Efectos de la productividad laboral en las exportaciones manufactureras mexicanas

VÍCTOR M. CUEVAS AHUMADA*

Las exportaciones manufactureras de México han registrado un crecimiento significativo en años recientes, en particular a partir de la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) en 1994. Las exportaciones de manufacturas constituyen no sólo una importante fuente de divisas para el país, sino un factor clave para el crecimiento económico y la generación de empleos estables y bien remunerados. En este entorno, el presente trabajo recurre tanto al análisis estático como al dinámico para evaluar algunos de los principales factores determinantes de las exportaciones de manufacturas. El análisis estático se basa en las técnicas de regresión múltiple y de series de tiempo univariadas. El análisis dinámico, por otra parte, se apoya en un modelo de autorregresión vectorial, en funciones generalizadas de respuesta al impulso y en descomposiciones generalizadas de varianza.

* Profesor-investigador del Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco <victorcuevasahumada@yahoo.com.mx>.

El hallazgo de mayor relevancia estriba en que la productividad laboral constituye el factor principal determinante de las exportaciones manufactureras

Es conveniente destacar, asimismo, que el empleo de más de una técnica econométrica tiene por objeto evitar posibles sesgos en la evidencia empírica obtenida.[1] Las variables seleccionadas para este estudio son: las exportaciones de manufacturas, la productividad laboral manufacturera, los salarios medios de esta industria, el costo del crédito, el tipo de cambio real y el nivel de actividad económica en Estados Unidos en tanto variable que representa de manera indirecta (*proxy*) la demanda externa de la exportaciones mexicanas.

El hallazgo de mayor relevancia es que la productividad laboral constituye un factor determinante de las exportaciones del sector. Por una parte, la evidencia empírica indica que un aumento en la productividad de la mano de obra estimularía las exportaciones en mayor medida que una depreciación del tipo de cambio real o, incluso, que un aumento en la actividad económica estadounidense. En este marco, la formulación y la instrumentación de políticas sectoriales coherentes de aliento a la productividad del factor trabajo podrían contribuir de manera significativa no sólo a impulsar las exportaciones del sector manufacturero, sino también a atenuar la vulnerabilidad de la economía nacional frente a variaciones en el nivel de actividad económica estadounidense.

Este artículo se divide en dos secciones. En la primera se explica el enfoque de este trabajo y se presentan algunos datos sobre los factores determinantes de las exportaciones manufactureras. En la segunda se presenta el análisis empírico sobre los factores determinantes de las exportaciones de manufacturas durante el periodo 1996-2007.[2] En esta sección, como se ha mencionado, se usan dos técnicas econométricas con la finalidad de confirmar los hallazgos.

PRODUCTIVIDAD LABORAL Y EXPORTACIONES MANUFACTURERAS

Diversas investigaciones empíricas sugieren la presencia de una relación directa entre la productividad laboral y las exportaciones manufactureras, tanto en México como en otras naciones.[3] Esta relación se atribuye, por una parte, a que las empresas más productivas son precisamente las que logran incursionar en los mercados foráneos y, por la otra, a que algunas empresas toman la decisión estratégica de exportar y canalizan los recursos necesarios para elevar sus niveles de productividad. Los estudios referidos indican que la ganancia *directa* en productividad generada por la propia actividad exportadora es en realidad pequeña.[4] En consecuencia, podría decirse

1. Walsh recomienda el uso de diversos métodos econométricos con el fin de acrecentar la confiabilidad de los resultados obtenidos. Véase C. Walsh, *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, Cambridge, Mass., 2003.
2. En un inicio se buscó que las series de tiempo empezaran en 1994, puesto que en ese año entró en operación el TLCAN. Sin embargo, en la parte de análisis empírico fue necesario reducir el tamaño de la muestra por razones que se explican más adelante.
3. Véanse, por ejemplo, las investigaciones de J. Wagner, "Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm-level Data", *The World Economy*, vol. 30, núm. 1, 2007, pp. 60-82; S. Girma, A. Greenaway y R. Kneller, "Does Exporting Increase Productivity? A Microeconomic Analysis of Marched Firms", *Review of International Economics*, vol. 12, núm. 5, 2004, pp. 855-866; Hallward-Driemeier, M.G. Iarossi y K. Sokoloff, *Exports and Manufacturing Productivity in East Asia: A Comparative Analysis with Firm-level Data*, documento de trabajo, núm. 8894, National Bureau of Economic Research, 2002; S. Clerides, S. Lach y J. Tybout, *Is "Learning-by-Exporting" Important? Micro-dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco*, documento de trabajo, núm. 5715, National Bureau of Economic Research, 1996, y A. Bernard y B. Jensen, *Facts on the "Export Boom" in US Manufacturing: The Role of Entry Costs, Productivity, and Terms of Trade*, inédito.
4. La citada investigación de Girma *et al.*, sin embargo, destaca un poco más la potencial contribución de las exportaciones a la productividad.

que la teoría convencional y la evidencia empírica tienden a coincidir en que la relación de causalidad avanza en el sentido de una mayor productividad —laboral o total— a una expansión de las exportaciones.[5]

El presente trabajo adopta la visión prevaleciente al estudiar los efectos de la productividad laboral, así como de otras variables, sobre las exportaciones de manufacturas. Por otro lado, como medida de productividad laboral, aquí se utiliza el índice de productividad de la mano de obra en la industria manufacturera desarrollado por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). Este índice mide los cambios en la producción frente a los cambios en las horas hombre trabajadas. De esta manera, la productividad laboral aumenta cuando se produce más por hora hombre trabajada. Es importante reconocer que este índice, aun cuando se construye con la misma metodología de las naciones desarrolladas, no alcanza a establecer qué porcentaje del incremento en el producto total obedece a mejoras en la productividad de los trabajadores y qué porcentaje responde a mejoras en la productividad del capital o de algún otro factor de la producción.[6] Esto hace que los términos *productividad de la mano de obra* o *productividad laboral* sean discutibles hasta cierto punto. Sin embargo, el uso de esta terminología se sustenta en el hecho de que, como parte de la Encuesta Industrial Mensual, lo que el INEGI intenta medir es precisamente la productividad del factor trabajo.

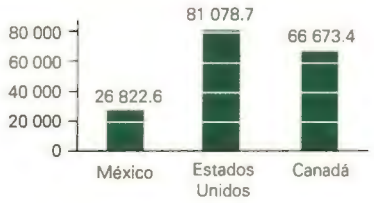
En otro orden de ideas, hay que puntualizar que la productividad laboral es uno de los varios factores determinantes de las exportaciones. Dicho de otro modo, la competitividad y las exportaciones de un país dependen no sólo de la productividad, sino de una diversidad de factores estrechamente relacionados entre sí, como la tasa salarial, el costo del crédito, el costo de las materias primas, insumos intermedios y bienes de capital, el sistema de incentivos fiscales, las regulaciones gubernamentales, las estructuras de mercado, el precio y la calidad de los productos terminados y, por supuesto, el tipo de cambio real.

Enseguida se analiza el papel desempeñado por algunos de estos factores determinantes de las exportaciones manufactureras del país. En concreto, se revisan algunas estadísticas sobre productividad laboral, salarios, costo del crédito y tipo de cambio real, puesto que estas variables son explícitamente consideradas en la parte empírica de la investigación. Se tiene en cuenta en primer lugar la productividad laboral de México en relación con los otros socios del TLCAN. Un modo de medir la productividad laboral es mediante el producto medio anual o producto anual por trabajador ocupado. Esta variable se obtiene al dividir el producto interno bruto (PIB) de cada país entre su población ocupada (véase la gráfica 1).

