

PALABRAS CLAVE

Exportaciones
 Productos manufacturados
 Modelos econométricos
 Productividad del trabajo
 Política económica
 México

México: dinámica de las exportaciones manufactureras

Víctor M. Cuevas

Se evalúan varios determinantes de las exportaciones manufactureras mexicanas, mediante dos modelos econométricos complementarios: un modelo autorregresivo integrado de promedios móviles (ARIMA) de carácter estructural, para estimar las elasticidades, y un modelo generalizado de autorregresión vectorial (GVAR), que proporciona una perspectiva completamente dinámica mediante la estimación de funciones de impulso-respuesta. Como algunos resultados son robustos ante los cambios en la metodología econométrica, se concluye que: primero, las exportaciones manufactureras se relacionan positivamente con la productividad del trabajo y la demanda externa. Así, las repercusiones de una recesión internacional en las exportaciones mexicanas podrían compensarse, hasta cierto punto, aumentando la productividad laboral. Segundo, una depreciación del tipo de cambio real no incrementa, sino que reduce las exportaciones manufactureras en el corto plazo. Estos hallazgos son consistentes con la hipótesis de que una depreciación real de la moneda no solo afecta a la demanda, sino que genera pronunciados efectos en la oferta.

Víctor M. Cuevas

Profesor investigador del Departamento
 de Economía de la Universidad
 Autónoma Metropolitana (UAM)
 Azcapotzalco y miembro del Sistema
 Nacional de Investigadores

✉ victorcuevasahumada@yahoo.com.mx

I

Introducción

En el presente artículo se evalúan distintas variables determinantes de las exportaciones manufactureras de México. Para ello se recurre al uso de dos modelos econométricos complementarios: un modelo autorregresivo integrado de promedios móviles (ARIMA) de carácter estructural, que permite estimar las elasticidades, y un modelo generalizado de autorregresión vectorial (GVAR), que posibilita estimar las respuestas dinámicas de las exportaciones manufactureras ante distintos tipos de perturbaciones.¹ En consecuencia, se utiliza el análisis de series de tiempo univariadas y multivariadas a fin de evaluar, desde dos perspectivas distintas, los factores que influyen en las exportaciones manufactureras.

En algunas investigaciones empíricas previas se demuestra que las exportaciones no solo reciben la influencia de los precios relativos y la demanda externa, sino también de la demanda interna y los factores relacionados con la oferta. En ese contexto, en el presente documento se concluye que el aumento de la productividad del trabajo y la expansión de la demanda externa tienen un importante efecto en el crecimiento de las exportaciones manufactureras. Además, las pruebas aquí presentadas sugieren que una depreciación del tipo de cambio real podría reducir en lugar de acrecentar el volumen de exportaciones en el corto plazo. Una explicación plausible

de este resultado atípico es el hecho de que una depreciación real de la moneda, especialmente en países en desarrollo, genera dos efectos opuestos: por una parte, que las exportaciones sean más baratas en términos de divisas, pero por otra, que aumente el costo en moneda nacional de los insumos intermedios importados. El efecto neto en la competitividad internacional de México parece ser negativo, al menos en el corto plazo. Por último, se presentan algunos resultados empíricos que permiten apreciar que las decisiones estratégicas en materia de inversión y producción se basan en el deseo de cada empresa de ampliar las exportaciones.

Una de las implicancias importantes, desde el punto de vista de la política económica, es que los efectos negativos de una recesión internacional en las exportaciones mexicanas podrían compensarse, hasta cierto punto, mediante una mayor productividad del trabajo. Además, un conjunto de medidas amplio y coherente, concebido para elevar la productividad del trabajo, podría estimular las exportaciones manufactureras más eficazmente que una depreciación del tipo de cambio real.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: en la sección II se reseña brevemente la bibliografía reciente. En la sección III se describen el modelo y el conjunto de datos. En la sección IV se realizan los análisis de integración y cointegración. En las secciones V y VI se presentan las estimaciones obtenidas a partir de los modelos de las series de tiempo univariadas y multivariadas, respectivamente. A su vez, en la sección VII se resumen los resultados y se examinan las implicancias de política económica. En la sección VIII se exponen las conclusiones.

□ El autor agradece el apoyo financiero del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) para la realización de este trabajo, así como las observaciones y sugerencias de un árbitro anónimo.

¹ El método GVAR produce evidencia empírica independiente del orden de las ecuaciones, lo que representa una mejora importante en relación con los modelos VAR recursivos tradicionales.

II

Reseña bibliográfica

Con la implementación de nuevos métodos econométricos se ha reavivado el interés en los factores determinantes de las exportaciones en el corto y largo plazo. En términos generales, las funciones de exportación suelen especificarse según tres criterios básicos: i) modelos gravitacionales del comercio; ii) modelos teóricos de demanda, y iii) modelos teóricos en que se combinan variables relacionadas con la demanda y la oferta. Si bien esta clasificación no es exhaustiva, proporciona los antecedentes necesarios para realizar el análisis empírico e interpretar los resultados más relevantes.

