Carrillo, 2000; Otero y Pagán, 2002). Igualmente, De la O y Quintero (1995) detectan en Matamoros una escasa movilidad de trabajadores (cuatro veces inferior a la de Tijuana, Baja California), en coherencia con un «mercado altamente institucionalizado por el sindicato y la negociación colectiva» (p. 75).

5. Baja California

5.a. Raíces unitarias

El cuadro 7 muestra los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) y de Phillips-Perron (PP) para las cuatro variables. En ninguno de los casos las pruebas permiten rechazar la hipótesis de raíces unitarias en niveles, aunque sí en primeras diferencias, al 1 por ciento. Puesto que las cuatro variables son $I(1)$ podemos aplicar el *test* de cointegración de Johansen.

(Cuadro 7)

5.b. Prueba de cointegración de Johansen

Los dos criterios que proporciona esta prueba (traza y valor propio máximo) dan como resultado una relación de cointegración, con una significación del 1 por ciento (cuadro 8) y un retardo de tres períodos (dos en diferencias).

(Cuadro 8)

El cuadro 9 muestra los coeficientes del término de corrección de error (ECT). Son significativamente distintos de cero los de empleo y costes laborales (cuadro 8). Por tanto, las desviaciones del equilibrio a largo plazo se corrigen mediante variaciones a corto plazo de dichas variables. La falta de significación de los coeficientes del término de corrección de error de horas y remuneraciones significa que los valores actuales del empleo y los costes laborales unitarios no tienen influencia en aquéllas.

(Cuadro 9)

5.c. Causalidad

El cuadro 10 recoge los resultados del *test*.

(Cuadro 10)

Remuneraciones, empleo y horas tienen relaciones de causalidad en el sentido de Granger de doble sentido. Por su parte, los costes laborales se ven influidos por las remuneraciones y el empleo.

La descomposición de la varianza ayuda a entender mejor las relaciones entre las variables y la fuerza de las relaciones de causalidad en el sentido de Granger. En el cuadro 11 se puede observar cómo la variable «más exógena» son los costes laborales, que a los 18 meses todavía explica por sí misma el 82 por ciento de su variación. Por el contrario, la que acusa una mayor influencia de las demás variables son las remuneraciones, prácticamente desde el primer momento.

(Cuadro 11)

Por tanto, en el mercado de trabajo de la industria maquiladora en Baja California hay una gran sensibilidad de las remuneraciones a las condiciones del mercado, si bien el empleo tampoco es ajeno a las mismas y responde fundamentalmente a la variación de los costes laborales.

Si las variaciones en la productividad se traducen en remuneraciones, cabe esperar una variación del empleo menor que la del valor agregado, como así parece ocurrir (gráficos 4a y 4b). Son excepcionales los intervalos en que el empleo se muestra más dinámico que el valor agregado. El nivel de sindicalización es menor que en Tamaulipas: el 30 por ciento en Tijuana, con un sindicato predominante, el CROM (Confederación Regional Obrera Mexicana), más conciliatorio (Otero y Pagán, 2002). El resultado es un mercado de trabajo abierto, con una gran movilidad hacia otros sectores, en gran medida debido a los bajos salarios y las escasas posibilidades de ascenso en las maquiladoras (De la O y Quintero, 1995).

(Gráfico 4a)

(Gráfico 4b)

6. Chihuahua

6.a. Raíces unitarias

El cuadro 12 muestra los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller Ampliado (ADF) y de Phillips-Perron (PP) para las cuatro variables. En ninguno de los casos se puede rechazar la hipótesis de raíces unitarias en niveles, aunque sí en primeras diferencias, al 1 por ciento, salvo el ADF para el empleo, que se rechaza al 5%. Puesto que las cuatro variables son $I(1)$ podemos aplicar la prueba de cointegración de Johansen.

(Cuadro 12)

6.b. Prueba de cointegración de Johansen

Los dos criterios que proporciona esta prueba (traza y valor propio máximo) dan como resultado una relación de cointegración, con una significación del 5 por ciento (cuadro 13) y un retardo de doce períodos (once en diferencias).

(Cuadro 13)

En cuanto a los coeficientes del término de corrección de error (ECT) (cuadro 14). Sólo es significativamente distinto de cero el de las remuneraciones, que son, por tanto, las responsables de los ajustes ante desviaciones del equilibrio a largo plazo.

(Cuadro 14)

6.c. Causalidad

El cuadro 15 recoge los resultados del *test*. Las remuneraciones se ven influidas por el empleo y las horas. La relación con el empleo es de doble sentido.

(Cuadro 15)

La descomposición de la varianza (cuadro 16) muestra que la variable «más exógena» es el empleo, que a los 18 meses todavía explica por sí misma el 99 por ciento de su variación. Por el contrario, la que acusa una mayor influencia de las demás variables son las remuneraciones, prácticamente desde el primer momento.

(Cuadro 16)

Este resultado indica una gran estabilidad del número de empleos (confirmada por el análisis de la función impulso-respuesta), así como de los costes laborales. Los ajustes tienen lugar fundamentalmente a través de las remuneraciones y, en menor medida de las horas trabajadas.

De hecho, es el estado donde mayor variación muestran las horas trabajadas y el que ha tenido un peor comportamiento del empleo, cuando es el estado donde la productividad ha tenido un mejor comportamiento, al igual que las remuneraciones (gráficos 5a y 5b).

(Gráfico 5a)

(Gráfico 5b)

7. Conclusiones

El análisis empírico muestra comportamientos diferenciados del mercado de trabajo en la industria maquiladora. Dada la similitud de condiciones económicas de los tres estados estudiados, cabe atribuir tales diferencias a factores institucionales, especialmente a la importancia relativa de los sindicatos, al grado de competencia entre ellos e, incluso, a las características personales del liderazgo sindical, aspectos que ya han sido señalados en la literatura.

Así, en Tamaulipas el empleo es relativamente independiente de las condiciones del mercado de trabajo, lo que es coherente con la existencia de un poder sindical fuerte y, además, ostentado de forma monopolística. No obstante, parece que las negociaciones se han centrado en el empleo mucho más que en las remuneraciones. Así, a mediados de 1995 se produce una caída en el valor agregado y, sin embargo, el empleo sigue creciendo. La caída en las remuneraciones por empleado no es suficiente para compensar la del valor agregado, por lo que los costes laborales unitarios se incrementan. A partir de ese momento, hay una corrección de la tendencia que permite una mejora sustancial de la productividad aparente y la consiguiente reducción de los costes laborales, en gran parte debido al crecimiento más rápido del valor agregado que del empleo y las remuneraciones. Como decimos, el empleo permanece relativamente ajeno a esta

dinámica, aunque la consecuencia es un ritmo de crecimiento inferior al de estados como Baja California y una caída más acusada que la del valor agregado a partir de febrero de 2001.