5. Aunque hay estudios que señalan que es básicamente la dinámica exportadora la que trae consigo ganancias en productividad y en competitividad. Véase, por ejemplo, K. Unger, "Productividad, desarrollo tecnológico y competitividad exportadora en la industria mexicana", *Economía Mexicana*, nueva época, vol. II, núm. 1, 1993.
6. En el caso de México, la industria maquiladora no está incluida en la elaboración de este índice.

GRÁFICA 1

MÉXICO, ESTADOS UNIDOS Y CANADÁ: PRODUCTO MEDIO ANUAL, 2005 (DÓLARES ESTADOUNIDENSES, EN PARIDADES CORRIENTES DEL PODER DE COMPRA)



Fuente: elaboración propia con base en datos de la OCDE, el INEGI y los departamentos del Trabajo de Estados Unidos y Canadá.

Para que la comparación en dólares estadounidenses sea metodológicamente válida, es necesario hacer uso de las llamadas paridades corrientes del poder de compra para el PIB. Estas paridades igualan el costo de una canasta de bienes y servicios que incluye los diferentes componentes del PIB, lo cual hace posible corregir las distorsiones cambiarias derivadas de la subvaluación y la sobrevaluación de las monedas.[7] En otras palabras, las paridades referidas proporcionan los tipos de cambio en su justo valor,[8] que a su vez sirven para transformar a dólares estadounidenses el valor del PIB, tanto de México como de Canadá.

Como se desprende de la gráfica 1, cuyo referente es el año 2005, la productividad laboral estadounidense es tres veces superior a la mexicana. La productividad laboral de Canadá, por su parte, es alrededor de 2.5 veces superior. Estos datos permiten apreciar el rezago que registra la productividad laboral de México frente a la de sus socios comerciales en América del Norte. Este desfase no impide, sin embargo, que México sea competitivo en la producción de un sinnúmero de mercancías en razón del diferencial de los salarios. La gráfica 2 reporta los salarios medios por hora trabajada en las industrias manufactureras de México, Estados Unidos y Canadá.[9]

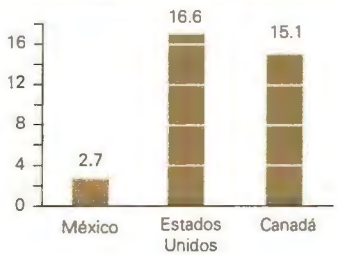
7. Las paridades corrientes del poder de compra las calcula la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) para comparar los valores de la producción de las diferentes naciones afiliadas, así como sus niveles de ingreso per cápita.
8. Del peso mexicano frente al dólar estadounidense, por un lado, y del dólar canadiense ante el dólar estadounidense, por el otro.
9. La comparación salarial involucra 205 tipos de actividad. No obstante, en el caso de México se excluye a las maquiladoras de productos para la exportación.

Como se observa, la brecha en la productividad laboral se traduce en el pago de menores salarios para los trabajadores mexicanos. De este modo, la competitividad de la industria mexicana se apoya en buena medida en el pago de salarios más reducidos. Mientras que el salario promedio de un obrero mexicano se ubica en 2.75 dólares por hora trabajada, el de un obrero estadounidense y canadiense alcanza 16.56 y 15.08 dólares por hora laborada, respectivamente. De allí que la brecha salarial en América del Norte sea incluso más amplia que la que se presenta en materia de productividad laboral, puesto que los salarios medios estadounidenses son superiores a los mexicanos en una proporción de seis a uno, mientras que los canadienses lo son en una proporción de 5.6 a uno.

En la gráfica 3 se observa que, sobre todo a partir del 2000, la productividad laboral manufacturera ha crecido de manera más rápida en Estados Unidos que en México. No obstante que la productividad mexicana ha mostrado un indiscutible dinamismo, que por cierto supera al canadiense, el rezago frente a Estados Unidos resulta preocupante puesto que con este país se realiza poco más de 80% del intercambio comercial. Una menor tasa de crecimiento de la productividad laboral manufacturera, por otra parte, podría traducirse en una pérdida gradual de competitividad internacional para la economía mexicana. Esto, a su vez, tendería a profundizar la disparidad salarial entre México y Estados Unidos, puesto que los salarios constituyen la principal variable de ajuste frente a los rezagos acumulados en el renglón de la productividad del factor trabajo.

GRÁFICA 2

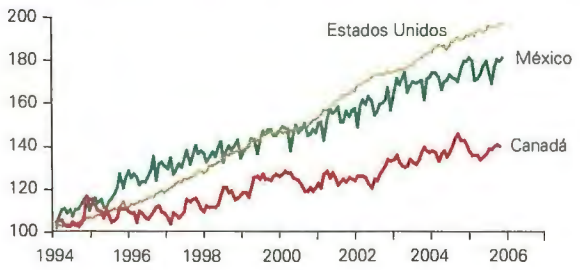
MÉXICO, ESTADOS UNIDOS Y CANADÁ: SALARIOS MEDIOS EN LA INDUSTRIA MANUFACTURERA, 2005 (DÓLARES POR HORA)



Fuente: elaboración propia con base en datos del INEGI, la OCDE y el Ministerio de Trabajo de Canadá.

GRÁFICA 3

MÉXICO, ESTADOS UNIDOS Y CANADÁ: PRODUCTIVIDAD LABORAL MANUFACTURERA, 1994-2007[a] (ÍNDICE POR HORAS HOMBRE TRABAJADAS, BASE 1993-100)

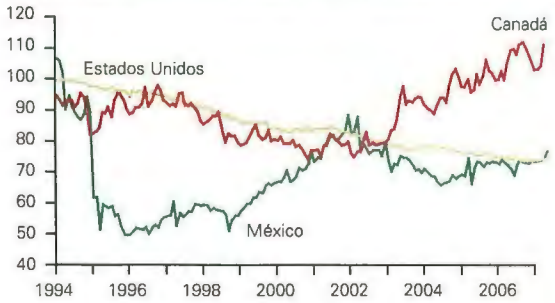


a. Datos a enero de cada año.

Fuente: elaboración propia con base en datos del INEGI, el Departamento del Trabajo de Estados Unidos y la OCDE.

GRÁFICA 4

MÉXICO, ESTADOS UNIDOS Y CANADÁ: COSTOS UNITARIOS COMPARATIVOS DE LA MANO DE OBRA MANUFACTURERA ,1994-2007[a] (ÍNDICE POR HORAS HOMBRE TRABAJADAS, BASE 1993 = 100)



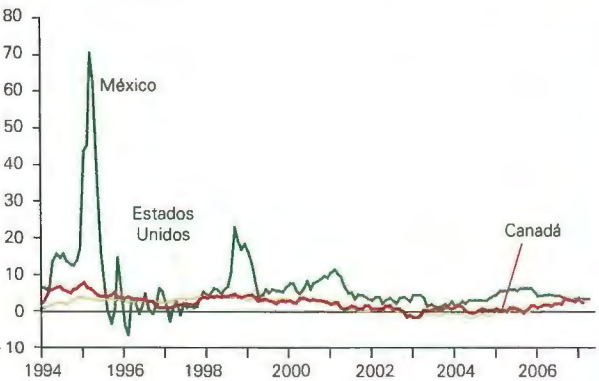
a. Datos a enero de cada año.