Desde principios de la década de 1960, el modelo gravitacional de comercio ha permitido obtener resultados relativamente satisfactorios en cuanto a la modelación de las corrientes comerciales bilaterales entre países. Entre las investigaciones precursoras en este campo se incluyen las de Isard (1954), Tinbergen (1962) y Pöyhönen (1963). Bajo la especificación de referencia del modelo gravitacional, las exportaciones de un país a otro son una función creciente del tamaño de la economía, medido sobre la base del producto interno bruto (PIB), y una función decreciente de los costos de transportación, medidos según la distancia entre los dos países.

Con el paso de los años, la inclusión de otras variables, como la población, el idioma común y las fronteras compartidas, ha hecho surgir el denominado modelo gravitacional aumentado. Dos trabajos recientes en que se utiliza esta versión del modelo son los de Boisso y Ferrantino (1997) y Bayoumi y Eichengreen (1997). Existe otra línea de investigación representada por Bergstrand (1985) y Summary (1989), entre otros, que han acrecentado el poder explicativo de la ecuación gravitacional mediante la adición de variables como los precios y los tipos de cambio, que no guardan una relación directa con la geografía y la espacialidad.

En contraste, de acuerdo con el modelo teórico de demanda, el volumen de exportaciones depende básicamente del tipo de cambio real y del nivel de ingreso foráneo, medido en función de la actividad económica en el exterior o del volumen físico de importaciones en los principales socios comerciales del país. Dos trabajos prominentes en que se utiliza este enfoque son los de Reinhart (1995) y Senhadji y Montenegro (1998).

Sobre la base de una muestra de 12 países en desarrollo (que por cierto incluye a México), Reinhart (1995)

muestra que las exportaciones responden mejor ante los cambios de la demanda externa que ante las variaciones de los precios relativos. De modo similar, Senhadji y Montenegro (1998) amplían la muestra a 53 países e incluyen en ella tanto a economías en desarrollo como a economías industrializadas. Su conclusión es que la elasticidad ingreso y la elasticidad precio de la demanda de exportaciones de largo plazo son aproximadamente iguales a 1,5 y -1 , respectivamente.

A pesar de su popularidad y su uso difundido, los modelos estándar de demanda no han sido inmunes a las críticas. En particular, Riedel (1988) demuestra que el descuido de los factores relacionados con la oferta conduce a estimaciones sesgadas de las elasticidades de la demanda de exportaciones. Consecuentemente, en algunos modelos empíricos se comenzaron a incluir variables relacionadas con la oferta de exportaciones y la demanda interna de bienes exportables, además de las variables tradicionales vinculadas a la demanda. En esta nueva vertiente de la bibliografía se incluyen varios trabajos centrados específicamente en las economías en desarrollo. En el caso de la Argentina, Catão y Falsetti (2002) demuestran que las exportaciones manufactureras responden significativamente a la actividad económica en el Brasil, el Uruguay y el Paraguay, socios comerciales de la Argentina en el Mercado Común del Sur (MERCOSUR), y al tipo de cambio real del peso argentino en relación con el Real brasileño. Asimismo, estos autores presentan pruebas de que el aumento de la inversión agregada neta estimularía las exportaciones manufactureras, mientras que el incremento del consumo interno surtiría el efecto contrario.

Berrettoni y Castresana (2007) analizan el efecto del tipo de cambio real, la volatilidad cambiaria, la demanda externa y la utilización de la capacidad instalada (entre otras variables explicativas) en las exportaciones manufactureras industriales de la Argentina. Estos autores concluyen que la volatilidad del tipo de cambio tiene una relación negativa con las exportaciones, mientras que la demanda externa influye en las exportaciones en mayor medida que el tipo de cambio real.

En el caso de la economía mexicana, Cuevas (2008) demuestra que las exportaciones manufactureras no solo se ven afectadas por las fluctuaciones del tipo de cambio real y el nivel de producción en los Estados Unidos, sino

también por los aumentos de la productividad del trabajo. De modo similar, Padilla y Juárez (2006) señalan que la capacitación es esencial para consolidar la competitividad en el sector manufacturero mexicano. Dado que en este trabajo la competitividad en el sector manufacturero mexicano se mide mediante cambios en la productividad total de los factores, una hipótesis plausible es que la capacitación acrecienta la competitividad (medida sobre la base de la productividad) y esto, a su vez, eleva el nivel de las exportaciones manufactureras.²

Por último, en algunos estudios se relacionan las exportaciones con otras variables en las economías en desarrollo. Por ejemplo, Goldberg y Klein (1997) identifican varios posibles efectos positivos de la inversión extranjera directa (IED) en las exportaciones en países de América Latina, mientras que Mbaye y Golub (2002) demuestran que la disminución de los

costos unitarios de la mano de obra produce el efecto de aumentar las exportaciones manufactureras en el Senegal.³ Así pues, según estos autores, la productividad del trabajo debe crecer más rápidamente que los salarios para poder estimular el crecimiento de las exportaciones.

En síntesis, la evidencia econométrica acumulada sugiere que las exportaciones dependen de diversas variables, incluidas las que guardan una relación específica con la geografía y la espacialidad. Asimismo, se ha alcanzado el consenso básico de que las exportaciones responden mejor ante la demanda externa que ante los ajustes del tipo de cambio real. Finalmente, un amplio cuerpo de evidencia empírica respalda la afirmación de Riedel (Riedel, 1988), en cuanto a que el volumen de exportaciones no solo depende de los precios relativos y el ingreso foráneo, sino de la demanda interna de bienes exportables y de variables relacionadas con la oferta, como la productividad del trabajo, los salarios y la IED.