En Baja California, por el contrario, se observa una mayor flexibilidad de las remuneraciones para adaptarse al ciclo económico y a las variaciones de la productividad, lo que se traduce en una oscilación menor de los costes laborales y un ritmo más rápido de crecimiento del empleo, cuya caída a partir de principios de 2001 es inferior a la del valor agregado. No obstante, la productividad sigue mostrando un buen comportamiento, que explica la tendencia al alza de las remuneraciones.

Por último, en Chihuahua la variable fundamental de ajuste son las remuneraciones, que siguen miméticamente la evolución de la productividad, mientras el empleo crece con mayor lentitud y mayores oscilaciones. En cierto sentido, este estado presenta el mercado de trabajo más rígido: los ajustes se basan en las remuneraciones, mientras las demás variables se ven menos afectadas por *shocks* en alguna de ellas que en los casos de Tamaulipas o Baja California, como muestra la descomposición de la varianza.

Las diferencias observadas por estados parecen confirmar la existencia de un arbitraje entre precios y cantidades en el mercado de trabajo. La moderación en el crecimiento de las remuneraciones lleva consigo un mayor crecimiento del empleo. Al mismo tiempo, la actuación sindical permite considerar en las negociaciones salariales la situación global del mercado de trabajo, lo que suavizaría las oscilaciones del empleo, tanto en las fases de crecimiento como en las recesiones. Así, en la última fase de reducción del valor agregado y el empleo, la caída de éste es más suave en Tamaulipas, seguida de Baja California y Chihuahua. La evolución de Tamaulipas parece indicar la existencia de procesos de aprendizaje a partir de la situación del mercado de trabajo que darían lugar a cambios en las estrategias sindicales. Cambios que se manifiestan drásticamente en las remuneraciones mientras suavizan la tendencia del empleo.

En conjunto, la mejor evolución corresponde al estado de Baja California, que en 1990 era, en términos de valor agregado, el que contaba con una industria maquiladora más reducida. En ello ha influido su mayor capacidad de atracción de inversiones. No se puede asegurar con los datos disponibles la parte de ese crecimiento que puede atribuirse al funcionamiento del mercado de trabajo, pero probablemente la mayor flexibilidad de éste explica el mejor comportamiento global en el período, aunque también unas oscilaciones más intensas. Chihuahua, a pesar de tener el mercado de trabajo con menos «restricciones» sindicales (no hay prácticamente presencia sindical), tiene el peor comportamiento del empleo. Tamaulipas, por su parte, combina un crecimiento del empleo sólo ligeramente superior al de Chihuahua con una mayor estabilidad.

El análisis realizado es parcial y sería aventurado extraer conclusiones tajantes sobre la posición competitiva de cada estado. Pero parece demostrado que la eliminación de restricciones en el mercado de trabajo o la ausencia de influencia sindical no asegura *per se* un mayor crecimiento económico y del empleo. En este sentido, es relevante para la competitividad de una industria (especialmente cuando está tan orientada a la exportación) su capacidad para realizar ajustes en el empleo al mínimo coste, lo que Haskel *et al.* (1997) denominan «margen extensivo de flexibilidad». Estos autores se confiesan escépticos sobre los efectos de la presencia sindical en la flexibilidad. Por una parte, cabe pensar que dificultan el ajuste en empleo, pero lo favorecen en horas, como muestra el análisis realizado. Por otra parte, pueden facilitar la reasignación del trabajo o negociar contrapartidas en remuneraciones, considerando la situación económica general.

Por último, hay dos aspectos que merecerían un estudio más detallado por sus implicaciones en el desarrollo económico a largo plazo. En primer lugar, la movilidad y la rotación de la mano de obra en las empresas, que presentan notables diferencias entre estados. Tales diferencias pueden afectar a los procesos de aprendizaje en el interior de la empresa y, por tanto, a la evolución de la productividad. En segundo lugar, la evolución en el nivel de formación de la mano de obra, que está relacionada con el cambio sectorial y el nivel tecnológico de los procesos productivos y puede constituir una restricción en las decisiones de localización de nuevas inversiones.

Referencias

Carrillo, J. (2000): «La importancia del impacto del TLC en la industria maquiladora en América Latina». En E. de la Garza (Comp.): *Reestructuración productiva, mercado de trabajo y sindicatos en América Latina*. Buenos Aires: CLACSO, pp. 157-179.

De la O, M.E. y Quintero, C. (1995): «Trayectorias laborales y estabilidad en las maquiladoras de Matamoros y Tijuana». *Frontera Norte*, vol. 7, n° 13, pp. 67-91.

Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing». *Econometrica*, **55**(2), pp. 251-276.

Granger, C.W.J. (1988): «Some Recent Developments in a Concept of Causality». *Journal of Econometrics*, **39**, pp. 199-211.

Hanson, G.H. (1998): «North American Economic Integration and Industry Location». *Oxford Review of Economic Policy*, **14**(2), pp. 30-44.

Haskel, J., Kersley, B. y Martin, Ch. (1997): «Labour Market Flexibility and Employment Adjustment: Micro Evidence from UK Establishments». *Oxford Economic Papers*, **49**, pp. 362-379.

Johansen, S. (1988): «Statistical Análisis of Cointegration Vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, pp. 231-254.

Johansen, S. y Juselius, K. (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**(2), pp. 169-210.

Otero, R. y Pagán, J.A. (2002): «Unions and Job Queuing in Mexico's Maquiladoras». *Eastern Economic Journal*, **28**(3), pp. 393-408.

