



Munich Personal RePEc Archive

**Short-run dynamics of payrolls in the
maquiladora sector of Reynosa,
Tamaulipas (Mexico)**

Fullerton, Thomas M., Jr. and Vazquez Morales, Juan
Carlos and Barraza de Anda, Martha P.

University of Texas at El Paso

9 September 2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/34925/>
MPRA Paper No. 34925, posted 22 Nov 2011 09:04 UTC

Ensayos Revista de Economía

Volumen 30, Número 1, 2011, 23-40

Dinámica de Corto Plazo del Empleo en las Maquiladoras de Reynosa, Tamaulipas

Thomas M. Fullerton, Jr.*, Juan Carlos Vázquez Morales**, y
Martha Patricia Barraza de Anda**

* Department of Economics & Finance
University of Texas at El Paso
500 West University Avenue
El Paso, TX 79968-0543
Teléfono 915-747-7747
Telefax 915-747-6282
Email tomf@utep.edu

** Departamento de Economía
Universidad Autónoma de Ciudad Juárez

Resumen

Esta investigación analiza la dinámica de corto plazo del empleo en la industria maquiladora de exportación en Reynosa, Tamaulipas, México. El análisis se lleva a cabo con la estimación de parámetros con la metodología de funciones de transferencia lineales ARIMA. A diferencia de otras economías metropolitanas en las cuales se han completado estudios parecidos, el tipo de cambio real no resulta significativo. Variables que si resultan significativos incluyen actividad industrial en Estados Unidos, salario real, y número de plantas activas. Simulaciones fuera de muestra indican que el modelo es relativamente preciso en las proyecciones de 1 a 24 meses de longitud.

Palabras Claves: Maquiladoras; Empleo; Economía Fronteriza

Clasificación JEL: F15, Integración Económica; R15, Econometría Regional

Abstract

This research analyzes short-run payroll dynamics associated with the maquiladora export sector of Reynosa, Tamaulipas, Mexico. Parameter estimation is carried out using linear transfer function ARIMA analysis. In contrast to other metropolitan economies for which similar

econometric analyses have been completed, real currency movements are not found to be statistically significant. Explanatory variables that do satisfy the significance criterion include industrial activity in the United States, real wages, and the number of factories in operation. Out-of-sample simulations indicate that the model is relatively accurate for forecasts of to 1- to 24 months into the future.

Key Words: Maquiladoras; Employment; Border Economics

JEL Classification: F15, Economic Integration; R15, Regional Econometrics

Reconocimientos

Apoyo financiero para este estudio fue proveído por El Paso Electric Company, Hunt Communities, JPMorgan Chase Bank de El Paso, James A. Baker III Institute for Public Policy de Rice University, UTEP College of Business Administration Faculty Research Grant Program, y el Consejo Nacional para Ciencia y Tecnología en México. Comentarios y sugerencias fueron proveídos por Alfonso Cortazar, Luis Gutiérrez, y Lisbeily Domínguez.

Biografías de los Autores

Tom Fullerton obtuvo su B.B.A. en Economía en University of Texas at El Paso. Su M.S. en Economía es de Iowa State University y su M.A. en Economía Aplicada es de la Escuela Wharton de la University of Pennsylvania. Obtuvo su Ph.D. en Economía en University of Florida. Ha dictado cursos de econometría, economía urbana, economía fronteriza, economía de la empresa, y economía internacional en la Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, University of Texas at El Paso, Colegio de la Frontera Norte en Tijuana, Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey en Chihuahua, Helsinki School of Economics, y University of Florida. También ha trabajado como Economista Supervisor en University of Florida Bureau of Economic & Business Research, Economista Internacional con Wharton Econometrics en Filadelfia, Economista en la Oficina Ejecutiva del Gobernador de Idaho, y Analista Económico en planificación corporativa para El Paso Electric Company. Sus análisis se han citado en artículos publicados en periodicos y revistas como *Wall Street Journal*, *New York Times*, *Barron's*, *USA Today*, *Investor's Business Daily*, y *U.S. News & World Report*. Los estudios de investigación del Dr. Fullerton se han publicado en revistas académicas arbitradas de América del Norte, Europa, América del Sur, Asia, África, y Australia.

Martha Patricia Barraza de Anda es académica de tiempo completo de la Universidad Autónoma de Ciudad Juárez en el Instituto de Ciencias Sociales y Administración (ICSA). Aparte de conducir investigación en asuntos económicos regionales y planeación de la educación superior, la Dra. Barraza imparte cursos a nivel licenciatura y posgrado en teorías del crecimiento y desarrollo económico, finanzas públicas, política económica mexicana, análisis de política pública y economía de la educación. Obtuvo su licenciatura en Economía en la UACJ; posteriormente curso el programa de maestría en Administración Pública y Política Pública en la London School of Economics y obtuvo su doctorado en Ciencias Sociales en la Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Xochimilco. Antes de incurrir en la academia, Patricia Barraza trabajo por siete años en la administración pública mexicana a nivel federal, donde ocupó diferentes posiciones como economista en las Secretarías de Turismo, Agricultura y Recursos Hidráulicos y Secretaría de Gobernación. En estos puestos principalmente hizo investigación en asuntos técnicos relacionados con temas económicos y sociopolíticos. La Dra. Barraza ha publicado artículos de investigación en revistas académicas en México, Europa, y Estados Unidos. Actualmente forma parte del Sistema Nacional de Investigadores del CONACYT, nivel I.

Juan Carlos Vázquez Morales obtuvo su Licenciatura en Economía Internacional en la Universidad Autónoma de Chihuahua en Parral y su Maestría en Economía en la Universidad Autónoma de Ciudad Juárez. Cuenta con once años de experiencia en la industria maquiladora (IME) de exportación en los sectores automotriz, electrodomésticos, y agrícola. Su experiencia en la IME incluye control de calidad, manufactura esbelta, unidades autónomas de producción regionales, procesos de administración de cadenas internacionales de suministro, y auditorías globales simultáneos para plantas en México, China, Canadá, y Polonia.