² La competitividad de una empresa, industria o país depende de numerosos factores (salarios, productividad, progreso tecnológico, infraestructura y capital humano, entre otros), y puede definirse y medirse de distintas formas. En vista de la dificultad de llegar a un acuerdo general a este respecto, muchos autores han optado por definir e incluso medir este parámetro sobre la base de sus resultados o consecuencias. Por ejemplo, según Nabi y Luthria (2002), la competitividad es la capacidad del país de mantener y ampliar su participación en los mercados extranjeros.

³ Hay dos explicaciones plausibles de esta relación positiva: en primer lugar, los países anfitriones se utilizan como plataforma para exportar diversos bienes a los países industriales y, segundo, la IED tiende a promover un comercio más amplio de insumos intermedios entre la matriz y las subsidiarias de producción.

III

El modelo

El presente trabajo tiene por finalidad evaluar el efecto de diversas variables clave en las exportaciones manufactureras mexicanas con miras a la formulación de recomendaciones de política. La elección de regresores ha estado determinada por la disponibilidad de datos, los trabajos econométricos anteriores y la teoría económica. En principio, se estimará la siguiente ecuación ampliada de exportaciones:⁴

$$X = f(v, W, Q, ED, FDI, R, CU, OP) \quad (1)$$

donde:

X = volumen de exportaciones manufactureras.

v = productividad del trabajo en la industria manufacturera.

W = salarios medios reales por hora laborada en la industria manufacturera.

Q = tipo de cambio real efectivo. Se trata de un tipo de cambio multilateral, pues refleja los cambios en la competitividad internacional de México en relación con 111 socios comerciales mediante el empleo de índices de precios.

ED = demanda externa de exportaciones manufactureras mexicanas. Después de realizar distintas pruebas y estimaciones, se consideró pertinente utilizar las importaciones manufactureras totales de los Estados Unidos como variable aproximada de la demanda externa de México.⁵

⁴ Más adelante, esta ecuación se someterá a un conjunto de pruebas de especificación que contribuirán a identificar variables potencialmente redundantes u omitidas.

⁵ El comportamiento de la demanda externa de manufacturas mexicanas puede aproximarse adecuadamente con esta variable, en vista de que —en 2008— el 79,86% de las exportaciones mexicanas distintas del

FDI = inversión extranjera directa en el sector manufacturero, medida en términos reales.

R = costo del crédito interno, medido en función de la tasa de interés real promedio ponderada del papel comercial.

CU = porcentaje de utilización de la capacidad instalada en la industria manufacturera.

OP = personal ocupado en la industria manufacturera.

Las variables que se exponen a continuación se miden en la modalidad de índices: *X*, *v*, *W*, *Q*, *ED* y *OP*.⁶ El paso siguiente consistió en recabar datos trimestrales de cada variable desde enero de 1998 hasta diciembre de 2008.⁷ Durante ese período en particular, los dos modelos son estables y sus residuos poseen buenas propiedades estadísticas. Los datos correspondientes a todas las variables se ajustaron estacionalmente mediante el procedimiento *X12-Arima*. Por último, todas las series —excepto las correspondientes a los tipos de interés y la utilización de la capacidad instalada— se expresan en forma de logaritmos naturales.

En la sección III, la ecuación (1) se estima como regresión lineal estándar y luego se reespecifica en forma de modelo ARIMA estructural, una vez que se han identificado de manera adecuada las variables potencialmente redundantes u omitidas y se han realizado las pruebas de residuos. El modelo ARIMA estructural también puede describirse como modelo autorregresivo integrado de promedios móviles con variables exógenas (ARIMAX), puesto que: i) permite diferenciar la variable dependiente (y las explicativas) según su orden de integración; ii) refleja una relación estructural entre las variables dependientes y las explicativas, y iii) en él se incluyen los términos

autorregresivos (AR) y de promedio móvil (MA), a fin de modelar satisfactoriamente el proceso de error.

En la sección VI se recurre a un modelo GVAR para evaluar si la evidencia empírica es sensible ante cambios en la metodología econométrica aplicada. La utilización de técnicas econométricas univariadas y multivariadas permitirá observar, desde dos perspectivas distintas, la respuesta de las exportaciones manufactureras ante los cambios en sus determinantes básicos, como la productividad del trabajo (*v*), el tipo de cambio real (*Q*) y la demanda externa (*ED*).

La utilización de la capacidad instalada (*CU*) y el personal ocupado (*OP*) se utilizan como variables de control.⁸ El porcentaje de utilización de la capacidad instalada contribuye a evitar diversos efectos de distorsión en la variable dependiente, como los que se generan cuando la brecha entre la producción efectiva y la producción potencial (en el sector manufacturero) se reduce o se amplía. De este modo, es más probable que en las estimaciones de parámetros se pueda distinguir entre aumentos legítimos de las exportaciones manufactureras (por ejemplo, como reflejo de una mayor productividad del trabajo) e incrementos espurios como consecuencia de una demanda interna inferior a lo previsto. De modo similar, con el índice de empleados ocupados se procura evitar que las estimaciones de parámetros vinculadas a la productividad del trabajo y los salarios capten los efectos de posibles despidos masivos, que podrían ser provocados por las políticas de liberalización del comercio, la adquisición de capital físico o la introducción de nuevas tecnologías. Para obtener más detalles a este respecto, véanse Jiménez, Aguilar y Kapsoli (1998), Catão y Falsetti (2002) y Berretoni y Castresana (2007).

petróleo se destinaron a los Estados Unidos. Por otra parte, durante ese año las exportaciones mexicanas representaron el 10,28% de las importaciones estadounidenses del resto del mundo, con lo que México fue el tercer proveedor más importante de ese país después de China y el Canadá (Banco de México, 2008, págs. 47 y 48).

