

EL CICLO MANUFACTURERO DE ESTADOS UNIDOS: PROPAGACIÓN EN JALISCO, MÉXICO, NUEVO LEÓN Y DISTRITO FEDERAL

Julio Goicoechea¹

Carolina Carbajal De Nova²

RESUMEN

Se analiza el crecimiento manufacturero de las cuatro principales entidades federativas de México, es decir, Jalisco, estado de México, Nuevo León y Distrito Federal, como una función del ciclo de producción correspondiente en Estados Unidos a partir de 1994. Si bien dicho promedio de crecimiento anual en México (2.5%) en tanto país, resulta similar al de Estados Unidos (2.6%) de enero 1994 a la fecha, las entidades manufactureras presentan un crecimiento marcadamente dispar. La media de crecimiento anual para Nuevo León es de 4.6% anual mientras que Jalisco promedió 1.9% y el Distrito Federal permanece a la zaga (-0.1%). Se encuentra que a mayor crecimiento manufacturero de las entidades federativas, más alto es el vigor con el que se transmite el ciclo manufacturero foráneo y menor la volatilidad en su desempeño. Se confirma una transmisión del ciclo manufacturero norteamericano para México y las cuatro entidades consideradas, exclusivamente para el largo plazo. En este sentido, la elasticidad del crecimiento manufacturero para México en su conjunto es positiva y unitaria con respecto al de Estados Unidos, cuando la primera se expresa en moneda local. Para el resto de entidades, es positiva y elástica, si bien inferior a la unidad, con la excepción de Nuevo León (1.71) y el Distrito Federal (0.41). A corto plazo, los coeficientes fueron positivos pero invariablemente inelásticos. Por otra parte, cuando el crecimiento en México se estima en dólares, como función del producto manufacturero norteamericano, así como del tipo de cambio

¹ Doctorado, Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa, Departamento de Economía, julio@xanum.uam.mx.

² Maestría, Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa, Departamento de Economía (con licencia académica), enova@xanum.uam.mx.

real del peso, a largo plazo todos los coeficientes son positivos y superiores a la unidad, encabezados por Nuevo León (2.06), con excepción del Distrito Federal (0.37). A corto plazo, los coeficientes invariablemente son nuevamente positivos e inelásticos. Mismo signo y nivel presenta el tipo de cambio real, tanto en el largo como en el corto plazo, con la excepción de Nuevo León (0.52) y el Distrito Federal (1.08), ambos en el largo plazo. Dichos coeficientes sugieren una estrategia de Estados Unidos para la producción manufacturera foránea, con lo cual la correspondiente mexicana quedaría subordinada en el largo plazo a la primera. Asimismo, la sobrevaluación del peso viene a ser conducente a un estímulo en la producción local.

Producción manufacturera, transmisión de ciclos internacionales, tipo de cambio real del peso

INTRODUCCIÓN

Existe considerable literatura sobre la propagación internacional de los ciclos económicos entre diversos países, siendo Kindleberger (1962) el pionero, seguido por Melzter (1976). A partir de entonces, han proliferado estudios para países desarrollados.³ Sin embargo, el análisis entre economías desarrolladas y en vías de desarrollo, es un tanto menos abundante.⁴ El presente trabajo examina la transmisión del ciclo manufacturero de Estados Unidos en las cuatro entidades federativas con mayor participación en el PIB manufacturero en México: Jalisco, estado de México, Nuevo León y Distrito Federal. El periodo comprendido cubre desde 1994, un año previo a la entrada de México al Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), a la fecha.

³ Por ejemplo, Backus y Kehoe (1992), Backus, Kehoe y Kydland (1992, 1995) y Stockman (1990).

⁴ Por caso, Hoffmaister y Roldos (1997), Loayza, López y Ubide (1999).

La relevancia de la manufactura radica, por ejemplo, en constituir el ámbito donde se elabora la mayor cantidad de producción material. Lo anterior, por oposición a servicios, por ejemplo. De ahí su importancia con respecto a otros sectores de la economía, los cuales estarían supeditados a ésta, como lo es el sector servicios. A la fecha, se considera que la manufactura constituye el motor fundamental de crecimiento para países en desarrollo.

En primer término, en el presente trabajo se cuantifica el crecimiento de la producción manufacturera a partir de 1994. Posteriormente, examinan las características sobresalientes de los periodos de recesión manufacturera de Estados Unidos y México. Más tarde, se calculan los coeficientes de correlación entre el crecimiento de la producción manufacturera de Estados Unidos tanto con respecto a México como del primero con las entidades selectas. En la última parte, se estima el impacto de la producción manufacturera en México así como en las entidades federativas selectas con el fin de determinar la propagación del ciclo manufacturero foráneo. Este procedimiento estima tanto la producción local expresada en dólares como en pesos. En el primer caso, se incorpora el tipo de cambio real, dada la autonomía en la fijación de la política monetaria del banco central local.

DESEMPEÑO INTERNO HETEROGÉNEO

Para evaluar el desempeño de las entidades federativas así como de México y Estados Unidos, se estima el crecimiento medio de la producción industrial. El periodo comprendido es de enero de 1994 a marzo de 2014. A este respecto, dicho aumento se estima mensualmente con un año de rezago. A través de este recurso, se eliminan fluctuaciones inherentes a la estacionalidad. En síntesis, se evita utilizar series desestacionalizadas.⁵

⁵ A diferencia de otros autores. Véase, por ejemplo, Mejía-Reyes *et al.* (2011).