Dinámica de Corto Plazo del Empleo en las Maquiladoras de Reynosa, Tamaulipas

Introducción

En años recientes, se ha observado crecimiento considerable en las ciudades fronterizas del norte de México. Gran parte de esta expansión se debe a las actividades de la industria maquiladora de exportación (IME), lo cual ha generado demanda de trabajo en muchas zonas geográficas de la región. Este fenómeno se da porque la industria ofrece costos laborales atractivos y porque México cuenta con acceso a importantes mercados de insumos y de productos en los Estados Unidos. Algunos de los factores que más influyen al establecimiento de plantas maquiladoras, muchas de las cuales son firmas americanas, han sido las ventajas comerciales, las ventajas de las políticas económicas de EEUU y México, y las ventajas de proximidad geográfica entre los dos países (Carrillo y Urquidi, 1989).

Como consecuencia de este proceso, varias economías fronterizas Mexicanas han registrado crecimiento acompañado por un elevado proceso de integración a la economía mundial. Tres de estas ciudades pertenecen al estado de Tamaulipas. Las tres economías metropolitanas, Nuevo Laredo, Reynosa, y Matamoros, han experimentado crecimiento industrial como centros de actividades maquiladoras.

En Reynosa la industria maquiladora ha mostrado un gran impulso por su localización geográfica, infraestructura física, una fuerza laboral joven y por los altos índices de productividad (Broughton, 2003). Para 1996, Reynosa contaba con 90 plantas maquiladoras con más de 42 mil empleos permanentes. Para finales del 2006, son más de 135 plantas, las cuales generan cerca de 95 mil empleos. La mayoría de estas fábricas en Reynosa se dedican al ensamble de productos electrónicos o eléctricos, así como también algunos productos para interiores automotrices. El promedio del salario de bajo nivel para trabajo de ensamble en las maquiladoras de esta ciudad es de 70 pesos por día para mediados del 2003 (AEEMAQ, 2003). Al igual que en otras ciudades de la frontera, el sector maquilador ha preferido tradicionalmente la contratación de mujeres solteras entre 18 y 25 años (Young y Fort, 1994).

El comportamiento de la demanda de trabajo del sector maquilador generalmente se afecta por variables económicas regionales, nacionales, e internacionales. Un estudio reciente para Ciudad Juárez, Chihuahua indica que las remuneraciones reales, el número de maquiladoras en operación, el índice de producción industrial para EEUU, y el tipo de cambio real influyen las fluctuaciones mensuales en el empleo maquilador (Fullerton y Schauer, 2001). Resultados similares se han documentado para otras economías urbanas del país en que se sitúan actividades

maquiladoras. Dentro de este contexto, el objetivo de este estudio es desarrollar un modelo econométrico que posiblemente ayude a explicar la dinámica del empleo en Reynosa, Tamaulipas.

Secciones subsecuentes de la investigación incluyen una revisión de literatura. En la sección tercera, se describen los datos y la metodología. En la cuarta sección, se presenta el análisis empírico econométrico, mas los resultados de simulación fuera de muestra. La última parte del estudio ofrece conclusiones y sugerencias para investigaciones futuras.

Revisión de Literatura

La industria de la maquiladora de exportación (IME) es una de las principales generadoras de empleo y divisas de México. El impulso del programa de industrialización de la frontera fue iniciado con una serie de acuerdos entre México y EEUU para atraer actividades industriales a la región fronteriza para disminuir la tasa de desempleo en el norte del país (Ayer y Layton, 1974). El programa obtuvo éxitos rápidos. Brook y Peach (1981) revelan tendencias de crecimiento pronunciado de empleo acompañadas de expansiones marcadas de población.

Cota y Calderón Villarreal (2000) muestran que entre 1980 y 1993 la tasa promedio de crecimiento anual del total del empleo manufacturero de la región fronteriza fue de 5.8 por ciento. Los estados de la frontera norte que exhibieron las tasas de crecimiento promedio anual más dinámicas fueron Chihuahua con 10.9 por ciento, Baja California Norte con 9.2 por ciento, Tamaulipas con 8.6 por ciento, y Coahuila con 5.9 por ciento. Para 1992, del total del personal ocupado en la IME a escala nacional, el 34.2 por ciento se concentraba en Chihuahua, el 19.2 por ciento en Baja California, y Tamaulipas contaba con el 17.8 por ciento. Aquellas cifras indican que más del 50 por ciento del empleo generado por la IME se concentraba en los estados de la frontera norte.

Gruben (2001) ofrece evidencia empírica de que los incrementos del empleo en las maquiladoras en los 6 años posteriores al TLCAN (1994-1999) resultan por bajos costos de producción y no por el acuerdo entre EEUU, México, y Canadá. Coubés (2003) también destaca la contribución de la devaluación de la moneda a fines de 1994 sobre el costo efectivo del empleo para las manufacturas. Esto ocurre particularmente en los mercados de trabajo fronterizos integrados al sistema económico mundial, sobre todo al norteamericano.

La integración de las ciudades fronterizas entre México - EEUU contribuye a la expansión de las actividades económicas en la región

fronteriza (Hanson, 2001). La IME en México ha sido sujeto de controversias, una de ellas es si las maquilas toman empleos de trabajadores americanos o de trabajadores de bajos salarios de las ciudades del pacífico (Gruben, 1990). Dávila (1990) estudia el impacto de la devaluación del peso de 1982 en las ganancias de las maquiladoras y argumenta que el número y el nivel de operaciones de las maquiladoras que se localizan a lo largo de la frontera depende fuertemente de los retornos de las inversiones que dichas plantas producen.

Otro de los impactos del programa de maquiladoras es en la relocalización espacial del empleo en EEUU (Silver y Pavlakovich, 1994). Aquel estudio indica que los desplazamientos de empleo maquilador en EEUU, tanto en los estados no fronterizos como en los fronterizos, son causados por incrementos en las actividades de la maquiladora. Pocos estudios están disponibles para validar la naturaleza y extensión del impacto de la influencia de las maquiladoras en las economías fronterizas. Patrick (1989) sugiere que oportunidades para comunidades del sur de Texas existen en la diversificación de sus economías mediante el establecimiento de empresas proveedoras de componentes y materiales para la industria maquiladora.