⁶ Las variables restantes se miden en la forma antes indicada.

⁷ Véase en el apéndice 1 una descripción detallada de las fuentes de datos y las unidades de medición.

⁸ En las ecuaciones se incluyen habitualmente variables de control relevantes, a fin de reducir la probabilidad de sesgos en las estimaciones de parámetros debido a problemas ocasionados por la omisión de variables.

IV

Análisis de integración y cointegración

Dado que existen argumentos en favor y en contra de todo tipo de prueba de raíz unitaria y estacionariedad, se han utilizado tres pruebas estándar distintas: la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF, 1979), la prueba de Phillips-Perron (PP, 1988) y la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS, 1992). En las pruebas realizadas para detectar raíces unitarias (o para detectar la presencia de estacionariedad) es pertinente determinar si se deben incluir una constante y una tendencia lineal en la ecuación de prueba o solo una constante.⁹ Para resolver satisfactoriamente este problema se ha utilizado el procedimiento de Hamilton (Hamilton, 1994, pág. 501), el que consiste en elegir la especificación que proporciona la descripción más realista de los datos, tanto bajo la hipótesis nula como bajo la hipótesis alternativa. Cada ecuación de prueba se sometió además a un conjunto de pruebas del tipo F , que se basan en los valores críticos que Dickey y Fuller (1981) y Dickey, Bell y Miller (1986) elaboraron con ese propósito.¹⁰ Los resultados básicos de las pruebas se indican en el cuadro 1.

Como es bien sabido, en las pruebas ADF y PP se contrasta la hipótesis nula de raíz unitaria con la hipótesis alternativa de estacionariedad, mientras que en la prueba KPSS se compara la hipótesis nula de estacionariedad con la alternativa de no estacionariedad. La justificación para incluir una prueba de estacionariedad como la KPSS consiste en que las hipótesis de raíz unitaria a veces no se rechazan debido a la falta de poder de las pruebas ADF y PP.

No es raro que las pruebas de raíces unitarias y estacionariedad produzcan resultados contradictorios, por lo que es necesario evaluar el conjunto de la evidencia empírica disponible. En consecuencia, además de las pruebas formales, se debe examinar si el correlograma de una determinada serie de tiempo es consistente o no con la estacionariedad. Sin entrar en mayores detalles, la imagen que se perfila es que la IED real y el tipo de interés real son estacionarios (o $I(0)$), mientras que las

otras siete variables pueden tratarse razonablemente como variables integradas de orden 1 (o $I(1)$) en niveles y como variables estacionarias en primeras diferencias.¹¹ Esta conclusión también puede validarse hasta cierto punto mediante el análisis del comportamiento de los residuos en los modelos univariados y multivariados, que tiende a mejorar cuando la IED y el tipo de interés se expresan en términos de niveles y el resto de las variables, en forma de primeras diferencias.

Una vez determinado el orden de integración de cada variable, se tiene que abordar la cuestión de si las variables $I(1)$ comparten una relación de largo plazo. Si las variables $I(1)$ estuvieran de hecho cointegradas se podría considerar la posibilidad de suprimir la IED y el tipo de interés del sistema (dado que son variables estacionarias), para estimar un modelo vectorial de corrección de errores (VEC) de siete variables. Se utilizarán las pruebas de cointegración de Johansen (1995) para determinar si las variables no estacionarias están cointegradas. Para establecer el número de relaciones de cointegración, Johansen se apoya en dos estadísticas de prueba: la estadística de la traza, denotada por λ_{traza} , y la estadística de valor característico, denotada por λ_{max} . Si bien ambas estadísticas se basan en un cociente de verosimilitud, no están distribuidas asintóticamente como distribución χ^2 estándar bajo la hipótesis nula. En consecuencia, se utilizan los valores críticos elaborados ex profeso por MacKinnon, Haug y Michelis (1999). Los resultados de las pruebas de cointegración de Johansen, basados en las estadísticas de traza y valor característico, se indican en los cuadros 2 y 3, respectivamente.

Como se muestra en los cuadros 2 y 3, estas pruebas se realizan en secuencia, comenzando con $r = 0$ y terminando con $r \leq k-1$, donde r es el número de ecuaciones de cointegración y k el número de variables incluidas en

⁹ La tercera posibilidad consiste en omitir ambas, pero la prueba KPSS no se puede realizar sin el término constante.

¹⁰ La hipótesis nula de raíz unitaria sin tendencia determinista se probó contra la hipótesis alternativa de una variable estacionaria con tendencia determinista.