Fuente: elaboración propia con base en datos del INEGI, el Banco de México, el Departamento del Trabajo de Estados Unidos y la OCDE.

La gráfica 4 muestra la evolución de los llamados costos unitarios de la mano de obra en la industria manufacturera de las tres naciones analizadas. Ella da cuenta del efecto combinado que tienen, sobre el costo del factor trabajo por unidad producida, tanto los cambios en la productividad como los cambios en los salarios. En la economía estadounidense, por ejemplo, los costos referidos han venido bajando de manera sostenida, lo cual refleja que la productividad laboral ha crecido con mayor rapidez que los salarios. Para Canadá se aprecia que, en años recientes, ha ocurrido lo contrario; es decir, la mejora salarial ha excedido al crecimiento de la productividad del trabajo, lo cual ha derivado en un marcado incremento de los costos laborales por unidad de producto. En el caso mexicano se observa un comportamiento errático; esto es, una caída pronunciada durante la crisis de 1994-1995, un repunte durante el periodo 1998-2002 y un patrón de fluctuaciones más acotadas a partir de 2002. Por último, habría que destacar que los costos laborales en Estados Unidos exhiben una consistente trayectoria a la baja, lo cual indica que se ha estado fortaleciendo su competitividad internacional, en particular frente a Canadá y México. Por el lado positivo, podría señalarse que el costo real del crédito en México ha estado disminuyendo y, aun cuando no se ha logrado la convergencia con Estados Unidos y Canadá en este renglón, el diferencial actual es relativamente bajo. Es importante señalar que, para medir el costo del crédito en términos reales de cada país, se calculó la diferencia entre la tasa de interés promedio ponderada del papel comercial y la tasa de inflación en el periodo correspondiente.[10] La gráfica 5 muestra los resultados de este ejercicio para el periodo 1994-2007.

GRÁFICA 5

MÉXICO, ESTADOS UNIDOS Y CANADÁ: TASA DE INTERÉS REAL, 1994-2007[a]



a. Datos a enero de cada año.
Fuente: elaboración propia con base en datos del INEGI y el Fondo Monetario Internacional.

10. El papel comercial es un instrumento de deuda a corto plazo ampliamente utilizado por las grandes empresas que cotizan en bolsa para contratar deuda de mercado (o deuda bursátil), la cual es

Como puede verse, con el abatimiento gradual de la inflación y la consolidación de la estabilidad macroeconómica en México, se ha estado estrechando el diferencial de tasas reales de interés entre las tres naciones. Durante la mayor parte del periodo estudiado, sin embargo, el costo real del financiamiento ha sido notablemente más elevado en México que en sus contrapartes de América del Norte. Asimismo, aun cuando para México la convergencia inflacionaria con Estados Unidos es un objetivo factible, la convergencia de tasas reales de interés no lo es en razón de los diferenciales de riesgo país. En este marco, las instituciones nacionales de banca de desarrollo tendrán que seguir fortaleciendo la competitividad internacional del país no sólo mediante el otorgamiento de créditos de bajo costo a las empresas, sino también de la prestación de servicios, como la asesoría especializada.

La gráfica 6 ofrece una panorámica del comportamiento del índice de tipo de cambio real efectivo. Este índice se calcula con base en precios al consumidor y mide los cambios en la competitividad internacional de México respecto a 111 naciones. Como consecuencia de la macrodevaluación monetaria de finales de 1994 y principios de 1995, el peso se depreció mucho en términos reales. El margen de subvaluación de la moneda logrado en esa coyuntura, sin embargo, se fue diluyendo de manera paulatina a raíz de un proceso de apreciación del tipo de cambio real que se prolongó hasta marzo de 2002. La tendencia de apreciación real de la moneda se revierte, por ende, en abril de 2002. Esto fue probablemente resultado de la mejora en la percepción de riesgo país, del menor crecimiento de la productividad laboral manufacturera de México —sobre todo en comparación con Estados Unidos— y de la mayor competencia que comenzaron a enfrentar las exportaciones nacionales en el mercado estadounidense.[11]

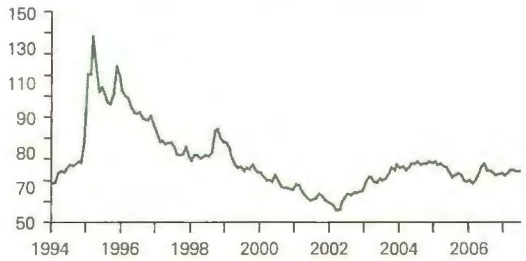
En conclusión, para la economía mexicana el pago de bajos salarios y las depreciaciones reales de la moneda parecerían ser dos variables fundamentales de ajuste, no sólo frente a la brecha en materia de productividad laboral manufacturera, sino también ante otras desventajas competitivas, como la escasez y el mayor costo real del financiamiento a las empresas.

considerablemente más barata que la bancaria. Los bancos no divulgan información suficiente sobre las tasas de interés activas o de préstamo, por lo que aquí se emplean las tasas de rendimiento del papel comercial para medir el costo del financiamiento a las empresas.

11. Véase Banco de México, *Informe Anual 2002*, pp. 104-106.

G R Á F I C A 6

MÉXICO: ÍNDICE DE TIPO DE CAMBIO REAL EFECTIVO, 1994-2007 (BASE 1990 = 100)



Fuente: elaboración propia con base en datos del Banco de México.

DESARROLLO EMPÍRICO

Al estudiar los efectos de diferentes variables sobre las exportaciones manufactureras, los hallazgos resultan muy interesantes. Se presenta la siguiente relación funcional:

$$X = F(\upsilon, W, i, Q, Y^*) \qquad [1]$$

donde:

X = exportaciones de la industria manufacturera.

υ= productividad de la mano de obra en la industria manufacturera.

W= salarios medios nominales en la industria manufacturera, expresados en dólares por hora hombre trabajada.

i= costo del crédito, medido en función de la tasa de interés promedio ponderada del papel comercial.[12] Cabe señalar que, en el análisis empírico, se optó por utilizar la primera diferencia de la tasa de interés nominal (del papel comercial) en lugar de la tasa de interés real. Aun cuando en ambos casos la variable es estacionaria, los residuales de la regresión se comportan mejor al utilizar la tasa de interés nominal en primeras diferencias.

Q= tipo de cambio real efectivo. Esta variable, como se ha mencionado, se basa en índices de precios al consumidor y mide cambios en la competitividad internacional de México respecto a 111 países.

Y*= nivel de actividad económica en Estados Unidos, empleando el índice de producción industrial como

12. El papel comercial es un instrumento de deuda a corto plazo.

variable *proxy* (al no haber datos mensuales respecto al PIB para ese país).

Esta selección de variables obedece tanto a la disponibilidad de información estadística completa como al hecho de que algunas de estas variables son consideradas de manera expresa por el INEGI como indicadores de competitividad.[13] Para cada una de estas variables, se recabó información estadística mensual en el periodo comprendido entre enero de 1996 y julio de 2007.[14] De este modo, se excluyen los años de 1994 y 1995, debido al episodio de inestabilidad macroeconómica originado por la macrodevaluación de diciembre de 1994, puesto que éste da lugar a formas complejas de heteroscedasticidad y autocorrelación en los residuales de los cálculos. Este problema se intentó corregir mediante la incorporación de variables indicadoras que capturaran eventuales cambios en los niveles y en las tasas de crecimiento de las series de tiempo, pero sin obtener los resultados deseados. De allí que se decidiera acotar el periodo de estudio.