Fullerton y Schauer (2001) estudian los determinantes de la dinámica del empleo maquilador en el corto plazo para Ciudad Juárez. Las

metodologías econométricas empleadas incluyen modelos univariados y de función de transferencia ARIMA. Los resultados indican que los niveles del empleo maquilador reaccionan rápidamente con respecto a los cambios en los salarios reales y la actividad industrial. La metodología aplicada se asemeja al que utilizan Trivez y Mur (1999) para analizar la economía regional de Aragón en España.

Coronado, Fullerton y Clark (2004), en un intento por clarificar el comportamiento del mercado laboral maquilador para la ciudad fronteriza de Tijuana, realizan la estimación de parámetros usando la técnica de función de transferencia lineal (LTF). Emplean, además, simulaciones fuera de muestra para examinar la fiabilidad del modelo. El mismo ejercicio de simulaciones también se realiza en Fullerton y Torres Ruiz (2004) como una medida adicional para la verificación de la confiabilidad del modelo para la ciudad no fronteriza de Chihuahua. En ambos casos, los modelos desarrollados y los pronósticos exhiben buenas características empíricas. En contraste, se observan los resultados del estudio de Cañas, Fullerton y Smith (2007) para la ciudad de Nuevo Laredo. Los resultados muestran que el pronóstico generado con el modelo LTF es menos preciso que un proceso de caminatas aleatorias. El procedimiento de simulaciones fuera de muestra también se emplea en el presente estudio, para evaluar la confiabilidad del modelo del empleo maquilador para la ciudad de Reynosa.

Actualmente existen relativamente pocos estudios fronterizos que revelan tendencias de variables de economía regional con respecto a variaciones en la economía de EEUU. Este tema también es de interés a nivel macroeconómico (Garcés Díaz, 2008), pero se ha estudiado con menos frecuencia a nivel regional. Aquella brecha en la literatura de economía aplicada es importante ya que los estudios regionales anteriores indican que las economías metropolitanas muchas veces reaccionan de maneras distintas ante fluctuaciones económicas en EEUU y variaciones en el tipo de cambio. La meta de este esfuerzo es analizar los impactos del índice de producción industrial de EEUU, salarios reales, el número de plantas maquiladoras, y el tipo de cambio real en el empleo maquilador para Reynosa, Tamaulipas.

Datos y Metodología

Existe información en general para la IME desde 1980, en especial para ciudades fronterizas importantes como Tijuana y Cd. Juárez. Para Reynosa, es posible obtener datos desde enero de 1990 hasta diciembre del 2006. La muestra incluye 204 observaciones lo cual ofrece suficientes grados de libertad para estimar ecuaciones y modelos de series de tiempo. Las variables que se utilizan incluyen el índice de producción industrial de EEUU, el salario real en pesos en Reynosa, el número de

plantas maquiladoras en operación, el tipo de cambio real, y el empleo mensual del sector maquila en la ciudad de Reynosa (Cañas, Fullerton y Smith, 2007).

El objetivo en el análisis de series de tiempo es desarrollar un modelo para expresar una relación de tiempo estructurada entre algunas variables o eventos (Pankratz, 1991). El análisis de función de transferencia nos ofrece un medio para examinar las tendencias sistemáticas en una industria dinámica (Tiao y Box, 1981). Para estimar los parámetros, se emplea la metodología función de transferencia lineal (Liu y Hanssens, 1982). Esta metodología (LTF) es alternativa a la función de transferencia ARIMA tradicional y ha resultado exitosa para el análisis de economías regionales (Trivez y Mur, 1999).

La estructura general de un modelo LTF puede ser expresada de la manera siguiente:

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^M \frac{w_i(B) B^{bi}}{\delta_i(B)} X_{it} + \frac{\theta(B)}{\varphi(B) \nabla^d} a_t$$

Donde:

$\nabla^d = (1 - B)^d$ operador de diferencia

$\varphi(B) = (1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p)$ operador AR

$\theta (B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$ operador MA

$a_t =$ error estocástico

$X_{it} =$ variables independientes.

Para especificar la estructura inicial de rezagos, se emplean funciones de correlación cruzada (CCF):

$$c_{xy}(k) = \begin{cases} n^{-1} \sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}) & k = 0, 1, 2, \dots \end{cases}$$

$$c_{xy}(k) = \begin{cases} n^{-1} \sum_{t=1}^{n+k} (y_t - \bar{y})(x_{t-k} - \bar{x}) & k = 0, -1, -2, \dots \end{cases}$$

Donde:

$\bar{x} =$ es la media de la muestra de la serie x

$\bar{y} =$ es la media de la muestra de la serie y.

Las CCF son calculadas entre los componentes estacionarios de la variable dependiente y los componentes estacionarios de las variables independientes. Una revisión diagnóstica puede requerir varias tandas de re-estimación antes de que sea seleccionada la especificación final del modelo (Pankratz, 1991). El formato de la función implícita general para el modelo de tendencias de corto plazo del empleo maquilador puede ser representado de la manera siguiente:

$$EMR_t = f(\text{Sal Real}_{t-i}, \text{TC Real}_{t-j}, \text{Plantas}_{t-k}, \text{IPI EU}_{t-m}, \text{AR}_{t-n}, \text{MA}_{t-s})$$

(-) (+) (+) (+)

Donde:

EMR_t = Empleo maquilador de Reynosa

Sal Real_{t-i} = Salario real de la maquiladora

TC Real_{t-j} = Tipo de cambio real Peso/Dólar

Plantas_{t-k} = Plantas maquiladoras

IPI EU_{t-m} = Índice de producción industrial de Estados Unidos

AR_{t-n} = Componente autorregresivo

MA_{t-s} = Componente de promedio móvil.

Los signos algebraicos bajo cada variable independiente indican la naturaleza de las relaciones hipotéticas entre los regresores y la demanda de trabajo. Los rezagos están permitidos a variar para cada una de las variables explicativas, así como también para los parámetros autorregresivos y de promedio móvil resultantes de los residuales.