Al mostrar una media de crecimiento de 4.5% anualmente en el periodo, Nuevo León supera el aumento promedio en México en tanto país (2.5%), como en el estado de México (2.3%). Jalisco incrementa su producción en 1.9% como promedio anual. Este ritmo equivale a poco menos de la mitad de la media correspondiente a Nuevo León así como a tres cuartas partes del alcanzado a nivel nacional. El Distrito Federal se singulariza por registrar el menor crecimiento anual, el cual es negativo (-0.1%). El crecimiento manufacturero promedio de Estados Unidos (2.6%) es básicamente igual al de México.

Durante el periodo de enero de 1994 a marzo de 2014, la mitad de los crecimientos anuales se colocaron por arriba del 4.7% para Nuevo León, mientras que en el estado de México, al igual que en Jalisco, la mitad de estos se ubicaron por arriba de 2.9%. Para México en su conjunto, dicho porcentaje fue de 3.1%. En el Distrito Federal, la mitad de estas observaciones estuvieron por debajo del -0.1%, coincidiendo con la media. Por lo que toca a Estados Unidos, la mitad de los crecimientos del producto se ubicaron por encima de 3.5%.

En cuanto a repunte en la producción, Nuevo León registró el aumento mayor (23.8%), seguido por Jalisco (22.8%). En orden decreciente, el estado de México y el Distrito Federal lograron incrementar su producto en un máximo de 19.2%. México en su conjunto exhibió un repunte máximo de 17.7%, Estados Unidos destaca por registrar una menor recuperación al registrar un valor máximo (10.7%), en comparación con México y las entidades referidas.

Cuadro 1. Producción Manufacturera. Estados Unidos, México y Entidades Federativas Selectas. 1994:01 a 2012:06

	Estados Unidos*	México	Jalisco	Estado de México	Nuevo León	Distrito Federal
Media	2.6%	2.5%	1.9%	2.3%	4.5%	-0.1%
Mediana	3.5%	3.1%	2.9%	2.9%	4.7%	-0.1%
Máximo	10.7%	17.7%	22.8%	19.2%	23.8%	19.2%
Mínimo	-18.3%	-16.2%	-19.9%	-18.1%	-17.2%	-20.8%
CV	2.0	2.2	3.6	3.0	1.6	-62.7

* Expresados en dólares.

Fuente: Estimado con base en *Federal Reserve System* e INEGI.

Por lo que se refiere a contracción en el nivel de producción, de enero de 1994 a marzo de 2012, el Distrito Federal reporta el mayor nivel (-20.8%). En orden creciente, siguen Jalisco (-19.9%), estado de México (-18.1%) y Nuevo León (-17.2%). Para México en su conjunto, la contracción fue de -16.2%. En el caso de Estados Unidos, la reducción extrema fue -18.3%. En consecuencia, existe una similitud en cuanto a intensidad en niveles extremos de contracción para las diversas instancias reportadas en el Cuadro 1.

Siendo Nuevo León la entidad con mayor dinamismo en cuanto al crecimiento anual manufacturero (4.5%), presentó el menor coeficiente de variación (1.6) correspondiente. México en su conjunto, se expande al 2.5% anual y presenta un coeficiente de variación de 2.2. El estado de México alcanza el crecimiento de 2.3% con un coeficiente de variación de 3.0. Ante un ritmo de expansión ligeramente menor por parte de Jalisco (1.9%), el coeficiente de variación se eleva a 3.6. Siguiendo en orden decreciente, Estados Unidos registra un coeficiente de variación de 2.0 y un crecimiento de 2.6%. En otro extremo se ubica al Distrito Federal, con una contracción de 0.1% anual, presentando un coeficiente de variación sustancial (-62.7). En

consecuencia, pareciera existir una relación inversa entre el crecimiento medio y el coeficiente de variación.⁶