Sargent, J. (2003): «Charter Evolution in Maquiladoras: A Case Study of Reynosa, Tamaulipas». Working Paper 2003-16. Center for Border Economic Studies. The University of Texas-Pan American. Edinburg, Tx.

| <i>CUADRO 1. Valor agregado y empleo de la industria maquiladora</i> | | | | | | | | |
|--|-----------------|-----------------|-----------|------------|-----------|-----------------|-----------|------------|
| | VALOR AGREGADO* | | | | EMPLEO** | | | |
| | Total | Baja California | Chihuahua | Tamaulipas | Total | Baja California | Chihuahua | Tamaulipas |
| 1990 | 11.168.828 | 2.262.613 | 3.966.015 | 2.507.204 | 446.436 | 87.657 | 163.953 | 80.947 |
| 1991 | 11.552.087 | 2.236.588 | 4.169.770 | 2.487.110 | 467.352 | 89.010 | 166.295 | 84.803 |
| 1992 | 11.929.827 | 2.268.772 | 4.143.906 | 2.522.898 | 505.698 | 96.835 | 172.768 | 89.921 |
| 1993 | 12.695.124 | 2.570.362 | 4.020.488 | 2.666.802 | 542.074 | 107.674 | 173.636 | 94.399 |
| 1994 | 14.074.092 | 3.030.710 | 4.284.903 | 2.923.840 | 583.044 | 119.243 | 174.420 | 107.534 |
| 1995 | 15.602.231 | 3.497.948 | 4.656.759 | 2.825.472 | 648.263 | 133.683 | 184.914 | 116.945 |
| 1996 | 16.735.560 | 3.762.505 | 4.990.174 | 2.806.474 | 753.708 | 159.718 | 211.692 | 122.534 |
| 1997 | 20.478.887 | 4.761.179 | 5.842.546 | 3.164.013 | 903.528 | 198.569 | 240.376 | 136.061 |
| 1998 | 24.137.051 | 5.548.482 | 6.605.569 | 3.561.874 | 1.014.006 | 215.735 | 262.128 | 146.628 |
| 1999 | 27.944.819 | 6.455.082 | 7.267.415 | 4.186.689 | 1.143.240 | 241.449 | 282.047 | 163.479 |
| 2000 | 31.185.772 | 7.317.334 | 8.399.603 | 4.677.279 | 1.291.232 | 278.215 | 319.014 | 181.106 |
| 2001 | 32.512.965 | 7.162.872 | 8.462.974 | 4.958.392 | 1.201.575 | 261.505 | 289.223 | 172.467 |
| 2002 | 14.875.327 | 3.008.797 | 3.979.496 | 2.384.915 | 1.072.533 | 219.336 | 265.533 | 164.637 |

*Precios constantes de 1994. Los datos de 2002 son de enero a junio.
**Media anual de datos mensuales. Los datos de 2002 son de enero a junio.
Fuente: INEGI.

| <i>CUADRO 2. Test de raíces unitarias, Tamaulipas</i> | | | | |
|---|-----------------|----------------------|------------------------|----------------------|
| | PHILLIPS-PERRON | | DICKEY-FULLER AMPLIADO | |
| | Niveles | Primeras diferencias | Niveles | Primeras diferencias |
| LEMTAM | 3,3345 | -10,8669 (**) | 2,6639 | -1,9596 (*) |
| LCOTAM | -1,6277 | -22,4250 (**) | -1,9157 | -4,1112 (**) |
| LHOTAM | 0,1502 | -20,7953 (**) | 0,6729 | -7,6737 (**) |
| LRETAM | -0,1265 | -36,9413 (**) | 0,8475 | -4,6465 (**) |

(**) Significativo al 1%
(*) Significativo al 5%

| <i>CUADRO 3. Test de cointegración de Johansen, Tamaulipas</i> | | | | |
|--|-------------|------------------|---------------------|------------------|
| Nº ecuaciones | TRAZA | | VALOR PROPIO MÁXIMO | |
| | Valor | Valor crítico 1% | Valor | Valor crítico 1% |
| Ninguna | 64,0571 (*) | 45,58 | 44,3454 (*) | 28,82 |
| Hasta 1 | 19,7117 | 29,75 | 10,3392 | 22,99 |
| Hasta 2 | 9,3725 | 16,31 | 9,3666 | 15,69 |
| Hasta 3 | 0,0059 | 6,51 | 0,0059 | 6,51 |

(*) Rechazar la hipótesis al 1%

| <i>CUADRO 4. Término de corrección de error, Tamaulipas</i> | | |
|---|--------------|---------------|
| | Coefficiente | Estadístico t |
| ΔLEMTAM | -0,0008 | -0,940 |
| ΔLCOTAM | -0,0079 | -2,850 (*) |
| ΔLHOTAM | 0,0055 | 2,754 (*) |
| ΔLRETAM | -0,0093 | -3,210 (*) |

(*) Significativo al 1%

| <i>CUADRO 5 Test de causalidad de Granger, Tamaulipas</i> | | | | |
|---|----------------|----------------|----------------|----------------|
| <i>Variable dependiente</i> | <i>DLEMTAM</i> | <i>DLCOTAM</i> | <i>DLHOTAM</i> | <i>DLRETAM</i> |
| Δ LEMTAM | - | 32,853 (**) | 24,768 (**) | 42,969 (**) |
| Δ LCOTAM | 15,668 | - | 10,208 | 10,465 |
| Δ LHOTAM | 17,978 (*) | 6,014 | - | 14,569 |
| Δ LRETAM | 11,865 | 10,825 | 32,278 (**) | - |

χ^2 con 11 grados de libertad.
 (*) Significativo al 10%.
 (**) Significativo al 1%.

| <i>CUADRO 6. Descomposición de la varianza para períodos seleccionados, Tamaulipas</i> | | | | |
|--|---------|--------|--------|--------|
| Descomposición de la varianza de LEMTAM | | | | |
| Período | LEMTAM | LCOTAM | LHOTAM | LRETAM |
| 1 | 100,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 6 | 97,452 | 0,479 | 1,170 | 0,890 |
| 12 | 91,295 | 4,612 | 3,652 | 0,442 |
| 18 | 90,935 | 5,942 | 2,762 | 0,361 |

| Descomposición de la varianza de LCOTAM | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|
| Período | LEMTAM | LCOTAM | LHOTAM | LRETAM |
| 1 | 0,811 | 99,189 | 0,000 | 0,000 |
| 6 | 5,123 | 91,055 | 3,032 | 0,791 |
| 12 | 7,593 | 82,982 | 5,373 | 4,052 |
| 18 | 7,606 | 81,993 | 5,465 | 4,937 |

| Descomposición de la varianza de LHOTAM | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|
| Período | LEMTAM | LCOTAM | LHOTAM | LRETAM |
| 1 | 1,219 | 4,086 | 94,695 | 0,000 |
| 6 | 11,248 | 11,320 | 73,995 | 3,438 |
| 12 | 12,876 | 12,304 | 65,737 | 9,083 |
| 18 | 16,717 | 12,376 | 62,343 | 8,563 |

| Descomposición de la varianza de LRETAM | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|
| Período | LEMTAM | LCOTAM | LHOTAM | LRETAM |
| 1 | 1,330 | 5,069 | 5,855 | 87,746 |
| 6 | 6,516 | 8,254 | 10,523 | 74,707 |
| 12 | 5,548 | 9,006 | 17,286 | 68,160 |
| 18 | 6,157 | 8,630 | 15,754 | 69,459 |