Con respecto a la incorporación del tipo de cambio real en vez de una variable que reflejara expectativas del mercado cambiario, se deben mencionar los resultados de dos estudios empíricos anteriores (Fullerton y

López, 2005; Fullerton, Hattori, y Calderón, 2001). A base de modelos dinámicos, junto con simulaciones relativas fuera de muestra, la evidencia obtenida en aquellos esfuerzos indica que el tipo de cambio entre el Peso y el Dólar es bastante difícil pronosticar de manera precisa. Dado eso, al igual que para otras variables financieras en casos similares en los que se observan aspectos de caminatas aleatorias, se utilizan observaciones directas del tipo de cambio, en vez de expectativas, en el análisis empírico de este estudio.

Una vez que los parámetros de la ecuación son estimados, se aplica el procedimiento de simulaciones fuera de muestra para evaluar la confiabilidad del modelo resultante. La exactitud de la predicción del modelo LTF es medida en relación al proceso de extrapolación del proceso de caminatas aleatorias (Pindyck y Rubinfeld, 1998). Este último procedimiento emplea patrones sencillos de series de tiempo estocásticas, en el que cada cambio sucesivo en y_t es elaborado de forma independiente de una distribución de probabilidad con media cero. Así, y_t es determinado por:

$$y_t = y_{t-1} + e_t,$$

con $E(e_t) = 0$ y $E(e_t, e_{t-s}) = 0$ cuando s es distinto a cero.

Una tanda inicial de estimaciones comprende del periodo de enero de 1990 a diciembre del 2002, con un periodo de pronóstico de enero del 2003 a diciembre del 2004. Después, el periodo de estimación es ampliado por un mes a enero del 2003, y el periodo de pronóstico se desplaza un mes hacia delante de febrero del 2003 hasta enero del 2005. Un total de 48 estimaciones y simulaciones son realizadas sucesivamente hasta llegar a diciembre del 2006. Una segunda tanda de estimaciones se lleva a cabo de manera similar para los pronósticos comparativos del proceso aleatorio. Para cada método de pronóstico, se generan 48 observaciones para pronósticos de un mes, 47 observaciones para pronósticos de dos meses, hasta 24 observaciones para pronósticos de 24 meses.

Los datos de los pronósticos resultantes de los ejercicios de simulación se comparan con los datos actuales del empleo maquilador para la ciudad de Reynosa. Luego los errores de predicción se emplean para calcular los valores de los errores de simulación RMSE (raíz media de los errores cuadrados) por separado para los 24 grupos de proyecciones. El error de simulación RMSE, es una medida de desviación de la variable simulada de su ruta de tiempo real (Pindyck y Rubinfeld, 1998). Por lo tanto, el error de simulación RMSE para la variable Y_t se define de la manera siguiente:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2}$$

Donde Y_t^s es el valor de pronóstico para Y_t , Y_t^a es el valor actual y T es el número de valores simulados.

Los coeficientes de desigualdad de Theil también se calculan para cada conjunto de pronósticos y se expresan de la manera siguiente (Leuthold, 1975):

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s)^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^a)^2}}$$

El numerador de U es el RMSE y la escala del denominador es tal que U varía entre 0 y 1.

Los coeficientes de desigualdad de Theil también se descomponen de la manera siguiente:

$$U^M = \frac{(\bar{Y}^s - \bar{Y}^a)^2}{(1/T) \sum (Y_t^s - Y_t^a)^2}$$

$$U^S = \frac{(\sigma_s - \sigma_a)^2}{(1/T) \sum (Y_t^s - Y_t^a)^2}$$

$$U^c = \frac{2(1 - \rho)\sigma_s\sigma_a}{(1/T)\sum (Y_t^s - Y_t^a)^2}$$

La descomposición permite la medición las proporciones del sesgo del pronóstico (U^m), la varianza (U^s), y de la covarianza (U^c). La proporción del sesgo es un indicador del error sistemático; la proporción de la varianza indica la habilidad del modelo de replicar el grado de variabilidad de la variable de interés; y la proporción de la covarianza mide el error no sistemático. Por lo tanto, para cualquier valor $U > 0$, la distribución ideal de la desigualdad sobre las tres fuentes es $U^m = U^s = 0$ y $U^c = 1$ (Pindyck y Rubinfeld, 1998).

Resultados Empíricos

Para estimar el modelo, es necesario calcular primeras diferencias a los logaritmos naturales de todas las series utilizadas para obtener componentes estacionarios. La Tabla 1 resume la especificación seleccionada como parte del proceso de modelaje de la función de transferencia lineal (LTF). El período contemplado es de enero de 1990 a diciembre del 2006. Los rezagos de las variables aparecen entre paréntesis.

Todas las series afectan el empleo de la maquiladora de Reynosa de manera rápida, en períodos de ocho meses o menos. Todos los coeficientes muestran los signos algebraicos como se previeron en el formato de la función general excepto el del tipo de cambio real, el cual muestra un signo diferente a lo esperado. Debido que a fue necesario obtener las diferencias de las series antes de la estimación, el coeficiente de determinación para la variable dependiente usada es relativamente bajo (R-cuadrado = 0.185).

Tal y como se muestran los signos esperados en la función general, las variaciones en los salarios reales impactan de manera inversa a la variable del empleo. Para el caso de Reynosa, los salarios reales afectan significativamente el número de trabajos de la industria maquiladora. Se estima solo un coeficiente de salarios con rezago de 8 meses, el cual resulta similar con los 2 rezagos de 7 y 8 meses obtenidos en el estudio realizado por Fullerton y Torres Ruiz (2004) para la ciudad de Chihuahua y el de un rezago de 10 meses para el estudio de Nuevo Laredo realizado por Cañas, Fullerton y Smith (2007).

Tabla 1 debe colocarse cerca de aquí

A diferencia de las demás variables, las variaciones del tipo de cambio real se incorporan a la ecuación de Reynosa sin afectar significativamente a la variable del empleo y con un signo diferente al esperado. En la Tabla 1, se incluye contemporáneamente, similar al de un rezago obtenido en el estudio de Nuevo Laredo y distinto de los resultados que se obtienen para Ciudad Juárez, rezagos de 11 y 12 meses, para Chihuahua donde se estiman rezagos de 6, 9 y 11 meses, y para Tijuana donde se observa una reacción en el rezago 9. Aunque la estadística t para este parámetro es relativamente bajo, la exclusión de esta variable perjudica el valor de la estadística F y del logaritmo de verosimilitud. Dado eso, se incluye en la ecuación al igual que en otros modelos recientes de la actividad económica en México (Garcés Díaz, 2008).