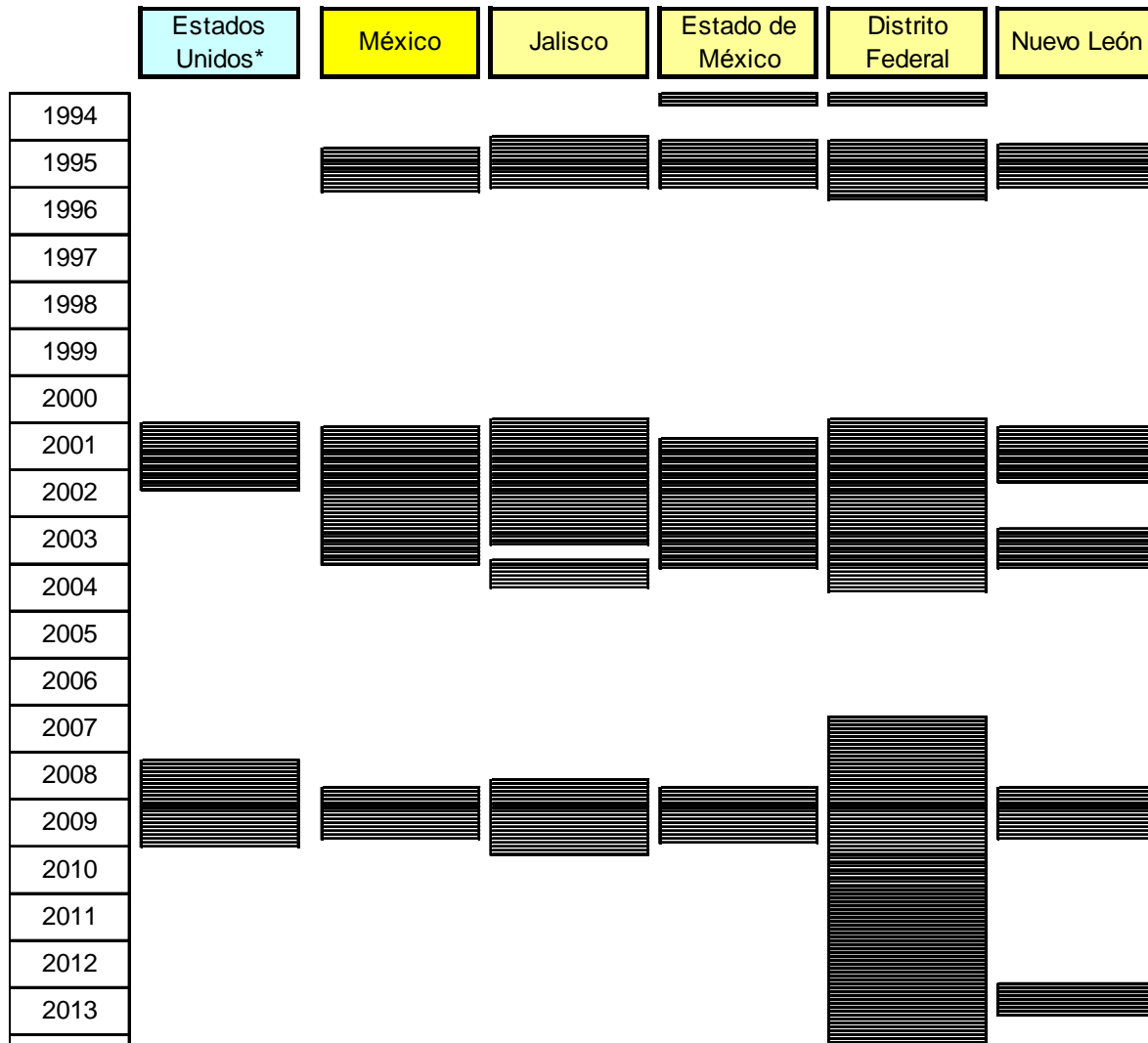
PERIODOS RECESIVOS INTERNOS Y EXTERNO

Para fines del presente trabajo, la recesión se inicia cuando durante tres meses consecutivos el producto desciende, con relación a 12 meses previos. A su vez, la recesión concluye una vez que la producción es positiva durante tres meses continuos, con respecto a la del año precedente. En esta sección se pone el acento en la recesión más que en los periodos de auge, en el propósito de encontrar patrones críticos de crecimiento vinculados con el dinamismo en la producción.

Considerando el periodo de enero 1994 a la fecha, aquí se hace alusión a lo que Comin y Gertler (2006), denominan como ciclo de mediano plazo. Es decir, fluctuaciones dentro de un rango máximo de 50 años. Este ciclo se descompone, según dichos autores, en un componente de alta frecuencia y otro de mediano plazo. El primero incorpora frecuencias inferiores a ocho años, mientras que el segundo incorpora fluctuaciones dentro de un periodo de ocho a 50 años. Dada la disponibilidad de información, en el presente documento se hace referencia al primer componente.

⁶ Es decir, a mayor dinamismo, menor varianza en la expansión manufacturera.

Cuadro 2. Estados Unidos, México y Entidades Federativas Selectas. Distribución temporal temporal de recesiones en manufacturas. 1994:01 a 2014:03



* En dólares.

Fuente: Estimado con base en INEGI y *Federal Reserve System*.

En cuanto a la tipología de las recesiones observadas en México, se distinguen dos claramente diferenciadas a partir de 1994. Las primeras ocurren, en lo fundamental, en coincidencia con las registradas en Estados Unidos. Este es el caso de la recesión que habiendo surgido en Estados Unidos al inicio del año 2001 hasta abarcar parte de 2002, se extendió a México en la misma época ampliándose localmente hasta 2003. Asimismo, la recesión iniciada en 2008 en Estados Unidos, se traslada a México en el mismo año perdurando hasta 2009.

Por otra parte, se observa un segundo tipo de recesiones, mismas que se presentan exclusivamente en México. Este es el caso de la surgida a lo largo de 1995. La referida recesión no afectó a la manufactura de Estados Unidos.

Regresando a la primera recesión, ésta aflora inicialmente en Jalisco, en las postrimerías de 1994 (diciembre), adelantándose a su surgimiento en el Estado de México y al Distrito Federal, ambos en enero de 1995, así como a Nuevo León (febrero de 1995). A nivel nacional, la recesión se registró hasta marzo de 1995.

Para la manufactura a nivel nacional, la recesión iniciada en 1995 se extendió por 11 meses, concluyendo en enero de 1996. En el caso de Jalisco, dicha recesión registró una mayor duración (13 meses); es decir, mayor que en el estado de México, i.e. 12 meses y Nuevo León, con 11 meses. En cuanto a persistencia, solamente el Distrito Federal rebasa a Jalisco, con una extensión de 12 meses. En términos generales, esta recesión se caracteriza por haberse contenido básicamente hasta el inicio de 1996, mostrando un grado de homogeneidad por lo que a duración se refiere.

Cuadro 3. Estados Unidos, México y Entidades Federativas Selectas. Cronología de recesiones en manufacturas. 1994:01 a 2014:03

	Estados Unidos	México	Jalisco	Estado de México	Distrito Federal	Nuevo León
				1994:01-1994:03 3	1994:01-1994:03 3	
1°		1995:03-1996:01 11	1994:12-1995:12 13	1995:01-1995:12 12	1995:01-1996:03 15	1995:02-1995:12 11
2°	2001:01-2002:05 17	2001:02-2003:11 34	2000:12-2003:07 32	2001:05-2004:01 33	2000:12-2004:07 44	2001:02-2002:03 14
			2003:12-2004:06 7			2003:04-2003:12 9
3°	2008:03-2009:12 21	2008:10-2009:10 13	2008:08-2010:02 19	2008:10-2009:11 14	2007:04-2014:03 84	2008:10-2009:10 13
						2012:12-2013:07 8
Meses en recesión	38	58	71	62	146	55
% del total	15.6%	23.9%	29.2%	25.5%	60.1%	22.6%

* Nota. Estimada con base en 243 meses durante el periodo.