¹¹ La IED real parece ser estacionaria por dos razones: i) que esta variable en particular no muestra una tendencia clara a crecer en el período 1998-2008, y ii) que su volatilidad no parece aumentar (ni disminuir) con el paso del tiempo. Por la misma razón, las pruebas realizadas indican en forma consistente que la utilización de la capacidad instalada es una variable no estacionaria ($I(1)$). Si bien hay algunas observaciones atípicas, ni su supresión ni el uso de filtros basados en promedios móviles influyen en el resultado de las pruebas de raíces unitarias y estacionariedad. Por último, como se verá, las pruebas de estabilidad demuestran que no hubo cambio estructural alguno durante el período de la muestra.

CUADRO 1

Pruebas de raíz unitaria y estacionariedad, 1998-2008

Variable	Especificación de la ecuación de prueba	Estadística de la prueba ADF (Ho: raíz unitaria)	Estadística de la prueba PP (Ho: raíz unitaria)	Estadística de la prueba KPSS (Ho: estacionariedad)	Orden de integración
X_t	C y LT	-1,97	-1,97	0,11	I(1) o I(0)
ΔX_t	C	-4,66**	-4,63**	0,11	I(0)
v_t	C y LT	-1,75	-1,92	0,13	I(1) o I(0)
Δv_t	C	-6,53**	-6,45**	0,28	I(0)
W_t	C y LT	1,24	0,54	0,23**	I(1)
ΔW_t	C	-5,97**	-6,30**	0,44	I(0)
Q_t	C	-1,90	-2,84	0,34	I(1) o I(0)
ΔQ_t	C	-4,89**	-4,97**	0,52*	I(1) o I(0)
ΔQ_t	Ninguna	-4,95**	-5,02**	n.d.	I(0)
ED_t	C y LT	-3,31	-2,13	0,11	I(1) o I(0)
ΔED_t	C	-4,35**	-4,99**	0,06	I(0)
FDI_t	C	-6,07**	-6,08**	0,22	I(0)
R_t	C	-3,43**	-4,65**	0,50*	I(1) o I(0)
ΔR_t	C	-7,40**	-7,96**	0,40	I(0)
ΔR_t	Ninguna	-7,58**	-7,88**	n.d.	I(0)
CU_t	C	-1,08	-1,19	0,57*	I(1)
ΔCU_t	C	-6,18**	-6,18**	0,16	I(0)
ΔCU_t	Ninguna	-6,25**	-6,28**	n.d.	I(0)
OP_t	C	-1,07	-0,52	0,61*	I(1)
ΔOP_t	C	-2,06	-2,04	0,33	I(1) o I(0)
ΔOP_t	Ninguna	-1,97*	-1,97*	n.d.	I(0)

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

J. MacKinnon, "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, N° 6, Los Angeles, California, John Wiley & Sons, 1996; D. Kwiatkowski y otros, "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, vol. 54, N° 13, Los Angeles, California, John Wiley & Sons, 1992.

Notas.

Prueba ADF: Prueba de Dickey-Fuller. PP: Prueba de Phillips-Perron. KPSS: Prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin.

Ho: Hipótesis nula.

C: Constante.

LT: Tendencia lineal.

– Los asteriscos * y ** indican rechazo de la hipótesis nula a los niveles de significación del 5% y el 1%, respectivamente.

– Los símbolos Δ y Δ^2 son los operadores de la primera y la segunda diferencia, respectivamente.

– Los resultados de las pruebas ADF y PP se basan en valores críticos de Mackinnon (1996) y sus correspondientes valores p unilaterales.

– En las pruebas ADF se utiliza el criterio de información de Schwarz para determinar la longitud de rezago de cada ecuación de prueba. En las pruebas PP se controla el ancho de banda mediante el método de selección de ancho de banda de Newey-West y el núcleo (kernel) de Bartlett.

– Los resultados de la prueba KPSS se basan en los valores críticos propuestos por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992). Para controlar el ancho de banda se utilizan el método de selección de ancho de banda de Newey-West y el núcleo (Kernel) de Bartlett.

el procedimiento de prueba. Al nivel de significación del 5%, las pruebas de la traza apuntan a que hay tres ecuaciones de cointegración, mientras que las pruebas de valor característico solo apuntan a dos.¹² A pesar de estos resultados, en este caso particular el modelo VEC no es factible por dos razones. En primer lugar, después de realizar distintas normalizaciones para los vectores de

cointegración se concluye que estos no son identificables. En otras palabras, dado el signo y la magnitud de los distintos parámetros estimados, todas las ecuaciones de cointegración candidatas son claramente inconsistentes con la teoría económica, por lo que no se pueden utilizar para realizar inferencias válidas.¹³ En segundo lugar, según la metodología de Johansen, las exportaciones manufactureras (X) resultan ser débilmente exógenas con respecto

¹² Una distinción importante entre la estadística de traza y la estadística de valor característico es que esta última se basa en una hipótesis alternativa más restrictiva, con lo que se busca aumentar el poder de la prueba.

¹³ Este problema persistió después de erradicar variables potencialmente redundantes mediante pruebas de razón de verosimilitud.

CUADRO 2

Pruebas de cointegración de Johansen sobre la base de la estadística de traza

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística de λ_{traza}	Valor crítico del 5%
$r = 0$	$r \geq 1$	171,9232*	125,6154
$r \leq 1$	$r \geq 2$	115,2237*	95,75366
$r \leq 2$	$r \geq 3$	70,36657*	69,81889
$r \leq 3$	$r \geq 4$	40,62333	47,85613
$r \leq 4$	$r \geq 5$	24,06045	29,79707
$r \leq 5$	$r \geq 6$	11,08441	15,49471
$r \leq 6$	$r \geq 7$	0,391198	3,841466

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

J. MacKinnon, A. Haug y L. Michelis, "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, N° 5, Los Angeles, California, John Wiley & Sons, 1999.