La dinámica del empleo maquilador observado en las ciudades fronterizas más importantes fue diferente a la que tomó lugar en Reynosa. En esta economía metropolitana del noroeste de Tamaulipas se obtuvo un crecimiento sostenido del empleo durante una época de contracciones marcadas en otras ciudades. El nivel de empleo alcanzó su nivel más alto en abril del 2005, sumando 87,164 empleos en 126 maquiladoras. Esto pese a la desaceleración de la economía estadounidense que se observó a partir del primer trimestre del 2001, algo muy distinto a los acontecimientos en otras zonas metropolitanas del país.

Lo anterior puede obedecer a que existen algunas diferencias en la distribución de actividades de la IME entre las diferentes ciudades fronterizas. La principal actividad de Reynosa para 1990 en términos de empleo, fue el sector de maquinaria eléctrica. En segundo plano en importancia fue el sector de equipo de transporte. Para el 2006, la principal actividad pasa a ser el sector de electrónicos, ligado con piezas de automóviles, y en segundo plano el sector de equipo de transporte (INEGI, 2007).

El caso de Reynosa contrasta con Tijuana, el cual tiene como principal sector el electrónico, pero estrechamente ligado a productos para el hogar y negocios, con capital asiático. En Cd. Juárez el principal sector en 1990 fue el de electrónicos, ligado al mercado de autopartes y como segundo en importancia el de equipo de transporte. En el 2006 el principal sector pasó a ser el de equipo de transporte y en segundo lugar el de electrónicos. Nuevo Laredo y Chihuahua mostraron la misma dinámica que Cd. Juárez para el 2006 (Cañas y Gilmer, 2009).

Para el número de plantas en operación, un parámetro se calcula para el rezago 8, parecido a los estudios para Ciudad Juárez y Tijuana, donde se estiman coeficientes en el rezago 11. Al igual que en el resultado obtenido para Chihuahua, el empleo manufacturero reacciona de manera rápida a los cambios en la producción industrial de Estados Unidos,

estimando un parámetro con rezago en el periodo 1. Esta reacción rápida muestra que en la cadena de suministro de este tipo de industria se manejan inventarios moderados.

A parte del tipo de cambio real, todos los parámetros son significativos. La estadística t menor de 2 para el tipo de cambio real es distinta a los resultados obtenidos para empleo en la IME en otras ciudades. Esto es sorprendente porque variaciones en valor internacional del peso afectan el costo de producción para empresas extranjeras. Aunque la estadística F y el logaritmo de verosimilitud indican que esto posiblemente refleja un problema de multicolinealidad, también se debe notar que mucho del comercio del IME se debe a comercio intra-industrial en el cual depende de varios factores que abarcan más que el tipo de cambio real. En este contexto, México se distingue de gran parte de América Latina por su cercanía y su integración económica e industrial con EEUU (Fullerton, Sawyer, y Sprinkle, 2011).

El valor del criterio Schwartz es -4.1004 y confirma el nivel óptimo de rezagos del modelo. El estadístico Q muestra un valor de 14.9, lo cual indica que el ajuste del modelo es bueno. De importancia igual o hasta superior, el valor del estadístico Q también sugiere que la especificación de la ecuación no pasa por alto ningún movimiento sistemático de las variables.

El paso siguiente del análisis empírico compara la precisión de las simulaciones del modelo LTF con las del proceso de caminatas aleatorias. Esto se lleva a cabo mediante el procedimiento de simulaciones fuera de muestra. La tanda inicial de estimaciones comprende del periodo de enero de 1990 a diciembre del 2002, con un periodo de pronóstico de enero del 2003 a diciembre del 2004. Después el periodo de estimación es ampliado por un mes a enero del 2003, y el periodo de pronóstico es movido un mes hacia delante de febrero del 2003 hasta enero del 2005. Un total de 48 estimaciones y simulaciones se realizan sucesivamente hasta llegar a diciembre del 2006.

La Tabla 2 reporta los resultados de las simulaciones fuera de muestra para la ecuación LTF. Estos muestran que existen errores sistemáticos conforme se avanza el número de periodos pronosticados, ya que los coeficientes de desigualdad U^m y U^c se alejan de los valores ideales entre mas se alarga la simulación fuera de muestra. En la Tabla 3 se observa comportamiento muy similar en los pronósticos de la caminata aleatoria.

Tabla 2 debe colocarse cerca de aquí

Tabla 3 debe colocarse cerca de aquí

Los coeficientes de desigualdad de Theil modificados, aparecen en la Tabla 4. Estos coeficientes son calculados como el cociente de la relación $RMSE(LTF) / RMSE(RW)$. Estos cálculos indican que para los pronósticos de 1 y 2 meses, el pronóstico del empleo maquilador LTF es menos preciso que el pronóstico de la caminata aleatoria. Estos resultados son similares a los obtenidos por Cañas, Fullerton y Smith (2007) en el estudio para la ciudad de Nuevo Laredo. Para simulaciones de 3 a 24 meses, se observa que el pronóstico LTF es más exacto que el pronóstico de la caminata aleatoria. Estos resultados se asemejan a los que se reportan en Coronado, Fullerton y Clark (2004) para la ciudad de Tijuana y los que aparecen en Fullerton y Torres Ruiz (2004) para la ciudad de Chihuahua. Estos resultados proporcionan evidencia de la aplicabilidad de la metodología LTF al análisis del mercado laboral en Reynosa.

Tabla 4 debe colocarse cerca de aquí

Las Figuras 1 y 2 ilustran los resultados que aparecen en las Tablas 3 y 4. En ellas se nota la precisión relativa de las simulaciones del modelo LTF ante los pronósticos de la caminata aleatoria. Esto ofrece evidencia empírica adicional acerca de la confiabilidad del modelo LTF para el empleo de la IME en el mercado laboral metropolitano de Reynosa.