Fuente: Estimado con base en INEGI y *Federal Reserve System* .

Con referencia a México, una segunda recesión, arriba esbozada, surge a nivel nacional al comienzo de 2001. Dentro de todo el periodo considerado, es la primera recesión derivada de la ocurrida en Estados Unidos. En este país, dicha recesión perduró de enero de 2001 a mayo de 2002. La característica fundamental de esta recesión es el grado con el que se extiende, en términos generales, en México. Específicamente, la recesión se presenta en México en febrero

del propio 2001, un mes después de iniciada en Estados Unidos, concluyendo en noviembre de 2003.

Considerando a México en su conjunto, la duración de esta recesión fue de 34 meses, mientras que la de Estados Unidos duró la mitad del tiempo (17 meses). En el caso de Jalisco, se presentan dos recesiones básicamente de continuo: la primera de diciembre de 2000 a julio de 2003, con una duración de 32 meses, precediendo a una segunda de siete meses de duración; es decir, de diciembre de 2003 a junio de 2004. A su vez, Nuevo León presenta una primera recesión de febrero de 2001 a marzo de 2002 (14 meses) y una segunda de abril de 2003 a diciembre de 2003 (9 meses). El estado de México es la entidad con una recesión de menor duración dentro de la República Mexicana, constriñéndose a 33 meses (mayo de 2001 a enero de 2004).

En el caso de México, tanto Jalisco como el Distrito Federal registran el inicio de la recesión de iniciada en 2001 con un mes de anticipación, constituyendo un periodo adelantado con respecto al de Estados Unidos y dos meses con relación a México en su conjunto. Por otra parte, destaca la dificultad de la economía mexicana para recuperar un ritmo positivo de crecimiento de la actividad económica después del estancamiento norteamericano. Asimismo, la larga duración de la actividad contractiva en el Distrito Federal, deja de manifiesto la agudeza con que dicha recesión se asienta en la ciudad capital mexicana, abarcando 44 meses continuos. El caso del Distrito Federal pareciera acusar más que un fenómeno recesivo, al de una conurbación donde su peso relativo manufacturero pareciera abatirse de manera incesante.

Un tercer periodo de recesiones en México se inicia en octubre, 2008. Esta surge posterior a la afluencia en marzo de 2008 en Estados Unidos, donde se extiende hasta diciembre de 2012; es decir, abarca un total de 21 meses. En México en cuanto país, la recesión cubre de octubre de

2008 al mismo mes de 2009. Esta última recesión se encuentra sincronizada con la de Nuevo León, por lo que toca a tiempo de duración. En el estado de México, se extiende un mes más, i.e. 14 meses, con respecto a los referidos estados de México y Nuevo León. En Jalisco, se adelanta el inicio de la recesión a agosto de 2008, concluyendo 19 meses después, es decir, en febrero de 2010. Por vía de excepción, en el Distrito Federal la recesión se inicia en abril de 2007. De acuerdo con la última observación disponible, el retroceso en esta última entidad continúa. Con ello, queda de manifiesto la involución experimentada por el Distrito Federal en cuanto a su producción manufacturera.

Comin *et al.* (2009), argumentan que los shocks de Estados Unidos tienen un impacto de más larga duración en México que en Estados Unidos. Para llegar a estas conclusiones utilizan variables como PIB, consumo e inversión, por ejemplo, durante el periodo de 1990 a 2006. A juzgar por los resultados reportados en el Cuadro 3, lo anterior debería ser válido para la recesión de Estados Unidos correspondiente a enero de 2001 a mayo de 2002. Es decir, la duración en Estados Unidos fue de 17 meses, mientras que en México fue de 34 meses. Sin embargo, la afirmación de los autores no se ajusta a la segunda recesión de Estados Unidos antes reseñada.⁷ Una revisión de los datos de dichos autores, podría arrojar nuevas conclusiones, particularmente a la luz de la última recesión referida.

GRADO DE ASOCIACIÓN EN CRECIMIENTO

Existe una larga tradición en el examen de ciclos económicos de efectuar pruebas de correlación. Este ejercicio se encuadra dentro de la concepción de sincronía en la producción, o de la llamada producción compartida⁸ entre países, sugiriendo la ausencia de una relación funcional entre la actividad económica de un país sobre el otro. Por lo anterior, se juzga

⁷ Específicamente, en Estados Unidos se extendió 21 meses (marzo de 2008 a diciembre de 2009) mientras que en México fue de 13 meses (octubre de 2008 a octubre de 2009).

⁸ Es decir, la llamada *production sharing*.

conveniente calcular coeficientes de correlación, utilizando los datos disponibles. Es decir, se establece el grado de asociación entre el crecimiento de la producción manufacturera en entidades selectas. Para este fin, se obtiene la correlación existente entre el crecimiento de los mismos.

En primer término, en cuanto a los datos de enero de 1994 a marzo de 2014, Estados Unidos presenta un grado de asociación con México en tanto país, de 0.69. Por lo que se refiere al resto de entidades federativas, el vínculo con Estados Unidos en términos de crecimiento es por demás reducido. Esta fluctúa entre 0.63 en el caso de Nuevo León y 0.55 por lo que se refiere al estado de México. En el caso del Distrito Federal, este coeficiente de correlación es excepcionalmente bajo (0.39).