El primer paso en el análisis empírico consistió en ajustar de manera estacional las series de tiempo, mediante el método de ajuste estacional X12. Asimismo, todas las variables, con excepción de la tasa de interés, se expresaron en logaritmos naturales. Enseguida, se procedió a hacer pruebas de raíces unitarias y de estacionariedad para cada una de las variables del sistema. Los resultados de este ejercicio se muestran en el cuadro 1.

En el cuadro se observan los resultados de la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (o ADF, por sus siglas en inglés), de las pruebas de Phillips-Perron (PP) y de las pruebas de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS). Tanto en las pruebas ADF como en las PP, la hipótesis nula es que la variable en cuestión contiene raíz unitaria (es decir, que no es estacionaria). En las pruebas KPSS, por el contrario, la hipótesis nula es que la variable de referencia es estacionaria. Las pruebas de estacionariedad son convenientes para acrecentar la confiabilidad de los resultados, toda vez que las pruebas de raíz unitaria

13. Dentro de los llamados indicadores de competitividad, el INEGI considera la productividad de la mano de obra, los salarios y el costo del crédito, al igual que otras variables relacionadas de manera directa con productividad laboral y salarios.
14. Las series correspondientes a las exportaciones, la productividad laboral, los salarios y el costo del crédito fueron obtenidas del Banco de Información Económica (BIE) del INEGI; los datos referentes al índice de tipo de cambio real efectivo provienen del Banco de México, y los relativos a la producción industrial de Estados Unidos se obtuvieron del Sistema de la Reserva Federal de ese país.

CUADRO 1

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA Y DE ESTACIONARIEDAD DE LAS VARIABLES RELACIONADAS CON LAS EXPORTACIONES

Variable[1]	Especificación[2]	Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF)[3] Ho: raíz unitaria[5]	Prueba de Phillips-Perron (PP)[3] Ho: raíz unitaria[5]	Prueba de Kwiatkowsky, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)[4] Ho: estacionariedad[5]	Orden de integración
X	C y TD	– 2.79	– 3.69*	0.311**	?
DX	C	– 8.69**	– 26.12**	0.36	I(0)
υ	C y TD	– 2.61	– 3.70*	0.25**	?
Δυ	C	– 12.85**	19.70**	0.31	I(0)
W	C	– 0.85	– 0.78	1.20**	I(1)
ΔW	C	– 14.54**	– 14.50**	0.28	I(0)
ΔW	Sin C ni TD	– 14.58**	– 14.52**	–	I(0)
i	C	– 1.43	– 1.85	1.04**	I(1)
Δi	C	– 7.90**	– 7.44**	0.11	I(0)
Δi	Sin C ni TD	– 7.92**	7.48**	–	I(0)
Q	C	– 1.55	– 1.71	0.72*	I(1)
ΔQ	C	– 6.92**	– 10.07**	0.17	I(0)
ΔQ	Sin C ni TD	– 6.94**	– 10.10**	N.D.	I(0)
Y*	C y TD	– 1.75	– 1.84	0.30**	I(1)
ΔY*	C	– 4.44**	– 13.22**	0.45	I(0)

Notas: X = exportaciones de la industria manufacturera. υ = productividad de la mano de obra en la industria manufacturera. W = salarios medios nominales en la industria manufacturera. i = costo del crédito. Q = tipo de cambio real efectivo. Y* = nivel de actividad económica en Estados Unidos.
1. El símbolo Δ es el operador de primeras diferencias: de este modo, $\Delta Q_t = Q_t - Q_{t-1}$.
2. C = constante y TD = tendencia determinística.
3. Tanto en las pruebas ADF como en las PP se utilizan los valores críticos de MacKinnon (véase J. McKinnon, "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, núm. 11, 1996, pp. 601-618). Los valores, por supuesto, varían en función de la especificación de la ecuación de prueba. En las pruebas ADF se recurre al criterio de información de Schwarz para determinar el número de rezagos de las ecuaciones de prueba.
4. Los resultados de las pruebas KPSS se basan en los valores críticos tabulados por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin. Véase D. Kwiatkowski, P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, núm. 54, 1992, pp. 159-178.
5. Los asteriscos * y ** indican el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de cinco y uno por ciento, respectivamente.

Fuente: cálculos del autor.

adolecen de bajo poder. Por último, habría que señalar que para especificar las ecuaciones de prueba (es decir, para decidir sobre la inclusión de un intercepto, un intercepto y una tendencia o ninguna de las dos cosas) se sigue la metodología de Hamilton. En otras palabras, se adopta la especificación que mejor refleje el comportamiento de los datos, no sólo con la hipótesis nula sino, también, con la hipótesis alternativa.[15]

15. Aquí habría que precisar, sin embargo, que las pruebas KPSS sólo admiten dos posibles especificaciones para las ecuaciones de prueba: con intercepto y con intercepto y tendencia determinista. Véase J. Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.

En este marco, las exportaciones manufactureras (X) y la productividad laboral (υ) son variables estacionarias o integradas de orden cero (I[0]) en primeras diferencias, pero los resultados en niveles son contradictorios o inconclusos. Por fortuna, las pruebas son consistentes al indicar que el resto de las variables son integradas de orden uno en niveles I(1) y estacionarias en primeras diferencias. Asimismo, las dos series de tiempo cuyos resultados son ambiguos parecen ser estacionarias alrededor de una tendencia determinística. Para corroborarlo, por una parte, se descompuso el comportamiento de estas series X y υ en sus componentes cíclico y de tendencia mediante el filtro de Hodrick-Prescott y, por la otra, se realizaron pruebas de raíz unitaria para las series con tendencia suprimida (véase el cuadro 2).

Como puede observarse, los componentes cíclicos de las exportaciones, X^c, y de la productividad laboral, υ^c, constituyen variables estacionarias. En el cuadro 3 aparecen los resultados de las pruebas de causalidad en sentido de Granger, entre estas dos variables cuando se emplean dos, cuatro y seis rezagos, respectivamente.

Las pruebas de causalidad de Granger permiten medir la capacidad de predicción que una variable tiene sobre el comportamiento de otra. Los valores de probabilidad del cuadro 3, como puede verse, son demasiado altos y no permiten arribar a conclusión alguna en cuanto a la capacidad de predicción de una u otra variable. Los resultados del análisis estático, sin embargo, son muy interesantes.

C U A D R O 2

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA Y DE ESTACIONARIEDAD PARA LOS COMPONENTES CÍCLICOS DE LAS EXPORTACIONES MANUFACTURERAS Y DE LA PRODUCTIVIDAD LABORAL

Variable	Especificación[1]	Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF)[2] Ho: raíz unitaria[4]	Prueba de Phillips-Perron (PP)[2] Ho: raíz unitaria[4]	Prueba de Kwiatkowsky, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)[3] Ho: estacionariedad	Orden de integración
X^c	Sin C ni TD	−4.35**	−6.95**	–	I(0)
υ^c	Sin C ni TD	−7.62**	−8.00**	–	I(0)

1. C = constante y TD = tendencia determinística.
2. Tanto en las pruebas ADF como en las PP se utilizan los valores críticos de MacKinnon (véase J. McKinnon, "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, núm. 11, 1996, pp. 601-618). Los valores, por supuesto, varían en función de la especificación de la ecuación de prueba. En las pruebas ADF se recurre al criterio de información de Schwarz para determinar el número de rezagos de las ecuaciones de prueba.
3. En este caso no fue posible hacer las pruebas KPSS, pues éstas no pueden realizarse cuando la especificación de la ecuación de prueba es sin constante ni tendencia determinística.
4. Los asteriscos * y ** indican el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de cinco y uno por ciento, respectivamente.