Figura 1 debe colocarse cerca de aquí

Figura 2 debe colocarse cerca de aquí

Conclusión

La industria maquiladora de exportación (IME) ha sido fuente de inversión extranjera directa y de empleo para la frontera de México con EEUU. La magnitud de esta dinámica arroja como resultado impactos significativos en el mercado laboral de las economías metropolitanas en las cuales operan empresas de la IME. En esta investigación, se utilizan técnicas econométricas de series de tiempo para examinar la dinámica de corto plazo del empleo maquilador. Se emplea la metodología de función de transferencia lineal (LTF) con datos de 1990 al 2006 para la Ciudad de Reynosa, Tamaulipas. Se analizan los impactos del índice de producción industrial de EEUU, salario real, número de plantas maquiladoras, y el tipo de cambio real sobre el volumen de empleo en las actividades de la IME en Reynosa. Ninguna de las cuatro variables independientes tiene rezagos asociados que excedan los 12 meses.

Impactos estadísticamente significativos tuvieron el número de plantas y el índice de producción industrial en el empleo maquilador.

Este último demuestra un efecto rápido en comparación con todas las demás variables. En contraparte, la estructura de rezagos del salario real y el número de plantas maquiladoras resultan más largos a comparación de las otras variables explicativas.

A diferencia de otras ciudades, no se destaca como variable significativa el tipo de cambio real. El procedimiento de simulaciones fuera de muestra para la evaluación del pronóstico LTF con respecto al proceso de caminatas aleatorias, es aplicado para 24 simulaciones por separado. Los coeficientes de desigualdad de Theil modificados, indican que los pronósticos LTF resultaron más exactos, en su mayoría, con respecto a los pronósticos del proceso aleatorio.

Es importante desarrollar modelos de esta naturaleza para entender la dinámica del empleo de las ciudades fronterizas del norte de México. La particular situación en la que se encuentran geográficamente y por la naturaleza de sus economías, integradas con el país vecino, permite seguir enriqueciendo el acervo de investigación de economía fronteriza entre Estados Unidos y México. Ciudades candidatas para futuros estudios parecidos incluyen Matamoros y Mexicali.

Bibliografía

AEEMAQ (Asociación de Empresas Exportadoras y Maquiladoras de Reynosa), 2003, www.maquilareynosa.com.mx.

Ayer, Harry; Layton, Ross, 1974, "The Border Industry Program and the Impact of Expenditures on a U.S. Border Community," *Annals of Regional Science* 8, 105-117.

Border Region Modeling Project, University of Texas at El Paso, 2009

Brook, Kathleen; Peach, James T. 1981, "Income, Employment, and Population Growth in the U.S.-México Border Counties," *Texas Business Review* 55, 136-140.

Broughton, Chad, 2003, "Reynosa, Mexico: City of Promise and Poverty," *The Register-Mail* 4, 1-22.

Cañas, Jesus; Fullerton, Thomas M. Jr., Smith Doyle WM., 2007, "Maquiladora Employment Dynamics in Nuevo Laredo," *Growth and Change* 38, 23-38.

Cañas, Jesus; Robert W. Gilmer, 2009, "The Maquiladora's Changing Geography" *Federal Reserve Bank of Dallas, Southwest Economy*, Second Quarter 2009, 10-14.

Carrillo-Huerta, Mario; Urquidi, Victor L., 1989, "Trade Deriving from the International Division of Production: Maquila and Postmaquila México," *Journal of the Flagstaff Institute* 13, 14-47.

Cobb, Molina, Sokulsky, 1989, "The Impact of Maquiladoras on Commuter Flows in Texas-Mexican Border," *Journal of Borderlands Studies* 4, 71-88.

Coronado, Roberto; Fullerton, Thomas M. Jr., Clark Don P., 2004, "Short-Run Maquiladora Employment Dynamics in Tijuana," *Annals of Regional Science* 38, 751-763.

Coubés, Marie-Laure, 2003, "Evolución del Empleo Fronterizo en los Noventas," *Frontera Norte* 15, 33-37.

Dávila, Alberto, 1990, "The Impact of the 1982 Peso Devaluation on Maquiladora Profits," *Journal of Borderlands Studies* 5, 39-50.

Fullerton, Thomas M., Jr.; Hattori, Miwa; Calderón, Cuauhtémoc, 2001, "Error Correction Exchange Rate Modeling Evidence for Mexico," *Journal of Economics & Finance* 25, 358-368.

Fullerton, Thomas M., Jr.; López, José Joaquín, 2005, "Error Correction Exchange Rate Modeling for Mexico: 1980-2001," *International Journal of Applied Econometrics & Quantitative Studies* 2 (Number 3), 1-14.

Fullerton, Thomas M., Jr.; Sawyer, W. Charles; Sprinkle, Richard L., 2011, "Intra-Industry Trade in Latin America and the Caribbean," *International Trade Journal* 25, 74-111.

Fullerton, Thomas M., Jr.; Schauer, David A., 2001, "Short-Run Maquiladora Employment Dynamics," *International Advances in Economic Research* 7, 471-478.

Fullerton, Thomas M., Jr.; Torres Ruiz, Luis B., 2004, "Maquiladora Employment Dynamics in Chihuahua City, México," *Journal of Developing Areas* 38, 1-17.

Garcés Díaz, Daniel G., 2008, "An Empirical Analysis of the Economic Integration between Mexico and the United States and its Connection with Real Exchange Rate Fluctuations (1980-2000)," *International Trade Journal* 22, 484-513.

Gruben, William, 2001, "Was NAFTA behind Mexico's high Maquiladora Growth?" *Federal Reserve Bank of Dallas Economic & Financial Review*, 2001 (Third Quarter), 11-21.

Hanson, Gordon H., 2001, "U.S.-México Integration and Regional Economies: Evidence from Border-City Pairs," *Journal of Urban Economics* 50, 259-287.

<http://students.aim-net.mx/spanish/Tamaulipas/economia2.html>

<http://students.aim-net.mx/spanish/Tamaulipas/demografia3.html>

INEGI (Instituto Nacional de Estadística, Geografía, e Informática), 2007, www.inegi.gob.mx.

Leuthold, Raymond M., 1975, "On the use of Theil's Inequality Coefficient," *American Journal of Agricultural Economics* 57, 344-346.