Todos los valores, salvo los nulos, son significativos (superan el doble del error estándar).
 Aunque la descomposición de la varianza es sensible al orden de las variables, no hay cambios relevantes con otras ordenaciones.

| <i>CUADRO 7. Test de raíces unitarias, Baja California</i> | | | | |
|--|-----------------|-----------------------------|------------------------|----------------|
| | PHILLIPS-PERRON | | DICKEY-FULLER AMPLIADO | |
| | <i>Niveles</i> | <i>Primeras diferencias</i> | | <i>Niveles</i> |
| LEMBCA | 2,9232 | -8,8856 (*) | 2,4832 | -4,3003 (*) |
| LCOBKA | -0,9370 | -24,1342 (*) | -0,9159 | -8,2060 (*) |
| LHOBKA | -0,1053 | -26,8763 (*) | -0,2736 | -9,7965 (*) |
| LREBKA | 0,1652 | -36,4670 (*) | 0,6493 | -11,3448 (*) |

(*) Significativo al 1%

| <i>CUADRO 8. Test de cointegración de Johansen, Baja California</i> | | | | |
|---|--------------|-------------------------|----------------------------|--------------|
| <i>Nº ecuaciones</i> | TRAZA | | VALOR PROPIO MÁXIMO | |
| | <i>Valor</i> | <i>Valor crítico 1%</i> | | <i>Valor</i> |
| Ninguna | 51,9123 (*) | 45,58 | 29,4872 (*) | 28,82 |
| Hasta 1 | 22,4251 | 29,75 | 17,5157 | 22,99 |
| Hasta 2 | 4,9094 | 16,31 | 4,8623 | 15,69 |
| Hasta 3 | 0,0471 | 6,51 | 0,0471 | 6,51 |

(*) Rechazar la hipótesis al 1%

| <i>CUADRO 9. Término de corrección de error, Baja California</i> | | |
|--|---------------------|----------------------|
| | <i>Coefficiente</i> | <i>Estadístico t</i> |
| Δ LEMBCA | 0,0029 | 2,329 (*) |
| Δ LCOBCA | -0,0047 | -1,735 (**) |
| Δ LHOBCA | -0,0016 | -0,919 |
| Δ LRBCA | 0,0038 | 1,238 |

(*) Significativo al 5%

(**) Significativo al 10%

| <i>CUADRO 10. Test de causalidad de Granger, Baja California</i> | | | | |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>Variable dependiente</i> | <i>DLEMBCA</i> | <i>DLCOBCA</i> | <i>DLHOBCA</i> | <i>DLREBCA</i> |
| Δ LEMBCA | - | 3,483 | 7,955 (**) | 6,753 (**) |
| Δ LCOBCA | 10,361 (***) | - | 1,126 | 6,002 (**) |
| Δ LHOBCA | 6,411 (**) | 0,503 | - | 37,399 (***) |
| Δ LRBCA | 18,175 (***) | 2,555 | 7,243 (**) | - |

χ^2 con 2 grados de libertad.

(*) Significativo al 10%.

(**) Significativo al 5%.

(***) Significativo al 1%.

| <i>CUADRO 11. Descomposición de la varianza para períodos seleccionados, Baja California</i> | | | | |
|---|---------|--------|--------|--------|
| Descomposición de la varianza de LEMBCA | | | | |
| Período | LEMBCA | LCOBCA | LHOBCA | LREBCA |
| 1 | 100,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 6 | 92,701 | 4,235 | 2,798 | 0,266 |
| 12 | 78,914 | 15,205 | 4,475 | 1,406 |
| 18 | 69,275 | 22,949 | 5,342 | 2,434 |
| Descomposición de la varianza de LCOBCA | | | | |
| Período | LEMBCA | LCOBCA | LHOBCA | LREBCA |
| 1 | 6,493 | 93,507 | 0,000 | 0,000 |
| 6 | 10,260 | 88,695 | 0,184 | 0,861 |
| 12 | 11,585 | 85,639 | 0,477 | 2,300 |
| 18 | 13,132 | 81,823 | 0,961 | 4,084 |
| Descomposición de la varianza de LHOBCA | | | | |
| Período | LEMBCA | LCOBCA | LHOBCA | LREBCA |
| 1 | 0,117 | 0,024 | 99,859 | 0,000 |
| 6 | 19,735 | 1,221 | 74,317 | 4,728 |
| 12 | 19,007 | 1,686 | 75,838 | 3,468 |
| 18 | 18,828 | 2,165 | 76,286 | 2,722 |
| Descomposición de la varianza de LREBCA | | | | |
| Período | LEMBCA | LCOBCA | LHOBCA | LREBCA |
| 1 | 38,031 | 6,742 | 8,547 | 46,680 |
| 6 | 35,752 | 8,890 | 13,596 | 41,762 |
| 12 | 32,256 | 15,061 | 13,103 | 39,580 |
| 18 | 29,416 | 21,767 | 12,373 | 36,443 |
| <p>Todos los valores, salvo los nulos, son significativos (superan el doble del error estándar). Aunque la descomposición de la varianza es sensible al orden de las variables, no hay cambios relevantes con otras ordenaciones.</p> | | | | |

| <i>CUADRO 12. Test de raíces unitarias, Chihuahua</i> | | | | |
|---|-----------------|-----------------------------|------------------------|----------------|
| | PHILLIPS-PERRON | | DICKEY-FULLER AMPLIADO | |
| | <i>Niveles</i> | <i>Primeras diferencias</i> | | <i>Niveles</i> |
| LEMCHI | 1,9701 | -10,3577 (*) | 1,3018 | -2,1392 (**) |
| LCOCHI | -1,0535 | -20,7512 (*) | -0,6832 | -4,8607 (*) |
| LHOCHI | 0,2659 | -21,1875 (*) | -0,3622 | -4,5510 (*) |
| LRECHI | 0,5110 | -33,3078 (*) | 1,9778 | -2,6275 (*) |
| <p>(*) Significativo al 1% (**) Significativo al 5%</p> | | | | |