Notas:

- La letra r representa el número de ecuaciones de cointegración.
- Un asterisco * indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 5%, dados los valores críticos elaborados por MacKinnon, Haug y Michelis (1999).
- Las pruebas de la traza indican la existencia de tres ecuaciones de cointegración al nivel de significación del 5%.
- La longitud de rezago del VAR es 1. Se incluyó una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en el espacio de los datos.

CUADRO 3

Pruebas de cointegración de Johansen sobre la base de la estadística de valor característico

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística de λ_{max}	Valor crítico del 5%
$r = 0$	$r = 1$	56,69948*	46,23142
$r \leq 1$	$r = 2$	44,85710*	40,07757
$r \leq 2$	$r = 3$	29,74324	33,87687
$r \leq 3$	$r = 4$	16,56288	27,58434
$r \leq 4$	$r = 5$	12,97604	21,13162
$r \leq 5$	$r = 6$	10,69321	14,26460
$r \leq 6$	$r = 7$	0,391198	3,841466

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

J. MacKinnon, A. Haug L. Michelis, "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, N° 5, Los Angeles, California, John Wiley & Sons, 1999.

Notas:

- La letra r representa el número de ecuaciones de cointegración.
- Un asterisco * indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de significación del 5%, dados los valores críticos elaborados por MacKinnon, Haug y Michelis (1999).
- Las pruebas de valor característico indican la existencia de dos ecuaciones de cointegración al nivel de significación del 5%.
- La longitud de rezago del VAR es 1. Se incluyó una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en el espacio de los datos.

a los denominados parámetros de ajuste, lo que significa que, en un modelo VEC, esta variable en particular puede incluso quedar excluida del sistema. En el apéndice 2 se muestra la exogeneidad débil de la variable de interés junto con una breve explicación técnica.¹⁴

En estas circunstancias, se estimará un modelo GVAR estacionario en la sección VI. Esto significa que las variables $I(1)$ se expresarán en primeras diferencias, de modo que todas las variables del sistema sean $I(0)$. Desde el punto de vista estadístico, es adecuado utilizar un modelo GVAR estacionario para el análisis económico de corto plazo.

¹⁴ Véanse más detalles en Johansen (1995) y Patterson (2000, cap. 15).

V

Análisis de series de tiempo univariadas

En esta sección se estima un modelo ARIMA estructural con el uso de algoritmos de mínimos cuadrados, partiendo de una ecuación de regresión no ajustada que, en principio, no incluye términos ARMA; es decir, no incluye términos autorregresivos (o AR) ni términos de promedio móvil (o MA). Los resultados básicos se indican en el cuadro 4.

Como ya se ha indicado, con excepción de la IED y el tipo de interés, todas las variables parecen ser no estacionarias, por lo que la IED y el tipo de interés entrarán en la ecuación de regresión en niveles, mientras que el resto de las variables lo hará en primeras diferencias. Además, con excepción del tipo de interés y el porcentaje de capacidad instalada utilizada, todas las variables se expresan en logaritmos naturales, por lo que sus coeficientes estimados deben interpretarse como elasticidades.

Conviene señalar que la inclusión de variables irrelevantes reduce la eficiencia, mientras que la exclusión de variables relevantes produce estimaciones de parámetros sesgadas. Sin embargo, antes de abordar posibles errores de especificación, debe señalarse que tanto la productividad del trabajo (v_t) como la demanda de exportaciones (ED_t) tienen coeficientes estimados que son positivos y estadísticamente significativos al nivel de significación del 10%. En contraste, el coeficiente estimado del tipo de cambio real es negativo y estadísticamente significativo al nivel del 5%.

1. Ecuación de regresión ajustada

A fin de asegurar que la especificación final fuera satisfactoria, se realizaron varias pruebas de razón de verosimilitud para identificar variables redundantes y omitidas en un proceso interactivo. Si bien la estrategia primaria involucraba una búsqueda de lo general a lo específico, se efectuaron varias pruebas de variables omitidas para determinar en qué casos y en qué medida alguna de las variables no consideradas originalmente habría contribuido de manera significativa a explicar el comportamiento de las exportaciones manufactureras. Las principales variables candidatas que se consideraron para su posible inclusión fueron la volatilidad del tipo de cambio real y la inversión bruta de capital fijo, pero no consiguieron alcanzar significación estadística en forma individual ni conjunta. De modo similar, a fin de identificar variables potencialmente redundantes, se verificó la significación estadística individual y conjunta de los regresores ya incluidos en la ecuación (1).¹⁵

De este modo, la ecuación general se redujo gradualmente a un abanico de ecuaciones específicas y se

¹⁵ También se evaluaron las estructuras alternativas de rezago y los efectos de interacción entre las variables independientes.