Fuente: cálculos del autor.

C U A D R O 3

PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER ENTRE LOS COMPONENTES CÍCLICOS DE LAS EXPORTACIONES Y DE LA PRODUCTIVIDAD LABORAL

Hipótesis nula	Valores de probabilidad para diferentes rezagos[1]		
υ^c no causa a X^c	0.15358 (2)	0.14702 (4)	0.24468 (6)
X^c no causa a υ^c	0.24130 (2)	0.46775 (4)	0.68545 (6)

1. El número de rezagos de la prueba aparece entre paréntesis.

Fuente: cálculos del autor.

C U A D R O 4

ECUACIÓN DE LAS EXPORTACIONES MANUFACTURERAS

Variable dependiente: exportaciones manufactureras (X^c)

Regresores	Coeficiente	Error estándar	Estadística *t*	Valor de probabilidad
Intercepto	−0.001252	0.004055	−0.308679	0.7581
υ^c	1.103590	0.107797	10.23764	0.0000
ΔW	0.333046	0.023422	14.21935	0.0000
Δi	0.003597	0.000708	5.079861	0.0000
ΔQ	0.188244	0.067907	2.772102	0.0064
ΔY^*	0.006365	0.002320	2.743206	0.0070
AR(1)	0.778467	0.051002	15.26347	0.0000
AR(12)	−0.100954	0.038638	−2.612810	0.0101
R^2 ajustada	0.795941	Error estándar de la regresión		0.014884
Estadística DW	2.083612	Valor de probabilidad de la prueba F		0.000000

Fuente: cálculos del autor.

ANÁLISIS ESTÁTICO

El análisis estático consiste en el cálculo de la siguiente regresión mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios, así como en la realización de una serie de pruebas para verificar la solidez de los resultados como se observa en el cuadro 4.

En este cuadro aparece una regresión múltiple cuya variable dependiente son las exportaciones manufactureras (X^c) y cuyo término de error contiene dos términos autorregresivos: uno en el primer rezago y otro, de carácter estacional, en el duodécimo rezago. Como se verá más adelante, esta modelación de los errores es de utilidad para que los residuales de la regresión se comporten de manera aceptable. Todos los parámetros de la regresión son estadísticamente significativos a un nivel de 5%. En el caso de la productividad laboral, υ^c, el coeficiente de regresión calculado es cercano a uno. Puesto que se trata de una regresión logarítmica, este coeficiente podría interpretarse como la elasticidad de las exportaciones manufactureras respecto a la productividad laboral.[16] Al realizar una prueba de Wald, se obtiene un valor de probabilidad de 34% para la hipótesis nula de que este coeficiente sea igual a uno. Así, podría concluirse que hay una elasticidad unitaria y, por ende, que un incremento de un punto porcentual

16. Estrictamente hablando, esta conclusión se aplica a los componentes cíclicos de las exportaciones manufactureras y de la productividad laboral manufacturera.

en la productividad laboral traerá consigo un aumento similar en las exportaciones de manufacturas.

Un incremento en el tipo de cambio real (Q) o en el nivel de actividad económica en Estados Unidos (Y*) también elevaría las exportaciones de manufacturas, por lo menos en su componente cíclico. Por una parte, una depreciación real de la moneda aumenta la competitividad internacional del país y estimula las exportaciones. Por otra, un mayor nivel de actividad económica en Estados Unidos se traduce en una mayor demanda externa de exportaciones mexicanas, puesto que con esa nación se realiza más de 80% del intercambio comercial.

Asimismo, resulta paradójico que los coeficientes asociados a los salarios (W) y a la tasa de interés (*i*) sean positivos,[17] puesto que la teoría convencional estipula que, *ceteris paribus*, un aumento salarial o un incremento en el costo del crédito deteriora la competitividad internacional de un país. En este marco, la evidencia sugiere que los incrementos a los salarios manufactureros no se han generado de modo exógeno en los últimos años, sino que han sido resultado de una expansión en las exportaciones, la producción y la demanda laboral del sector. De manera análoga, la tasa de interés —medida por la tasa de rendimiento promedio ponderado del papel comercial— podría haberse acrecentado básicamente como consecuencia de una mayor demanda de crédito, asociada a su vez con la propia dinámica de la producción y de las ventas, tanto nacionales como foráneas, de la industria manufacturera.

Los términos autorregresivos fueron incorporados con objeto de que los residuales de la regresión tuvieran un comportamiento consistente con *ruido blanco*. En esta tesitura, el término de error de la regresión se modeló como un proceso autorregresivo de primer orden (AR[1]). Se incorporó, además, un término autorregresivo estacional en el rezago 12 (AR[12]) con el objeto de suprimir los movimientos estacionales que persistían —a pesar del ajuste estacional de todas las series de tiempo— en los correlogramas de los residuales de la regresión. Con estos ajustes, los residuales del modelo se comportan como un proceso de ruido blanco, a juzgar tanto por las funciones de autocorrelación y de autocorrelación parcial calculadas, como por las estadísticas Q de Ljung y Box desde el primero hasta el trigésimo sexto rezago.[18] Sin embargo, para descartar problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y anormalidad en los residuales, se realizaron las pruebas formales que aparecen en el cuadro 5.

CUADRO 5

PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO PARA LA ECUACIÓN DE LAS EXPORTACIONES MANUFACTURERAS

Tipo de prueba	Hipótesis nula	Valor de probabilidad
Correlación serial[1]	Ausencia de correlación serial	0.232551
Heteroscedasticidad[2]	Homoscedasticidad	0.672357
ARCH[3]	Ausencia de ARCH	0.339615
Normalidad[4]	Normalidad	0.936929

1. Prueba de Breusch-Godfrey de correlación serial para los residuales desde el primero hasta el duodécimo orden.
2. Prueba de heteroscedasticidad de White para los residuales con 10 rezagos y sin términos cruzados.
3. Prueba de heteroscedasticidad autorregresiva condicional (ARCH) para los residuales, usando 12 rezagos.
4. Prueba de normalidad de Jarque-Bera.

Fuente: Cálculos del autor.

Los residuales del modelo calculado parecen seguir una distribución normal y estar exentos de problemas de correlación serial y heteroscedasticidad. Cabe señalar que, además de la prueba de heteroscedasticidad de White, se llevó a cabo una prueba de heteroscedastidad autorregresiva condicional (o prueba ARCH), con lo cual se concluyó que los residuales presentan un comportamiento adecuado. Asimismo, se verificó que todas las raíces invertidas de los términos autorregresivos residen dentro del círculo unitario, lo cual indica que la estructura autorregresiva del modelo es estable. Por último, se hicieron algunas pruebas de especificación para determinar si había variables relevantes omitidas del modelo. La inclusión de variables adicionales, sin embargo, agravó los problemas de multicolinealidad[19] e introdujo distorsiones ya superadas en el comportamiento de los residuales. De este modo, se optó por mantener el modelo propuesto al inicio.

17. El coeficiente asociado a la tasa de interés constituye una *semielasticidad*, en razón de que esta variable en particular no se encuentra expresada en logaritmos naturales.