| <i>CUADRO 13. Test de cointegración de Johansen, Chihuahua</i> | | | | |
|--|--------------|-------------------------|---------------------|--------------|
| <i>Nº ecuaciones</i> | TRAZA | | VALOR PROPIO MÁXIMO | |
| | <i>Valor</i> | <i>Valor crítico 1%</i> | | <i>Valor</i> |
| Ninguna | 43,5895 (*) | 39,89 | 27,5437 (*) | 23,80 |
| Hasta 1 | 16,0458 | 24,31 | 10,2048 | 17,89 |
| Hasta 2 | 5,8410 | 12,53 | 5,5581 | 11,44 |
| Hasta 3 | 0,2829 | 3,84 | 0,2829 | 3,84 |
| <p>(*) Rechazar la hipótesis al 5%</p> | | | | |

| <i>CUADRO 14. Término de corrección de error, Chihuahua</i> | | |
|---|---------------------|----------------------|
| | <i>Coefficiente</i> | <i>Estadístico t</i> |
| Δ LEMCHI | 0,0022 | 0,290 |
| Δ LCOCHI | -0,0093 | -0,593 |
| Δ LHOCHI | -0,0092 | 0,521 |
| Δ LRECHI | 0,0764 | 4,274 (*) |
| (*) Significativo al 1% | | |

| <i>CUADRO 15. Test de causalidad de Granger, Chihuahua</i> | | | | |
|--|----------------|----------------|----------------|----------------|
| <i>Variable dependiente</i> | <i>DLEMCHI</i> | <i>DLCOCHI</i> | <i>DLHOCHI</i> | <i>DLRECHI</i> |
| Δ LEMCHI | - | 16,258 | 16,413 | 17,323 (*) |
| Δ LCOCHI | 5,365 | - | 16,584 | 15,758 |
| Δ LHOCHI | 12,177 | 10,923 | - | 10,979 |
| Δ LRECHI | 25,632 (**) | 15,198 | 18,432 (*) | - |
| χ^2 con 11 grados de libertad. | | | | |
| (*) Significativo al 10%. | | | | |
| (**) Significativo al 1%. | | | | |

| <i>CUADRO 16. Descomposición de la varianza para períodos seleccionados, Chihuahua</i> | | | | |
|--|---------|--------|--------|--------|
| Descomposición de la varianza de LEMCHI | | | | |
| Período | LEMCHI | LCOCHI | LHOCHI | LRECHI |
| 1 | 100,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 6 | 98,004 | 0,975 | 0,077 | 0,945 |
| 12 | 97,815 | 0,415 | 0,287 | 1,483 |
| 18 | 98,643 | 0,219 | 0,299 | 0,839 |
| Descomposición de la varianza de LCOCHI | | | | |
| Período | LEMCHI | LCOCHI | LHOCHI | LRECHI |
| 1 | 0,026* | 99,974 | 0,000 | 0,000 |
| 6 | 0,772 | 95,487 | 1,670 | 2,072 |
| 12 | 2,760 | 89,318 | 4,952 | 2,971 |
| 18 | 2,822 | 90,662 | 3,938 | 2,578 |
| Descomposición de la varianza de LHOCHI | | | | |
| Período | LEMCHI | LCOCHI | LHOCHI | LRECHI |
| 1 | 0,533 | 0,408 | 99,060 | 0,000 |
| 6 | 4,307 | 9,557 | 83,873 | 2,264 |
| 12 | 8,861 | 12,224 | 73,544 | 5,371 |
| 18 | 7,022 | 11,680 | 75,351 | 5,946 |
| Descomposición de la varianza de LRECHI | | | | |
| Período | LEMCHI | LCOCHI | LHOCHI | LRECHI |
| 1 | 0,692 | 0,990 | 9,849 | 88,469 |
| 6 | 5,251 | 8,728 | 8,835 | 77,186 |
| 12 | 10,384 | 16,909 | 10,530 | 62,177 |
| 18 | 9,800 | 24,913 | 9,175 | 56,112 |
| Todos los valores, salvo los nulos y el señalado con *, son significativos (superan el doble del error estándar). | | | | |
| Aunque la descomposición de la varianza es sensible al orden de las variables, no hay cambios relevantes con otras ordenaciones. | | | | |

GRÁFICO 1.
Valor agregado de la industria maquiladora
(miles de pesos constantes de 1994, escala logarítmica).
Fuente: INEGI