Cuadro 4. Estados Unidos, México y Entidades Federativas Selectas. Producción Manufacturera. Coeficiente de Correlación. 1994:01 a 2014:03

	Estados Unidos*	México	Jalisco	Estado de México	Nuevo León	Distrito Federal
Estados Unidos*	1.00					
México	0.69	1.00				
Jalisco	0.56	0.79	1.00			
Estado de México	0.55	0.89	0.73	1.00		
Nuevo León	0.63	0.88	0.73	0.80	1.00	
Distrito Federal	0.39	0.72	0.69	0.63	0.61	1.00

* En dólares.

Fuente: Estimado con base en INEGI y *Federal Reserve System*.

Cuevas, Messmacher *et al.* (2003), encuentran un coeficiente de correlación de 0.619 entre el crecimiento de México y Estados Unidos para el sector manufacturero de 1994 a 2001, elevándose a 0.970 para los años de 1997 a 2001.

En un estudio referido a la correlación de ciclos entre Estados Unidos y México, Mejía-Reyes *et al.* (2011), reportan un coeficiente mayor (0.89) al utilizar el filtro Hodrick-Prescott (HP) corregido,⁹ y 0.83 con el de Christiano-Fitzgerald (CF), para estos dos países entre el periodo de 1997 a 2007. Con referencia a las entidades aquí consideradas en su relación con Estados Unidos, encuentra coeficientes de entre 0.68 y 0.80 previo uso del filtro HP y 0.60 a 0.69 con el de CF. Es conveniente agregar que, por ejemplo, el filtro HP ha sido sujeto de acotaciones.¹⁰

Niveles superiores a partir de 0.80 solamente se observan entre el México en tanto país, con el estado de México (0.89) y Nuevo León (0.88). Asimismo, el coeficiente de correlación entre este último estado y el estado de México es de 0.80.

En el rango entre 0.70 y 0.80 de correlación aparecen Jalisco, Nuevo León y estado de México, con un coeficiente común de 0.73. El estado de México y el Distrito Federal tienen un coeficiente de correlación de 0.72. El Distrito Federal muestra el grado más reducido de asociación con el resto de entidades así como con México en tanto país y Estados Unidos.

⁹ Hodrick y Prescott (1997),

¹⁰ Por ejemplo, el propio Prescott (1986), observa que el filtro HP está diseñado para eliminar componentes estocásticos con periodicidades superiores a 32 trimestres. Con ello, estaría definiendo el ciclo de manera convencional, atendiendo a fluctuaciones de ocho o menos años. Existen una serie de críticas a este filtro (Harvey y Jaeger, 1993; King y Rebelo, 1993 y Ehlgén, 1998). En cuanto al filtro CP, existen reservas sobre la incertidumbre en el extremo final de la muestra, i.e. Watson (2007),

A partir de los resultados aquí obtenidos, se pudiera pensar que la asociación con los principales estados manufactureros aquí considerados, no se confirma con movimientos paralelos en cuanto a los ritmos de crecimiento. De ahí la necesidad de estimar el producto manufacturero de las entidades referidas como una función del correspondiente a Estados Unidos, en vez de constreñirse exclusivamente a una asociación.

TRANSMISIÓN DEL CICLO MANUFACTURERO

Se presenta un modelo de corrección de error consistente en dos ecuaciones para estimar el efecto de la actividad manufacturera en entidades federativas y país local con respecto al país foráneo. En primer término, el efecto en el país local se expresa en dólares. Posteriormente, el referido modelo expresa los valores del propio país local en la propia moneda nacional.

Moneda local expresada en dólares

Para cuantificar el efecto del ciclo económico manufacturero de un país foráneo a uno local, se plantea el siguiente modelo. En primer término:

$$Qind_j * p / E_o / p^* = f(Qind^*, E_r) \quad (1)$$

donde $Qind_j$ se refiere al incremento del producto manufacturero local denominado en moneda local. El subíndice j toma los valores de 1, 2, 3... n, dependiendo de las regiones locales que se consideren. Adicionalmente, p se refiere a un índice de precios al productor local, E_o al tipo de cambio nominal y p^* a un índice de precios al productor foráneo. La variable $Qind^*$ se refiere al producto manufacturero foráneo y E_r es el tipo de cambio real del país local. El miembro izquierdo denota el producto manufacturero local expresado en moneda foránea. Es decir que no obstante la producción se lleva a cabo en el país local, los cálculos económicos se efectúan en moneda foránea. Se espera que la primera expresión tenga un coeficiente positivo. La cercanía a la unidad implicaría el grado de cabalidad en la transmisión. El signo del tipo de

cambio real se espera sea a su vez positivo. Como es sabido, esta última expresión indica el grado de sobrevaluación de la moneda local con respecto a la foránea. Toda sobrevaluación incidiría positivamente en el efecto sobre la moneda local y viceversa.

Moneda local expresada en pesos

Por otra parte, se plantea que:

$$Qind_j = f(Qind^*) \quad (2)$$

donde $Qind_j$ se refiere al producto manufacturero local denominado en moneda local. El subíndice j denota valores de 1, 2, 3...n, dependiendo del número de regiones involucradas. Adicionalmente, $Qind^*$ se refiere al incremento del producto manufacturero del país foráneo. Se espera un coeficiente de elasticidad positivo y cercano a la unidad.