18. Estos resultados no se incluyen por razones de espacio, pero están disponibles por pedido.

19. Sintomático de ello fue que se elevaran las varianzas calculadas de los parámetros calculados, dificultando así la identificación de relaciones estadísticamente significativas.

ANÁLISIS DINÁMICO

Para realizar el análisis dinámico se recurre a un modelo estacionario de autorregresión vectorial (modelo VAR, en lo sucesivo), a partir del cual se realizan diversas pruebas y cálculos. La especificación del modelo, en su forma estructural, sería la siguiente:

$$Y_t = C + B_0 Y_t + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \ldots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde $Y_t = [X_t^c, \upsilon_t^c, \Delta W_t, \Delta i_t, \Delta Q_t, \Delta Y_t^*]'$ es un vector de seis variables endógenas, C es un vector de términos constantes y B_i es la matriz i de coeficientes estructurales, donde $i = 0, 1, 2 \ldots p$. Asimismo, $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^{X^c}, \varepsilon_t^{\upsilon^c}, \varepsilon_t^{\Delta W}, \varepsilon_t^{\Delta i}, \varepsilon_t^{\Delta Q}, \varepsilon_t^{\Delta Y^*}]'$ es un vector de choques *estructurales*. El supuesto del que se parte es que todos los elementos del vector ε_t tienen un valor esperado igual a cero, una varianza constante y están libres de correlación serial y contemporánea. De esta manera, cada uno de estos choques corresponde a una de las variables del sistema.

La ecuación 3 representa la forma reducida del modelo VAR estacionario:

$$Y_t = C_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \ldots + \Gamma_p Y_{t-p} + \eta_t \quad [3]$$

Como puede demostrarse, $C_0 = (I - B_0)^{-1} C$ es el vector de interceptos en forma reducida, $\Gamma_i = (I - B_0)^{-1} B_i$ es la matriz i de coeficientes en forma reducida, donde $i = 1, 2 \ldots p$ y η_t es el vector de innovaciones en forma reducida. Normalmente, los elementos de este vector se encuentran correlacionados entre sí, por lo que no procede hablar, por ejemplo, de innovaciones a la productividad laboral o de innovaciones a las tasas de interés. En este marco, son dos los problemas que deben resolverse:

1) El primero reside en ortogonalizar el vector de innovaciones en forma reducida; es decir, en eliminar la correlación contemporánea de los elementos del vector η_t. Esto permite imputar innovaciones a variables específicas; esto es, no sólo derivar las innovaciones a la productividad laboral, la tasa de interés, los salarios, etcétera, sino estudiar los efectos dinámicos que estas innovaciones generan en las exportaciones manufactureras.

2) El segundo problema consiste en identificar el modelo VAR; es decir, en calcular el modelo VAR estructural (la ecuación 2) a partir del cálculo del modelo VAR en su forma reducida (la ecuación 3).

Aquí se emplea el procedimiento de Pesaran y Shin,[20] tanto para ortogonalizar los elementos del vector de innovaciones en forma reducida η_t como para identificar y calcular el modelo VAR en su forma estructural. Cabe señalar que este procedimiento permite calcular funciones generalizadas de respuesta al impulso, las cuales tienen la ventaja de no depender del ordenamiento de las ecuaciones del modelo.

Para poder calcular un modelo VAR congruente —es decir, exento de problemas de correlación serial y heteroscedasticidad en los residuales—, se incluyeron 12 rezagos para cada variable en cada ecuación. Este número de rezagos se determinó de manera empírica, puesto que el uso de criterios automáticos de selección del número óptimo de rezagos no derivó en un modelo congruente. Al utilizarse 12 rezagos, los residuales del modelo exhiben un comportamiento adecuado. Concretamente, se realizaron pruebas de correlación serial de Breusch-Godfrey desde el primero hasta el décimo tercer orden, con el resultado de que —a un nivel de significancia de 5%— la hipótesis nula de ausencia de correlación serial no se rechaza en caso alguno. Asimismo, se llevó a cabo la versión multivariada de la prueba de heteroscedasticidad de White, encontrándose que —a un nivel de significancia de 5%— la hipótesis nula de homoscedasticidad no se rechaza en caso alguno. La única precariedad detectada estriba en que los residuales del modelo no parecen seguir una distribución normal multivariada.[21]

Asimismo, todas las raíces invertidas del polinomio autorregresivo característico tienen un módulo inferior a uno y residen dentro del círculo unitario, lo cual indica que el modelo es estable y, por ende, estacionario. La estabilidad es útil, entre otras cosas, para evitar que las funciones de respuesta al impulso se tornen explosivas y sugieran relaciones dinámicas espurias entre las variables del modelo. A partir de un modelo VAR congruente y estable se llevó cabo una serie de pruebas multivariadas de causalidad de Granger, pero sin arribar a conclusión relevante alguna. El análisis de sensibilidad para las exportaciones manufactureras, por el contrario, permite realizar varios hallazgos interesantes.[22]

En la gráfica 7 se presenta un conjunto de funciones generalizadas de respuesta al impulso (FGRI), las cuales fueron calculadas en horizontes de 12 meses con intervalos de dos desviaciones estándar. Cabe señalar que sólo se consideran estadísticamente significativas (o estadísticamente diferentes de cero) aquellas FGRI cuyos intervalos excluyen al cero en algún punto dentro del horizonte de 12 meses. Cada FGRI refleja la respuesta dinámica de las exportaciones manufactureras frente a un choque en alguna de las variables del modelo. Un choque debe entenderse como incremento temporal *no anticipado* en alguna variable. La duración del incremento es sólo de un mes y su magnitud es de una desviación estándar.