CUADRO 4

Ecuación no ajustada para las exportaciones manufactureras

Variable	Variable dependiente: ΔX_t			
	Coefficiente	Error estándar	Estadística t	Valor de probabilidad
Δv_t	0,716876	0,384891	1,862545	0,0723
ΔW_t	-0,275609	0,243587	-1,131462	0,2668
ΔQ_t	-0,226815	0,094223	-2,407202	0,0224
ΔED_t	0,302333	0,151828	1,991284	0,0556
FDI_t	-0,006458	0,010792	-0,598433	0,5540
R_t	0,000538	0,001137	0,473169	0,6395
ΔCU_t	0,008229	0,005243	1,569348	0,1271
ΔOP_t	0,870729	0,593613	1,466829	0,1528
Término de intercepción	0,022091	0,038190	0,578452	0,5673
R^2 ajustada	0,501665	Error estándar de la regresión		0,020093
Estadística Durbin-Watson (DW)	2,249753	Valor de probabilidad (estadística Fisher (F))		0,000172

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

eligió el modelo final sobre la base de las estadísticas de diagnóstico y la teoría económica. Por último, se aplicó el procedimiento elaborado por Hannan y Rissanen (1982) con el objeto de identificar un modelo ARIMA adecuado para los residuos de la regresión. Esto condujo al surgimiento de un modelo ARIMA (1,1,1) estructural con cuatro variables explicativas, que parece estar justificado por tres razones principales: i) los residuos de la regresión siguen un proceso de ruido blanco “normal”; ii) la ecuación de regresión es estable, y iii) el poder explicativo medido sobre la base de la R^2 ajustada aumenta considerablemente. Este modelo se puede representar de la siguiente manera:

$$\Delta X_t = b_0 + b_1 \Delta v_t + b_2 \Delta Q_t + b_3 \Delta ED_t + b_4 \Delta OP_t + u_t \quad (2)$$

donde $u_t = \phi_1 u_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$ y ε_t es un proceso de ruido blanco. En el cuadro 5 se muestran los resultados básicos de las estimaciones.

En la ecuación ajustada se demuestra que los coeficientes estimados de la productividad del trabajo y la demanda externa son positivos y estadísticamente significativos a los niveles del 5% y el 1%, respectivamente. Si se parte del supuesto de que la tasa de crecimiento de una variable puede aproximarse adecuadamente a través de su primera diferencia, se podría decir que un aumento de un punto porcentual en la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo provoca que la tasa de crecimiento de las exportaciones manufactureras se eleve en 83 puntos base (0,83 puntos porcentuales). De modo similar, una reducción de un punto porcentual en la tasa de crecimiento de la demanda externa ocasiona que la tasa de crecimiento de las exportaciones manufactureras

se reduzca en 49 puntos base. En vista de estos resultados, la adopción de un conjunto de políticas coherentes concebidas para incrementar la productividad de los trabajadores podría contribuir a moderar los efectos negativos de una menor demanda externa (como resultado de una recesión internacional) en las exportaciones manufactureras mexicanas.

Las pruebas apuntan además a que una depreciación del tipo de cambio real puede hacer que se reduzca el volumen de exportaciones a corto plazo. En otras palabras, el coeficiente estimado del tipo de cambio real es negativo y estadísticamente significativo al nivel del 1%. Como se ha observado con anterioridad, este resultado es consistente con la idea de que una depreciación real de la moneda, especialmente en países en desarrollo, produce dos efectos opuestos: por una parte, hace que las exportaciones sean más baratas en términos de divisas pero, por otra, incide en que los insumos intermedios importados sean más caros en moneda nacional. En este contexto, la competitividad internacional podría empeorar si este último efecto resulta dominante.

Por último, el parámetro vinculado al personal ocupado es positivo y significativamente distinto de cero a un nivel del 1%, lo que parece indicar que las empresas manufactureras hacen un esfuerzo deliberado por vender sus productos en el extranjero.

2. Pruebas de diagnóstico

Se realizaron varias pruebas para tener la seguridad de que los residuos de la ecuación de regresión ajustada estuvieran libres de correlación serial, heterocedasticidad, heterocedasticidad autorregresiva condicional (ARCH)

CUADRO 5

Ecuación ajustada para las exportaciones manufactureras

Variable dependiente: ΔX_t				
Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadística t	Valor de probabilidad
Δv_t	0,833277	0,314149	2,652487	0,0117
ΔQ_t	-0,193773	0,041048	-4,720681	0,0000
ΔED_t	0,486660	0,099567	4,887755	0,0000
ΔOP_t	1,277885	0,287783	4,440447	0,0001
Término de intercepción	0,000771	0,002877	0,267881	0,7903
AR(1)	0,428219	0,178590	2,397779	0,0217
MA(1)	-0,997398	0,125894	-7,922543	0,0000
R^2 ajustada	0,636163	Error estándar de la regresión		0,018380
Estadística Durbin-Watson (DW)	2,015594	Valor de probabilidad (estadística Fisher (F))		0,000000

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

y desviaciones sistemáticas de la normalidad. En el cuadro 6 se exponen los resultados básicos de algunas de las pruebas aplicadas:

Como se muestra en el cuadro 6, el comportamiento de los residuos del modelo de regresión ajustada está generalmente en consonancia con el ruido blanco normal. En otras palabras, la prueba de multiplicadores de Lagrange (LM) para determinar la correlación serial indica la ausencia de dicha correlación hasta el orden de rezago 5, mientras que la prueba de heterocedasticidad de White demuestra que nuestros errores son homocedásticos.¹⁶ De modo similar, la prueba de heterocedasticidad ARCH deja ver que la magnitud de los residuos en el presente no tiene relación con su magnitud en el pasado y, por último, el resultado de la prueba de normalidad de Jarque-Bera descarta la presencia de importantes desviaciones de la normalidad.