Resultados

Moneda local expresada en dólares

Inicialmente, se presentan los resultados de la ecuación (1) en el Cuadro 5, referidos al efecto del producto manufacturero de Estados Unidos en su similar mexicano expresado en dólares, tanto para México como para las cuatro entidades consideradas. Para el propósito, se utilizan series originales, tanto en el caso de México (INEGI), como en el de Estados Unidos (*Federal Reserve System*). Posteriormente, se exponen los resultados en el producto manufacturero mexicano expresado en moneda nacional. Aquí se asume la existencia de algún grado de integración vertical, con lo cual las estimaciones se efectúan tanto en dólares tanto para México como para Estados Unidos.¹¹

¹¹ Si bien Burstein *et al.* (2008) utilizan este supuesto para en su análisis de la industria maquiladora mexicana *vis a vis* Estados Unidos, esta consideración se podría extender a la manufactura en su conjunto.

Cuadro 5. Coeficientes de Regresión. Transmisión del Crecimiento Manufacturero de Estados Unidos en México y Entidades Federtivas Selectas. 1994:01-2014:03

plazo	Variables independientes			
	$\ln Qind_{EU}$		$\ln E_r$	
	largo	corto	largo	corto
<i>Variables dependientes</i>				
moneda foránea (US \$)				
$\ln Qind_{MX} * p / Eo / p *$	1.26 (32.88)***	0.63 (6.14)***	0.70 (17.52)***	0.71 (9.31)***
$\ln Qind_{JAL} * p / Eo / p *$	1.01 (29.77)***	0.58 (5.15)***	0.81 (22.91)***	0.73 (8.83)***
$\ln Qind_{EMX} * p / Eo / p *$	1.15 (27.31)***	0.52 (4.22)***	0.80 (18.29)***	0.76 (8.23)***
$\ln Qind_{NL} * p / Eo / p *$	2.06 (25.37)***	0.65 (5.67)***	0.52 (6.20)***	0.81 (9.52)***
$\ln Qind_{DF} * p / Eo / p *$	0.37 (7.47)***	0.41 (3.08)***	1.08 (21.00)***	0.80 (8.09)***
moneda local (pesos)				
$\ln Qind_{MX}$	1.00 (37.82)***	0.63 (6.41)***		
$\ln Qind_{JAL}$	0.80 (30.21)***	0.54 (4.98)***		
$\ln Qind_{EMX}$	0.93 (29.24)***	0.50 (4.18)***		
$\ln Qind_{NL}$	1.71 (27.60)***	0.63 (5.55)***		
$\ln Qind_{DF}$	0.28 (5.73)***	0.41 (3.07)***		

Nota. Valores de t entre paréntesis. Significancia. ()***: 99%; ()**: 95%; (): 90%.

En un sentido más amplio, se sostiene que cerca de una cuarta parte del producción total en muchos países en desarrollo es producida por multinacionales (Alvarez, 2013). Este proceso puede tomar la forma de *offshoring*, referido a la actividad de empresas que reubican determinados procesos de producción en países foráneos. Alternativamente, puede aludir a

outsourcing, aludiendo compras de insumos intermedios de proveedores formalmente ajenos a la empresa, i.e. “no afiliados”, sean locales o foráneos (Helpman, 2006). La razón de ser para producir fuera de Estados Unidos parecería ostensible. La producción local está motivada por costos de producción más bajos y vínculos de producción con Estados Unidos (Zlate, 2011). No obstante, solo una fracción de los establecimientos manufactureros de Estados Unidos desarrollan operaciones foráneas. Éstas últimas registran una mayor productividad que sus contrapartes con orientación doméstica. Específicamente, en términos de salarios más bajos con respecto a la productividad agregada (Kurz, 2006).

Expresando la producción manufacturera para México en tanto país en términos de dólares, la elasticidad de la producción manufacturera fue superior a la unidad (1.26), con respecto a la correspondiente de Estados Unidos. En cuanto al efecto en entidades federativas, Nuevo León alcanza un coeficiente positivo y elástico (2.06) en el largo plazo. También en los estados de México y Jalisco los coeficientes correspondientes son positivos y elásticos en el largo plazo, pero su valor desciende a 1.15 y 1.01, respectivamente. El Distrito Federal constituye una excepción, con un coeficiente inelástico (0.37), denotando una reducida vinculación con Estados Unidos en el largo plazo. En consecuencia, al estimar el valor de la producción manufacturera de México en dólares, el resultado es ostensiblemente elástico en el largo plazo, con la excepción mencionada.¹²

Por lo que toca a los resultados de las regresiones, el producto manufacturero de las entidades federativas mexicanas, además del correspondiente al país en su conjunto, es elástico con respecto al correspondiente de Estados Unidos, ambos productos expresados en dólares. Sin

¹² Referida al Distrito Federal.

embargo, para México en su conjunto, el coeficiente de elasticidad del producto manufacturero es manifiestamente elástico (1.26) con respecto a la producción manufacturera de Estados Unidos, en el largo plazo.

En el corto plazo, la elasticidad de la producción manufacturera de México con respecto a la de Estados Unidos, es invariablemente inelástica para las cuatro entidades federativas consideradas, así como para México en su conjunto. En este sentido, los coeficientes fluctúan entre 0.52 en el caso del estado de México, hasta 0.63 por lo que se refiere a México en tanto país. Solamente en el caso del Distrito Federal se registra un coeficiente a corto plazo incluso más reducido (0.41), acentuando así, con respecto al resto de entidades, el débil efecto del ciclo manufacturero de Estados Unidos en México al menos en el corto plazo.