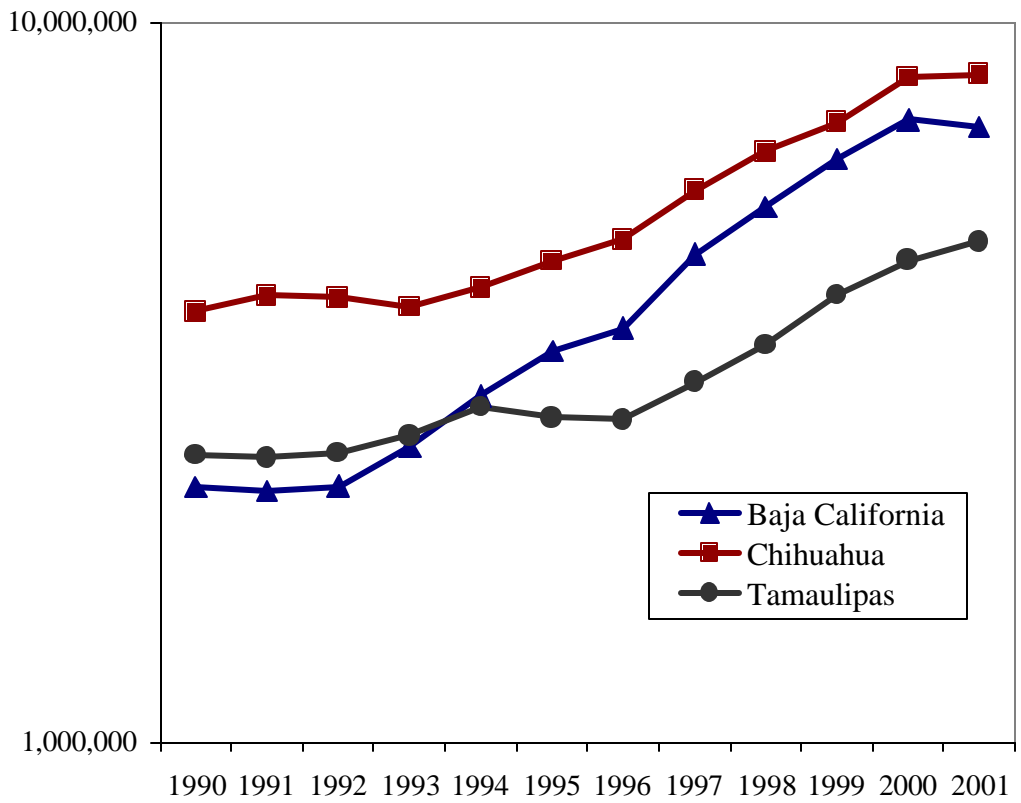


GRÁFICO 2.
Empleo en la industria maquiladora
(escala logarítmica)
Fuente: INEGI

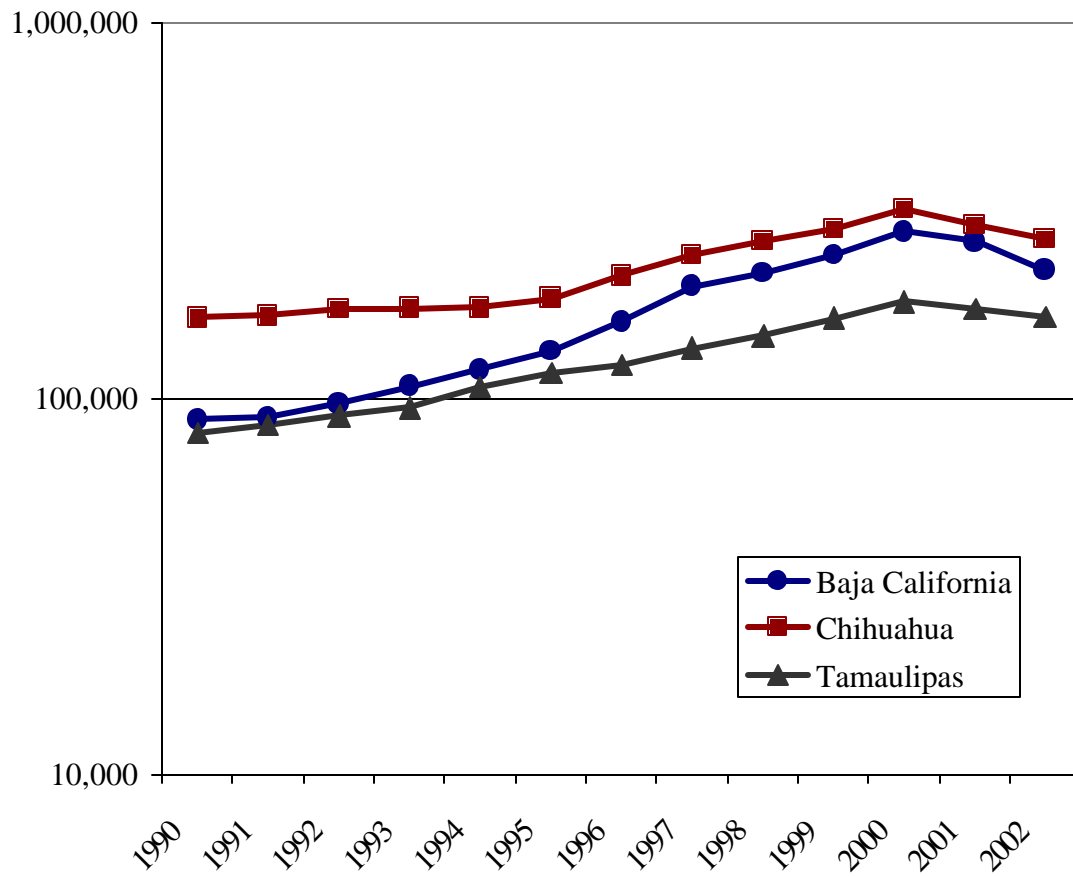


GRÁFICO 3a.
Industria maquiladora de exportación, Tamaulipas
(medias móviles de 12 meses; enero 1990=100)
Fuente: INEGI

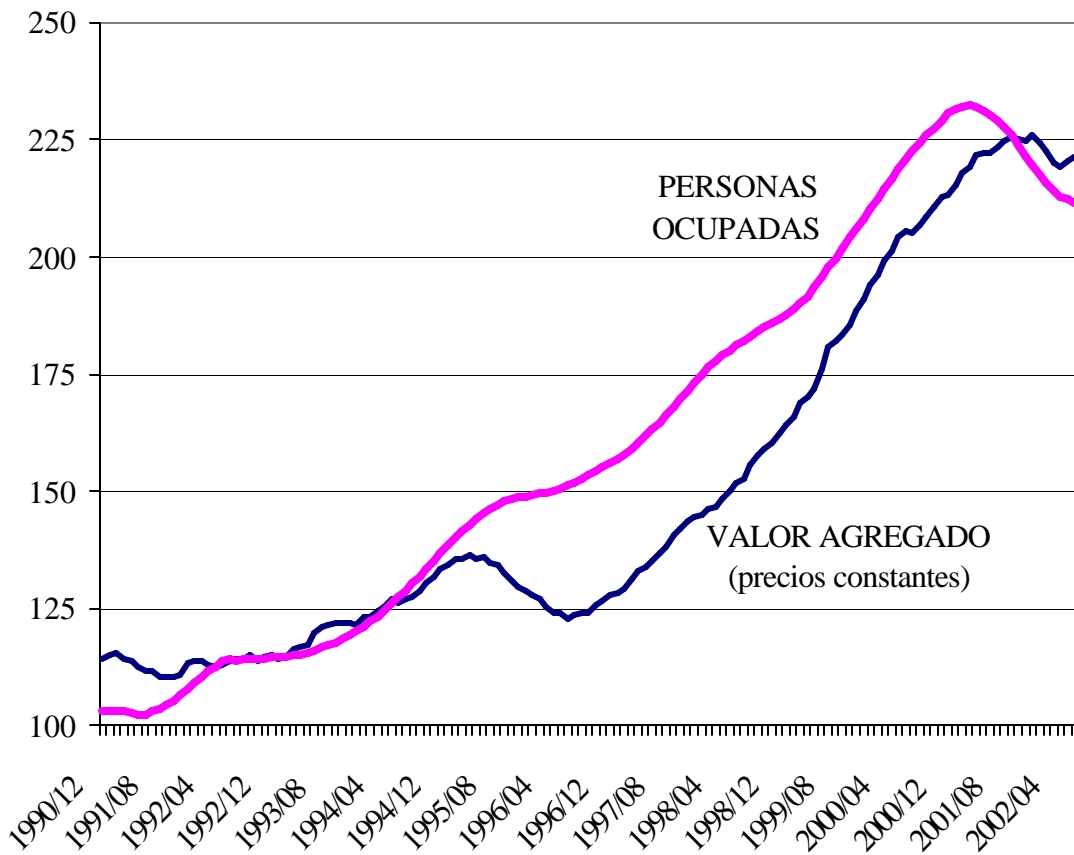


GRÁFICO 3b.
Industria maquiladora de exportación, Tamaulipas
(medias móviles de 12 meses; enero 1990=100)
Fuente: INEGI