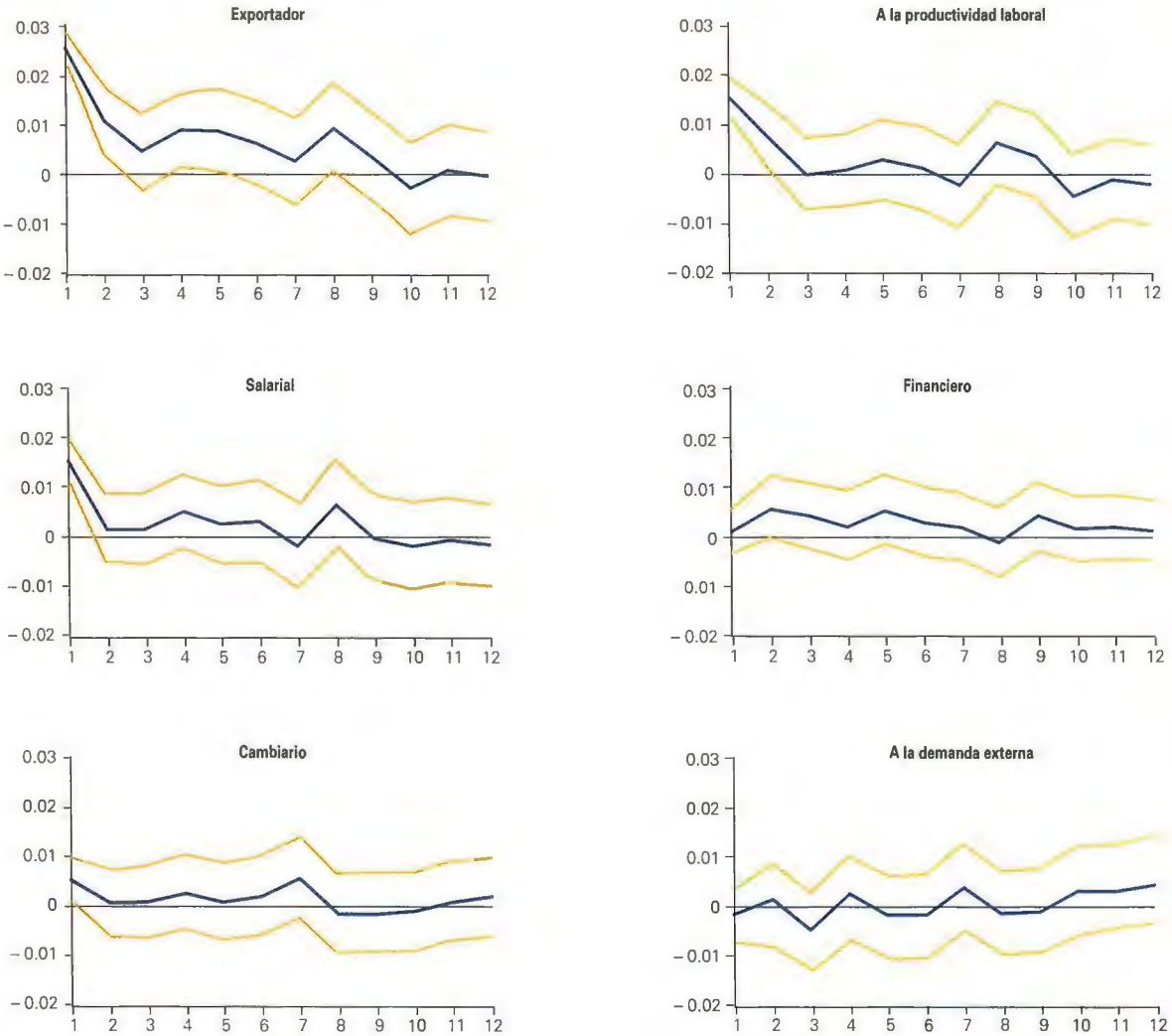
En este marco, lo que se observa en primer lugar es la respuesta de las exportaciones de manufacturas frente a un choque exportador; es decir, ante un choque *propio*. Como puede verse, un choque propio se traduce en un aumento inmediato de las exportaciones, el cual se diluye al cabo de unos cuantos meses.[23] En segundo término, puede apreciarse que un aumento en la productividad laboral surte efectos positivos sobre las exportaciones de manufacturas desde el momento del choque, los cuales tardan poco más de dos meses en disiparse.[24] Un choque cambiario, entendido como una depreciación no anticipada del tipo de cambio real, también influye de manera positiva sobre las exportaciones manufactureras, pero sus efectos son más tenues y de menor duración que los generados por un aumento en la productividad de la mano de obra. Esto es congruente con los resultados arrojados por el análisis estático (o análisis de regresión), a juzgar por la magnitud y la significancia estadística de los parámetros calculados que se muestran en el cuadro 4.

Por otra parte, los choques salariales afectan de manera positiva las exportaciones manufactureras, aun cuando el efecto en cuestión se desvanece en el curso de aproximadamente dos meses. En el análisis estático, también se dio cuenta de una relación positiva y estadísticamente significativa entre los salarios y las exportaciones de manufacturas. La interpretación de este hallazgo es que los incrementos salariales han obedecido al auge exportador por el que ha atravesado la industria manufacturera en años recientes.

20. M. Pesaran y Y. Shin, "Impulse Response Analysis in Linear Multivariate models", *Economic Letters*, núm. 58, 1998, pp. 165-193.
21. Los resultados de estas pruebas no se incluyen por razones de espacio, pero se encuentran disponibles por pedido.
22. En sentido estricto, lo que se está calculando es la sensibilidad del componente cíclico de las exportaciones manufactureras frente a choques en las diferentes variables del modelo.
23. Un efecto se considera diluido tan pronto como los intervalos mencionados comienzan a incluir el cero, o bien, a la línea horizontal que divide cada gráfica.
24. El choque a la productividad laboral se produce en el primer mes.

G R Á F I C A 7

MÉXICO: VULNERABILIDAD DE LAS EXPORTACIONES MANUFACTURERAS FRENTE A CHOQUES TEMPORALES EN DIFERENTES VARIABLES



Fuente: elaboración propia con base en datos del Banco de México.

Finalmente, tanto los choques financieros (o un aumentos en el costo del crédito) como los choques en la demanda externa de exportaciones (medida con el nivel de actividad económica en Estados Unidos) no alcanzan a producir efectos estadísticamente significativos. Es pertinente recordar que en el análisis de regresión, los coeficientes asociados a la tasa de interés y al nivel de actividad económica en Estados Unidos, pese a ser los más pequeños, son positivos y estadísticamente significativos.[25] Esto, sin embargo, no alcanza a reflejarse en el análisis dinámico.

25. El hallazgo de que el coeficiente asociado a la tasa de interés tuviera un coeficiente positivo en la ecuación de las exportaciones manufactureras se explicó en función de que, por lo menos durante el periodo muestral, los mayores intereses han provenido en lo fundamental de incrementos en la demanda de crédito por parte de las empresas manufactureras.

Para reforzar algunos de los hallazgos realizados mediante las funciones generalizadas de respuesta al impulso (FGRI), en el cuadro 6 se presentan las descomposiciones generalizadas de varianza (DGV) para las exportaciones manufactureras en horizontes de 12 y 24 meses.

Las DGV indican qué porcentaje de las variaciones en las exportaciones manufactureras se explica por choques en las diferentes variables del sistema, en horizontes de uno y dos años. Se observa, por ejemplo, que 24 meses adelante los choques propios (que en este caso serían los choques a X_t) explican 47.46% de las variaciones en las exportaciones manufactureras. Esto significa que las exportaciones de manufacturas podrían tener un marcado componente inercial o predeterminado, quizá debido al comercio intraempresarial y a que muchos contratos de compraventa de productos manufacturados no son para entrega inmediata sino para entrega futura.

Los choques a la productividad laboral, 12 y 24 meses después de ocurridos, alcanzan a explicar 24.10 y 23.61 por ciento, respectivamente, de las variaciones en las exportaciones manufactureras. Asimismo, los errores estándar (es decir, los números entre paréntesis) son pequeños en relación con los porcentajes de varianza explicados, lo cual habla de modo elocuente de la significancia estadística de este hallazgo. De esta manera, las descomposiciones generalizadas de varianza son congruentes tanto con las funciones generalizadas de respuesta al impulso como con la regresión calculada, al indicar la marcada influencia que la productividad laboral tiene en las exportaciones de manufacturas.

Los choques al tipo de cambio real, 24 meses hacia el futuro, son responsables de 9.66% de la volatilidad en las exportaciones. En el mismo horizonte de tiempo, a los choques salariales se les puede atribuir 6.75% de la variabilidad en las exportaciones.[26] Respecto a los choques a la actividad económica estadounidense, podría decirse que su capacidad explicativa es menor a lo que se hubiera esperado. Estos choques, sin embargo, registran un aumento notable en capacidad explicativa al pasar del horizonte de 12 al de 24 meses. Por último, los choques a la tasa de interés muestran un poder explicativo que, aun cuando es limitado, tiende a crecer conforme se amplía el horizonte de tiempo.