De acuerdo a Frankel y Rose (1996), mientras más estrechos son los vínculos comerciales entre los países, con mayor fuerza se ciñen los ciclos económicos entre estos. Específicamente plantean una regresión donde el coeficiente de correlación, por ejemplo de producción industrial, deviene una función del comercio, en ambos casos de manera bilateral. Arriban a dichas conclusiones al analizar el desempeño de 21 países industrializados con datos trimestrales, cubriendo el periodo de 1959 a 1993. Calderón, Chong y Stein (2003) extienden el trabajo para incluir el comercio apareando países desarrollados con no desarrollados. Este sigue siendo relevante, pero aparentemente en menor magnitud.

Al examinar la transmisión de ciclos económicos internacionales, Burstein *et al.* (2008) estiman que el valor agregado de las manufacturas de Estados Unidos es función de las exportaciones maquiladoras, y de las no maquiladoras. Al hacer este ejercicio con datos anuales de 1980 a 2005, obtienen coeficientes de regresión de 0.794 y 0.531 respectivamente. Estos autores hacen uso de primeras diferencias como una forma de eliminar la tendencia, ubicando su

análisis en un horizonte de corto plazo. Habiendo utilizado el filtro H-P para re-exresar variables, obtienen coeficientes de elasticidad con valores de 0.855 y 0.538, respectivamente. Valga añadir que con cualquiera de los dos métodos utilizados para eliminar la tendencia de las series temporales, los resultados comprenden exclusivamente datos a corto plazo. Por otra parte, la especificación de la ecuación misma, plantea que el valor agregado manufacturero está a expensas de las exportaciones mexicanas, de uno y otro tipo.¹³

En cuanto al tipo de cambio real, el efecto de éste en el producto manufacturero mexicano expresado en dólares, es positivo pero inferior a la unidad para el país en su conjunto, tanto a largo (0.70) como a corto (0.71) plazos. En el caso de Jalisco, los coeficientes de elasticidad se ubican a un nivel de 0.81 y 0.73, en el largo y corto plazo, respectivamente. Niveles comparables se registran en el Estado de México (0.80 y 0.76 para el largo y corto plazos, respectivamente). En el caso de Nuevo León, la elasticidad del producto manufacturero local expresado en dólares es inelástico en el largo plazo (0.52) y elástico (0.81) en el corto plazo. En el caso del Distrito Federal los coeficientes son positivos, alcanzando a ser superiores a la unidad en el largo plazo (1.08) e inferior a uno (0.80) en el corto plazo. Con base a lo anterior, el tipo de cambio real afecta a la producción manufacturera de México, pero en un plano subordinado ante el influjo de la producción correspondiente en Estados Unidos. Caso singular presenta el Distrito Federal, donde el si bien el tipo de cambio real influye de manera elástica en la manufactura local, su incidencia es por demás reducida a nivel de producto.

Moneda local expresada en pesos

Considerando el largo plazo exclusivamente, la elasticidad de la producción manufacturera en México, expresada en pesos, presenta un coeficiente unitario (1.00) con respeto al producto

¹³ Un examen del orden de magnitud de cada uno de estos tres grupos, pondría en entredicho el fundamento de la afirmación implícita.

manufacturero en Estados Unidos. En el caso de Nuevo León, el coeficiente se eleva a 1.71, también en el largo plazo. El estado de México y Jalisco presentan coeficientes elásticos y positivos, si bien inferiores a la unidad, i.e. 0.93 y 0.80, respectivamente, en el largo plazo. El Distrito Federal registra un coeficiente cercano a cero (0.28).

En cuanto al corto plazo, a nivel nacional y estatal, los coeficientes son invariablemente positivos pero inelásticos. Para México en su conjunto, el coeficiente es de 0.63, valor semejante al registrado por Nuevo León. Jalisco y el Estado de México muestra un coeficiente de 0.54 y 0.50, respectivamente. En el Distrito Federal, el coeficiente se reduce incluso a 0.41, ubicándose como el más bajo entre los valores registrados para las entidades federativas selectas.

Cuevas, Messmacher *et al.* (2003), estiman el impacto de la manufactura de Estados Unidos en función de la mexicana para el periodo de enero de 1988 a marzo de 2001. Sin embargo, este ejercicio lo efectúan exclusivamente para el corto plazo con referencia a México en su conjunto. Por ejemplo, a partir de 1997 el coeficiente reportado es 1.355. Sin embargo, para el periodo de enero de 1994 a marzo de 2001, el coeficiente obtenido es de 0.260, además de que, según los autores, carece de significancia estadística.

Chiquiar y Ramos Francia (2004), albergan la preocupación de que el efecto manufacturero de Estados Unidos en México pudiera experimentar un debilitamiento. Con la entrada de países con abundante disponibilidad de mano de obra al escenario del comercio internacional, argumentan, México podría enfrentar dificultades para mantener dicha dependencia productora. Nuevos actores en el concierto internacional, con una baja calificación en términos de destreza laboral semejante a México, pudieran afectar negativamente a las exportaciones mexicanas, al menos en algunos sectores. Ello, se traduciría en una posible pérdida de participación en el

mercado norteamericano, debilitando el grado de sincronía observada entre las manufacturas mexicanas y las norteamericanas. A juzgar por los resultados obtenidos, esta debilidad aún no se ha materializado, al tiempo que los resultados estadísticos son significativos para el periodo en su conjunto, a partir de 1994. Sin embargo, en sus consideraciones de hace una década, dejaron fuera elementos clave. Por caso, el nivel salarial que podría prevalecer en la manufactura mexicana, amén de los costos de transporte, entre otros.