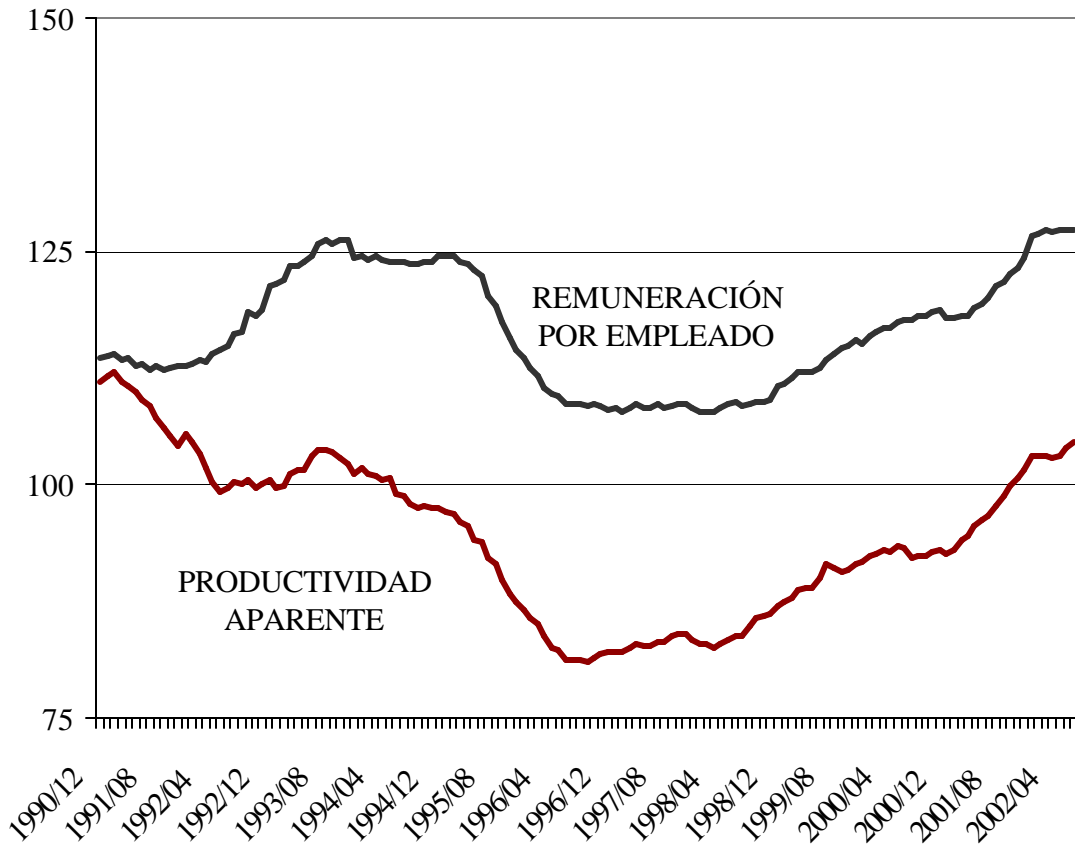


GRÁFICO 4a.
Industria maquiladora de exportación, Baja California
(medias móviles de 12 meses; enero 1990=100)
Fuente: INEGI

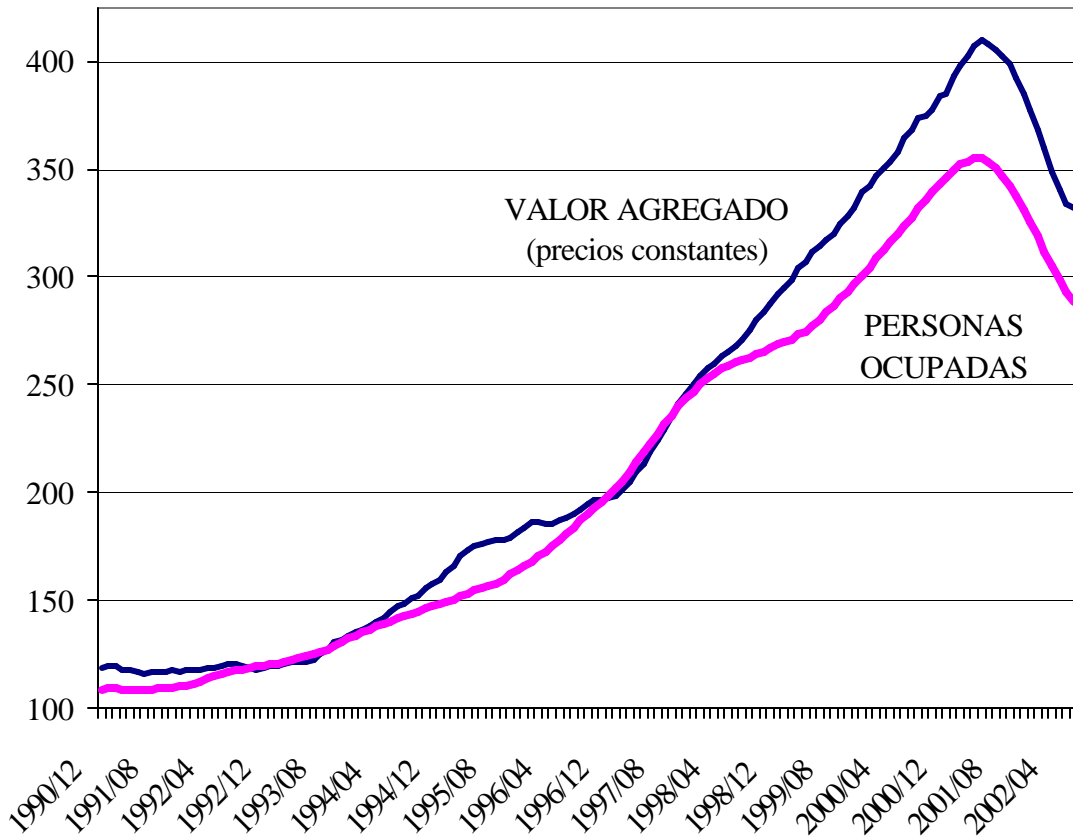


GRÁFICO 4b.
Industria maquiladora de exportación, Baja California
(medias móviles de 12 meses; enero 1990=100)
Fuente: INEGI