CONCLUSIONES

En este trabajo se recurre a dos métodos econométricos para estudiar los efectos de diferentes variables sobre las exportaciones de manufacturas. El hallazgo de mayor relevancia estriba en que la productividad laboral constituye el principal factor determinante de las exportaciones manufactureras. Este resultado es robusto tanto en el análisis estático, basado en una regresión múltiple con términos autorregresivos, como en el análisis dinámico, sustentado en un modelo estacionario de autorregresión vectorial.

En este marco, el cuerpo de la evidencia empírica sugiere que un incremento en la productividad laboral estimularía las exportaciones manufactureras en mayor medida que una depreciación real de la moneda o un incremento en la demanda externa de exportaciones asociado a un mayor dinamismo de la economía estadounidense. En el análisis de regresión, el coeficiente asociado a la productividad laboral es estadísticamente significativo, incluso a un nivel de significancia

26. En este caso, el error estándar correspondiente es relativamente elevado, lo cual resta validez al hallazgo de manera inevitable.

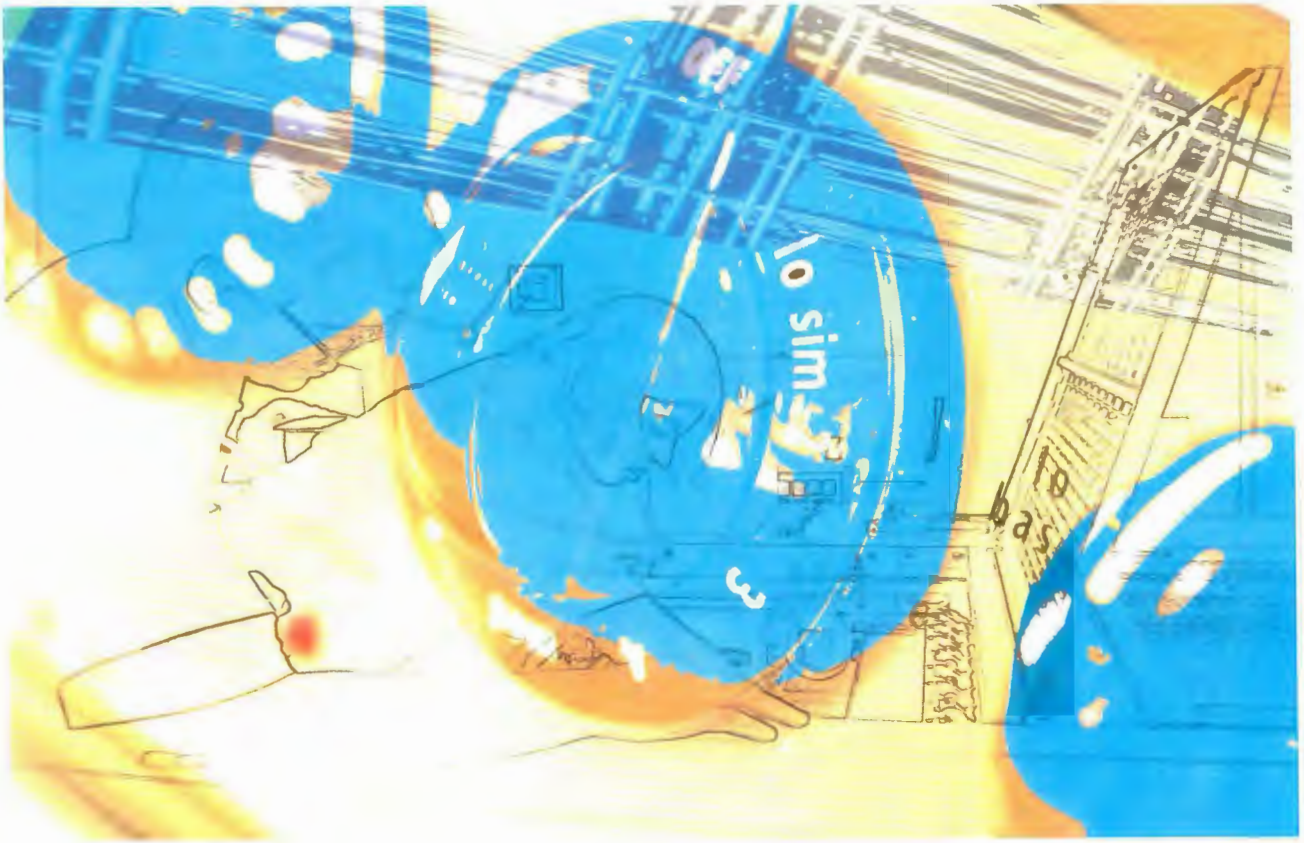
C U A D R O 6

DESCOMPOSICIONES GENERALIZADAS DE VARIANZA PARA LAS EXPORTACIONES MANUFACTURERAS[1]

Periodo (meses)	Desviación estándar	Choques a X_t^e	Choques a υ_t^e	Choques a ΔW_t	Choques a Δi_t	Choques a ΔQ_t	Choques a ΔY_t^*
12	0.040324	50.09143	24.10264	7.660313	2.765432	10.88547	4.494709
		(9.75569)	(7.06278)	(7.42858)	(3.67976)	(5.66717)	(5.56811)
24	0.044875	47.46996	23.60923	6.753620	4.306737	9.660245	8.200210
		(9.95592)	(7.48962)	(7.02858)	(4.34256)	(5.13641)	(8.24641)

1. Errores estándar entre paréntesis.

Fuente: cálculos del autor.



de uno por ciento. Además, la hipótesis nula de que la elasticidad de las exportaciones manufactureras respecto a la productividad laboral es unitaria no pudo rechazarse, ni siquiera a un nivel de significancia de 10 por ciento.

En cuanto a las otras elasticidades (es decir, a la elasticidad de las exportaciones manufactureras respecto al tipo de cambio real, a los salarios y a la actividad económica de Estados Unidos) procede señalar que, pese a ser estadísticamente significativas a un nivel de 1%, se encuentran muy por debajo de la unidad. Lo mismo se aplica a la semielasticidad asociada a la tasa de interés, puesto que es estadísticamente diferente de cero (a un nivel de significancia de 1%) a pesar de que su valor es muy pequeño.

En el análisis dinámico, por otra parte, es posible observar que un choque en la productividad laboral incrementa las exportaciones manufactureras en el momento del evento y este efecto positivo tarda aproximadamente dos meses en desvanecerse. También se aprecia que los choques salariales y cambiarios influyen de manera positiva sobre las exportaciones, aunque no tanto como la productividad laboral.

Finalmente, cabe resaltar que, tanto en el análisis estático como en el dinámico, la productividad laboral, los salarios y el tipo de cambio real son las variables que surten mayores efectos sobre las exportaciones manufactureras. El costo del crédito y la actividad económica estadounidense alcanzan significancia estadística sólo en el análisis de regresión, puesto que sus repercusiones sobre la variable estudiada tienden a desvanecerse en el análisis de impulso-respuesta y de descomposición de varianza. De esta manera, el conjunto de la evidencia empírica es consistente al reflejar el prominente papel de la productividad laboral en la generación de exportaciones manufactureras. En este marco, un paquete de políticas sectoriales activas de estímulo a la productividad laboral (que considera, entre otras medidas, una mayor inversión en capacitación y adiestramiento de los trabajadores, así como en maquinaria, equipo y nuevas tecnologías) podría acrecentar de manera notable las exportaciones del sector manufacturero, reducir la vulnerabilidad de la economía nacional frente a caídas en la actividad económica estadounidense y propiciar una mayor estabilidad del tipo de cambio. CE