En la presente sección ha quedado de manifiesto como el ciclo manufacturero de Estados Unidos ha estado firmemente asentado en la producción correspondiente en entidades federativas a partir de la entrada en vigor del TLCAN, i.e. 1994. Los coeficientes resultantes son positivos y elásticos, en el largo plazo, sea que la producción mexicana se exprese en moneda local o en dólares. En el corto plazo, los coeficientes son invariablemente inelásticos, reflejando el horizonte en el que operan las decisiones de producción. Esto sugiere una estrategia de producción de largo plazo, establecida por los productores norteamericanos. En este ámbito, se podrían involucrar costos absolutos, tanto los vinculados al transporte como al valor de la fuerza laboral manufacturera en las entidades abordadas.

BIBLIOGRAFÍA

Alvarez, Vanessa (2013) *Multinational production and comparative advantage* Job Market Paper, mimeo, University of Michigan

Backus, David y Patrick J. Kehoe (1992) International Evidence on the historical properties of business cycles *American Economic Review* 82(4) pp. 864-888

Backus, David, Patrick J. Kehoe y Finn Kydland (1992) International real business cycles *Journal of Political Economy* 100(4) pp. 745-775

Backus, David K, Patrick J. Kehoe y Finn E. Kydland (1995) International real business cycles: theory and evidence, en *Frontiers of business cycle research* (Tom Cooley, ed.) Princeton University Press: Nueva Jersey

Burstein, Ariel, Christopher Kurz y Linda Tesar (2008) Trade, production sharing, and the international transmission of business cycles *Journal of Monetary Economics* 55 pp. 775-795

Calderon, César, Alberto Chong y Ernesto Stein (2003) *Trade intensity and business cycle synchronization are developing countries any different?* Inter American Development Bank Working Paper 478

Chiquiar, Daniel y Manuel Ramos-Francia (2004) *Bilateral trade and business cycle synchronization: Evidence from Mexico and United States manufacturing industries* Working Papers 2004-05. Banco de México. Octubre

Comin, Diego y Mark Gertler (2006) Medium term business cycles *American Economic Review* 96(3) pp. 523-551

Comin, Diego A., Norman Loayza, Farooq Pasha y Luis Serven (2009) *Medium term business cycles in developing countries* Working Paper 15428. National Bureau of Economic Research. Boston

Cuevas C., Alfredo, Miguel Messmacher y Alejandro M. Werner (2003) *Sincronización macroeconómica entre México y sus socios comerciales del TLCAN* Documento de Investigación 2003-01. Banco de México

Ehlgén, Jürgen (1998) Distortionary effects of the optimal Hodrick-Prescott filter. *Economics Letters* 61(3) pp. 345-349

Frankel, Jeffrey A. y Andrew K. Rose (1996) *The endogeneity of the optimum currency area criteria* Working Paper 5700. National Bureau of Economic Research. Boston

Harvey, A.C. y A. Jaeger (1993) Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics* 8(3) pp. 231-247

Helpman, Elhanan (2006) Trade, FDI, and the organization of firms *Journal of Economic Literature* 44(3) pp. 589-630

Hodrick, Robert J. y Edward C. Prescott (1977) Postwar United States business cycles: An empirical investigation *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1) pp. 1-16

Hoffmaister, Alexander y Jorge Roldos (1997) *Are business cycles different in Asia and Latin America?* FMI Documentos de Trabajo 97/9 enero

Kindleberger, Charles P. (1962) *Foreign trade and the national economy. Studies in comparative economics* no. 2 Yale University Press. New Haven y Londres

King, Robert G. y Sergio T. Rebelo (1993) Low frequency filtering and real business cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control* 17(1-2), pp. 207-231

Kurz, Christopher Johann (2006) *Outstanding outsourcers: A firm- and plant-level analysis of production sharing* Federal Reserve Board, Washington, D.C. Documento de Trabajo 2006-04

Loayza, Norman, Humberto Lopez y Angel Ubide (2001) *Comovements and sectoral interdependence: Evidence for Latin America, East Asia and Europe* FMI Documentos de Personal 48(2) pp. 367-396

Mejía-Reyes, Pablo y Jeanett Campos-Chávez (2011) Are the Mexican States and the United States business cycles synchronized? Evidence from the manufacturing production *Economía Mexicana* (Nueva Época) 20(1) pp. 79-112

Meltzer Allan H. (1976) Monetary and other explanations of the great depression *Journal of Monetary Economics* 2 pp. 456-471

Prescott, Edward C. (1986) Theory ahead of business-cycle measurement *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10 pp. 9-22

Stockman, Alan C. (1990) International transmissions and real business-cycle models *American Economic Review* (Documentos y Procedimientos) 80(2) pp. 134-138

Watson, Mark W. (2007) How accurate are real-time estimates of output trends and gaps? *Economic Quarterly* 93(3) pp. 143-161

Zlate, Andrei (2011) *Offshore production and business cycle dynamics with heterogeneous firms*. Federal Reserve Board mimeo, octubre

PÁGINAS ELECTRÓNICAS

www.banxico.org.mx [junio 16, 2014]

www.bis.org [mayo 16, 2014]

www.bls.gov [junio 16. 2014]

www.federalreserve.gov [junio 10, 2014]

www.inegi.gob.mx [junio 10, 2014]

Apéndice. Datos

El tipo de cambio nominal se obtuvo de Banco de México, mientras que el real proviene de *Bank for International Settlements*. Los índices de precios al productor de Estados Unidos a nivel de industria provinieron de *Bureau of Labor Statistics* y el correspondiente a México, es el referido a industrias manufactureras, publicado por INEGI. El índice de producción industrial para Estados Unidos es el correspondiente al Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN), elaborado por *Federal Reserve System*, mientras que los referidos a México y entidades federativas selectas corresponden a INEGI. En este último caso, las series de enero de 1993 a febrero de 2008 y la de enero de 2004 a marzo de 2014 se homologaron haciendo una retrogresión de la segunda con la primera, tomando a 2003 como año común.