Liu, Lon M; Hanssens, Dominique M., 1982, "Identification of Multiple-Input Transfer-Function Models," *Communications in Statistics Part A – Theory & Methods* 11, 297-314.

Mendoza Cota, Jorge E., Calderón Villarreal, Cuauhtémoc, 2000, "Demanda de Trabajo de la IME en la Frontera Norte," *Frontera Norte* 12, 62-63.

Pankratz, Alan, 1991, *Forecasting with Dynamic Regression Models*, New York: John Wiley and Sons.

Patrick, Michael, 1989, "Maquiladoras and South Texas Economic Development," *Journal of Borderlands Studies* 4, 89-98.

Pindyck Robert S.; Rubinfeld Daniel L., 1998, *Econometric Models and Economic Forecasts*, New York: McGraw-Hill.

RAMMAC (Reynosa Asociación de Maquiladoras y Manufactureras, A.C), 2006, <http://www.ramac.org.mx/estadisticas.html>

Silver, Arthur; Pavlakovich, Vera, 1994, "Maquiladora Industry Impacts on the Spatial Redistribution of Employment," *Journal of Borderlands Studies* 9, 47-64.

Tiao, G. C.; Box, G.E.P., 1981, "Modeling Multiple Times Series with Applications," *Journal of the American Statistical Association* 79, 376, 802-816.

Trívez, Javier F.; Mur, Jesús, 1999, "A Short Term Forecasting Model for Sectoral Regional Employment," *Annals of Regional Science* 33, 69-91.

Young, Gay; Fort, Lucia, 1994, "Household Responses to Economic Change: Migration and Maquiladora Work in Ciudad Juárez, México," *Social Science Quarterly* 75, 656-670.

Tabla 1
Modelo LTF para Empleo de la Industria Maquiladora en Reynosa, Tamaulipas

Variable Dependiente: DLEMP
Método: Mínimos Cuadrados No Lineales
Muestra (ajustada): 1990M11 2006M12
Número de observaciones: 194 (después de ajustes)
Convergencia después de 11 iteraciones
Pronóstico inicial Promedio Móvil: 1990M10

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadística t	Probabilidad
Constante	0.0051	0.0013	3.8159	0.0002
DLNWAGE(-8)	-0.0496	0.0201	-2.4632	0.0147
DLNREX	-0.0505	0.0477	-1.0590	0.2910
DLNMAQ(-8)	0.2639	0.0923	2.8590	0.0047
DLNUSIP(-1)	0.7561	0.3098	2.4408	0.0156
AR(1)	0.3374	0.1422	2.3721	0.0187
MA(1)	-0.7015	0.1062	-6.6047	0.0000
R-cuadrado	0.1847	Media variable dependiente		0.0074
R-cuad. ajustado	0.1586	Desviación est. var. dep.		0.0314
Err. Est. regresión	0.0288	Suma de residuales cuadrados		0.1556
Crit. inf. Akaike	-4.2183	Criterio de inf. Schwarz		-4.1004
Log. verosimilitud	416.1797	Crit. inf. Hannan-Quinn		-4.1706
Estadística F	7.0628	Probabilidad (Estadística F)		0.0000
Est. Q (24 rezagos)	14.9001	Estadística Durbin-Watson		1.9896
Raíces Inv. AR	0.34	Raíces Inv. de Prom.Móvil (MA)		0.70

Tabla 2**Resultados de Simulaciones del Modelo LTF**

Longitud de Pronósticos	RMSE	U-Theil	U^m	U^s	U^c
Pronósticos de 1 Mes	1683.2	0.0099	0.0562	0.0051	0.9387
Pronósticos de 2 Meses	2089.5	0.0123	0.1344	0.0119	0.8537
Pronósticos de 3 Meses	2408.0	0.0142	0.1993	0.0115	0.7892
Pronósticos de 4 Meses	2837.6	0.0167	0.2341	0.0098	0.7562
Pronósticos de 5 Meses	3119.3	0.0183	0.3017	0.0077	0.6906
Pronósticos de 6 Meses	3374.3	0.0198	0.3583	0.0025	0.6392
Pronósticos de 7 Meses	3802.8	0.0222	0.3813	0.0014	0.6173
Pronósticos de 8 Meses	4132.0	0.0241	0.4286	0.0005	0.5709
Pronósticos de 9 Meses	4516.7	0.0263	0.4708	0.0005	0.5287
Pronósticos de 10 Meses	4966.1	0.0289	0.5100	0.0005	0.4896
Pronósticos de 11 Meses	5327.7	0.0309	0.5681	0.0001	0.4318
Pronósticos de 12 Meses	5652.6	0.0328	0.6329	0.0000	0.3671
Pronósticos de 13 Meses	6130.2	0.0355	0.6727	0.0007	0.3266
Pronósticos de 14 Meses	6456.3	0.0373	0.7420	0.0003	0.2577
Pronósticos de 15 Meses	6868.6	0.0397	0.7850	0.0000	0.2150
Pronósticos de 16 Meses	7287.4	0.0420	0.8101	0.0000	0.1899
Pronósticos de 17 Meses	7698.7	0.0444	0.8267	0.0002	0.1731
Pronósticos de 18 Meses	8077.0	0.0465	0.8294	0.0013	0.1693
Pronósticos de 19 Meses	8571.6	0.0493	0.8311	0.0013	0.1676
Pronósticos de 20 Meses	8963.5	0.0515	0.8424	0.0034	0.1543
Pronósticos de 21 Meses	9388.2	0.0539	0.8561	0.0093	0.1346
Pronósticos de 22 Meses	9842.6	0.0565	0.8650	0.0139	0.1211
Pronósticos de 23 Meses	10273.9	0.0589	0.8957	0.0214	0.0829
Pronósticos de 24 Meses	10750.9	0.0616	0.9149	0.0242	0.0609