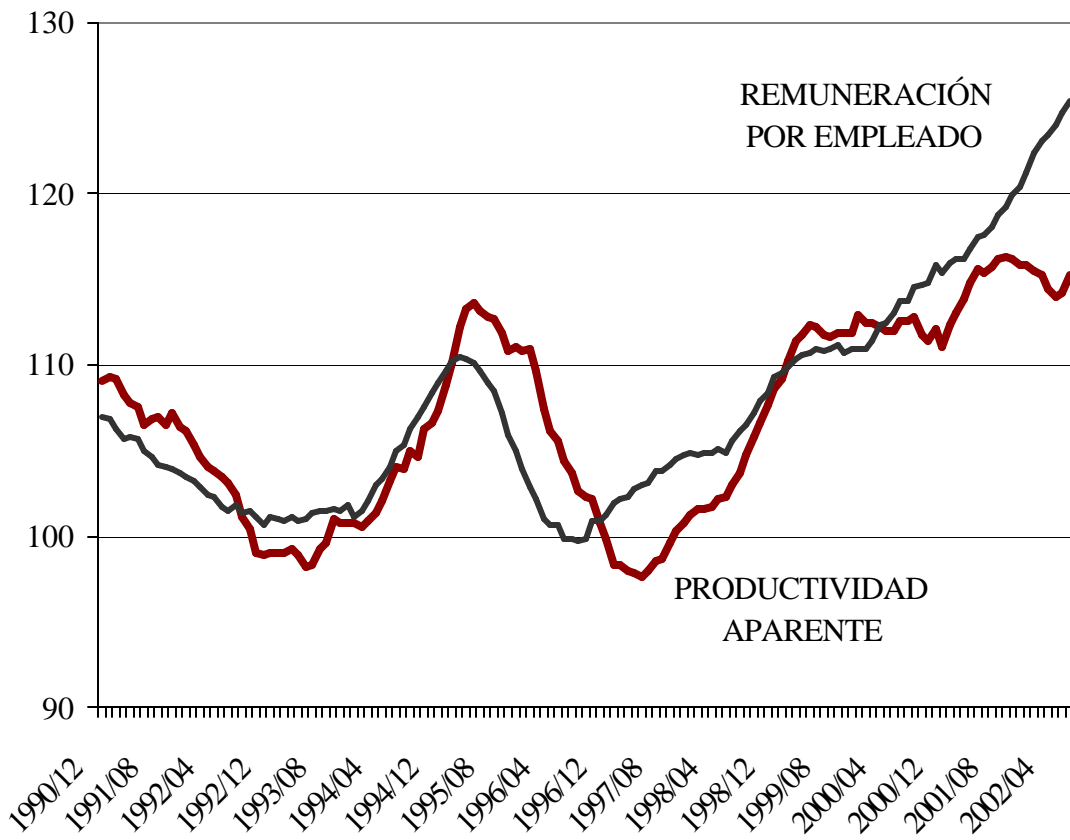


GRÁFICO 5a.
Industria maquiladora de exportación, Chihuahua
(medias móviles de 12 meses; enero 1990=100)
Fuente: INEGI

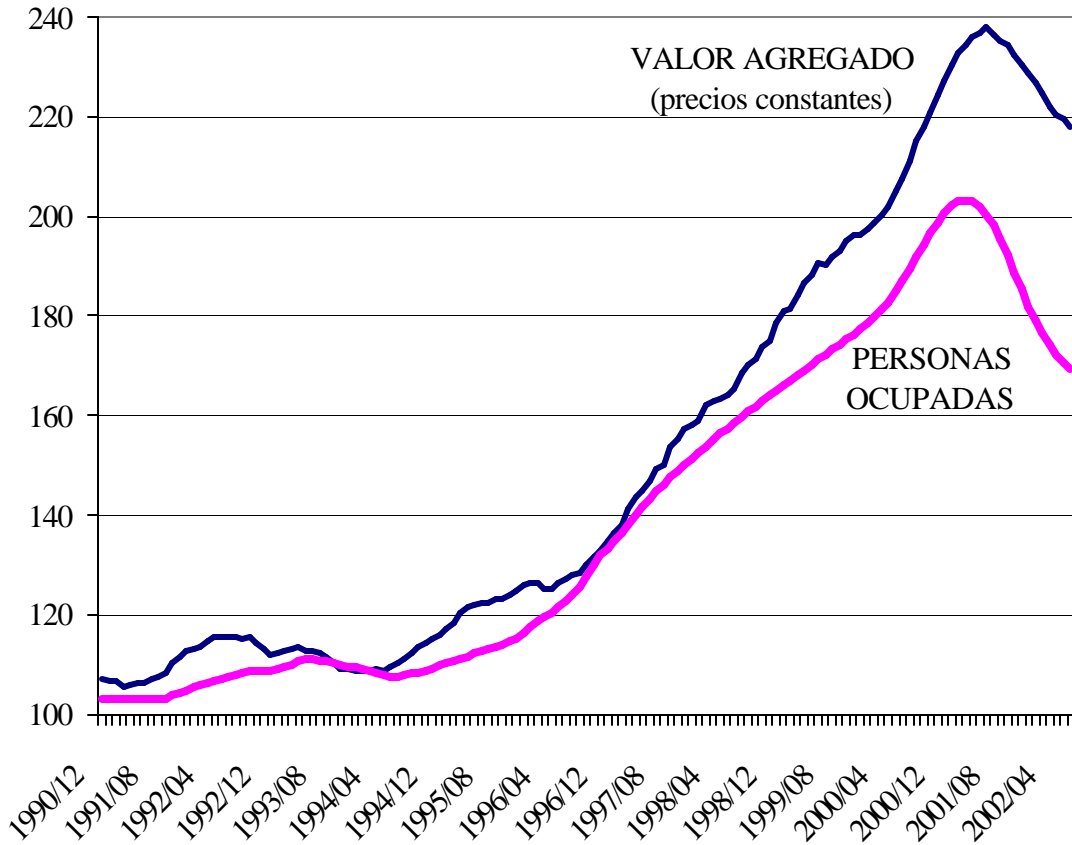


GRÁFICO 5b.
Industria maquiladora de exportación, Chihuahua
(medias móviles de 12 meses; enero 1990=100)
Fuente: INEGI