Tabla 3
Resultados para Pronósticos de Caminata Aleatoria

Longitud de Pronósticos	RMSE	U-Theil	U^m	U^s	U^c
Pronósticos de 1 Mes	1567.7	0.0093	0.1241	0.0017	0.8742
Pronósticos de 2 Meses	2060.4	0.0122	0.3262	0.0046	0.6691
Pronósticos de 3 Meses	2651.2	0.0157	0.4587	0.0027	0.5387
Pronósticos de 4 Meses	3263.6	0.0193	0.5534	0.0009	0.4457
Pronósticos de 5 Meses	3871.5	0.0229	0.6512	0.0002	0.3485
Pronósticos de 6 Meses	4381.8	0.0260	0.7680	0.0005	0.2315
Pronósticos de 7 Meses	5192.1	0.0308	0.7652	0.0004	0.2344
Pronósticos de 8 Meses	5861.8	0.0347	0.8065	0.0005	0.1930
Pronósticos de 9 Meses	6511.5	0.0386	0.8473	0.0001	0.1526
Pronósticos de 10 Meses	7222.2	0.0428	0.8754	0.0000	0.1246
Pronósticos de 11 Meses	7895.7	0.0468	0.9111	0.0000	0.0889
Pronósticos de 12 Meses	8591.1	0.0510	0.9434	0.0000	0.0566
Pronósticos de 13 Meses	9380.5	0.0556	0.9369	0.0006	0.0625
Pronósticos de 14 Meses	10103.7	0.0599	0.9515	0.0009	0.0475
Pronósticos de 15 Meses	10809.0	0.0641	0.9650	0.0008	0.0342
Pronósticos de 16 Meses	11511.1	0.0683	0.9704	0.0005	0.0291
Pronósticos de 17 Meses	12197.0	0.0724	0.9801	0.0002	0.0197
Pronósticos de 18 Meses	12802.9	0.0760	0.9829	0.0000	0.0171
Pronósticos de 19 Meses	13525.3	0.0803	0.9735	0.0001	0.0264
Pronósticos de 20 Meses	14133.4	0.0839	0.9761	0.0001	0.0238
Pronósticos de 21 Meses	14813.5	0.0880	0.9771	0.0000	0.0228
Pronósticos de 22 Meses	15482.6	0.0920	0.9781	0.0000	0.0219
Pronósticos de 23 Meses	16202.7	0.0964	0.9819	0.0000	0.0181
Pronósticos de 24 Meses	16912.6	0.1006	0.9836	0.0000	0.0164

Tabla 4
Coefficientes de Desigualdad de Theil Modificados

Periodos	RMSE-LTF	RMSE-RW	U-Modificada
Pronósticos de 1 Mes	1683.2	1567.7	1.0737
Pronósticos de 2 Meses	2089.5	2060.4	1.0141
Pronósticos de 3 Meses	2408.0	2651.2	0.9082
Pronósticos de 4 Meses	2837.6	3263.6	0.8695
Pronósticos de 5 Meses	3119.3	3871.5	0.8057
Pronósticos de 6 Meses	3374.3	4381.8	0.7701
Pronósticos de 7 Meses	3802.8	5192.1	0.7324
Pronósticos de 8 Meses	4132.0	5861.8	0.7049
Pronósticos de 9 Meses	4516.7	6511.5	0.6936
Pronósticos de 10 Meses	4966.1	7222.2	0.6876
Pronósticos de 11 Meses	5327.7	7895.7	0.6748
Pronósticos de 12 Meses	5652.6	8591.1	0.6580
Pronósticos de 13 Meses	6130.2	9380.5	0.6535
Pronósticos de 14 Meses	6456.3	10103.7	0.6390
Pronósticos de 15 Meses	6868.6	10809.0	0.6355
Pronósticos de 16 Meses	7287.4	11511.1	0.6331
Pronósticos de 17 Meses	7698.7	12197.0	0.6312
Pronósticos de 18 Meses	8077.0	12802.9	0.6309
Pronósticos de 19 Meses	8571.6	13525.3	0.6337
Pronósticos de 20 Meses	8963.5	14133.4	0.6342
Pronósticos de 21 Meses	9388.2	14813.5	0.6338
Pronósticos de 22 Meses	9842.6	15482.6	0.6357
Pronósticos de 23 Meses	10273.9	16202.7	0.6341
Pronósticos de 24 Meses	10750.9	16912.6	0.6357

Figura 1. Raíz media de los errores cuadrados (RMSE)

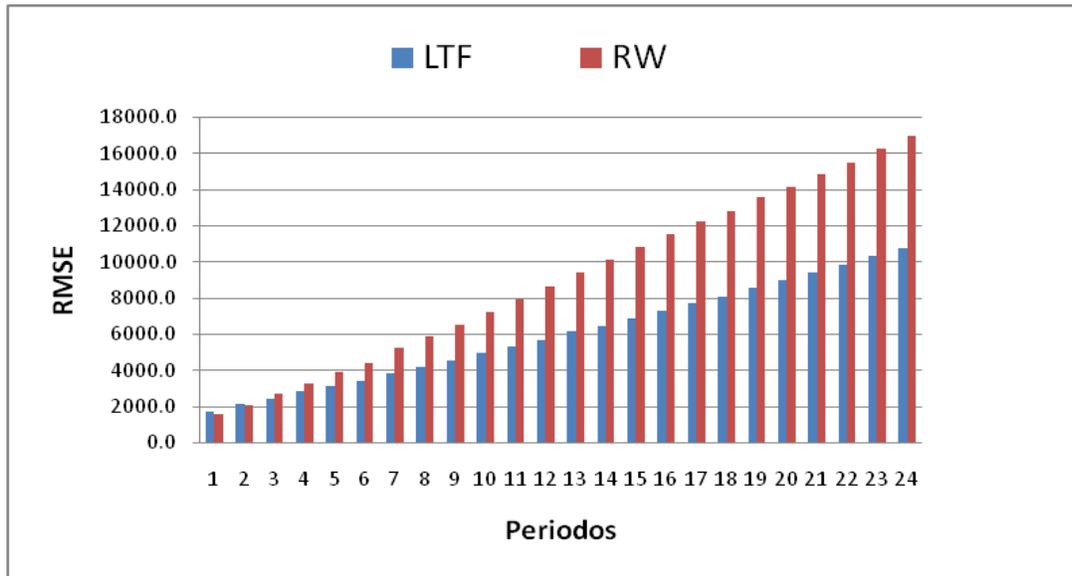


Figura 2. Coeficiente de Desigualdad de Theil Modificado