¹⁶ El correlograma de los residuos también está en consonancia con la ausencia de autocorrelación hasta el orden de rezago 20.

A fin de determinar si la ecuación ajustada de las exportaciones manufactureras se mantiene invariable a lo largo de todo el período, se utiliza la prueba de Chow con múltiples puntos de ruptura, cuyos resultados se muestran en el cuadro 7.

Los valores de probabilidad correspondientes a las tres estadísticas de prueba (la estadística Fisher, la estadística de la razón de verosimilitud logarítmica y la estadística Wald) demuestran que la hipótesis nula de “no existencia de cambio estructural” también está lejos de ser rechazada, lo que significa que los parámetros del modelo son estables en las cuatro submuestras obtenidas a partir de los puntos de ruptura designados en el conjunto de datos.

Análogamente, el proceso ARIMA de la ecuación de regresión estimada es estacionario e invertible. La estacionariedad se deriva del hecho de que la raíz inversa del componente autorregresivo (AR(1)) queda dentro del círculo unitario, mientras que la “invertibilidad” se deriva del hecho de que la raíz inversa del componente de promedio móvil (MA(1)) queda dentro del círculo unitario. Véanse los detalles en el cuadro 8.

CUADRO 6

Pruebas de diagnóstico de los residuos de la ecuación de regresión ajustada, 1998-2008

Tipo de prueba	Hipótesis nula	Valor de probabilidad
Correlación serial ^a	No hay correlación serial hasta el orden de rezago 5	0,2370
Heterocedasticidad ^b	Homocedasticidad	0,5880
ARCH ^c	No hay heterocedasticidad ARCH hasta el orden de rezago 5	0,2335
Normalidad ^d	Normalidad	0,6761

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

^a Prueba de Breusch-Godfrey para detectar la correlación serial hasta el orden de rezago 5.

^b Pruebas de heterocedasticidad de White con dos rezagos y sin términos cruzados.

^c Prueba de heterocedasticidad autorregresiva condicional (ARCH) con cinco rezagos.

^d Prueba de normalidad de Jarque-Bera.

CUADRO 7

Prueba de Chow con múltiples puntos de ruptura, 1998-2008

(Hipótesis nula: no existe cambio estructural)

Estadística	Valor	Valor de probabilidad	Valor de probabilidad
Estadística Fisher (F)	0,367037	Valor de probabilidad F (21,16)	0,9835
Estadística de la razón de verosimilitud logarítmica	17,30142	Valor de probabilidad chi-cuadrado (21)	0,6927
Estadística Wald	20,44749	Valor de probabilidad chi-cuadrado (21)	0,4931

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

Nota: Puntos de ruptura en la muestra: 2000:03, 2003:02 y 2006:01.

CUADRO 8

Raíces inversas de los componentes autorregresivos y de promedio móvil de la ecuación de regresión estimada

Raíz autorregresiva inversa (AR(1))	0,428219
Raíz de promedio móvil inversa (MA(1))	0,973980

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

Nota: Todas las raíces inversas residen dentro del círculo unitario, de modo que el proceso de estimación del modelo ARIMA es estacionario e invertible.

VI

Análisis de series de tiempo multivariadas

Dada la dificultad para identificar las ecuaciones de cointegración y la exogeneidad débil de las exportaciones manufactureras, se estimará un modelo VAR generalizado (GVAR) con variables estacionarias. Este modelo se especifica de la siguiente forma:

$$Y_t = B_0 + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde $Y_t = [\Delta X_t, \Delta v_t, \Delta W_t, \Delta Q_t, \Delta ED_t, FDI_t, R_t, \Delta CU_t, \Delta OP_t]'$ representa un vector de variables de 9×1 ; B_0 representa un vector de términos de intercepción de 9×1 , y $\{B_i, i = 1, 2, \dots, p\}$ representan matrices de coeficientes de 9×9 . Además, ε_t representa un vector de innovaciones de 9×1 que se comporta de acuerdo con los siguientes supuestos: $E(\varepsilon_t) = 0$ y $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Lambda$ para toda t , donde $\Lambda = \{\sigma_{ij}, i, j = 1, 2, \dots, 9\}$ es una matriz definida positiva y no diagonal, y $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$ para toda t y $s, t \neq s$, en el conjunto $1, \dots, T$. También podemos considerar que ε_t presenta una distribución normal multivariada en vista de los resultados de la prueba que se muestran a continuación.¹⁷

Dado que la matriz de covarianzas de las innovaciones (Λ) no es diagonal, los elementos de ε_t están correlacionados "contemporáneamente". Sims (1980) utiliza una descomposición de Cholesky de la matriz Λ para orthogonalizar los residuos del VAR, pero las funciones de impulso-respuesta y las descomposiciones de varian-

za resultantes son sensibles al orden de las ecuaciones en el modelo VAR. El problema radica en la técnica de descomposición, que no es estructural sino recursiva. Esto produce una estructura asimétrica en la que una perturbación en una variable determinada tiene un efecto contemporáneo en esa variable y las que le siguen en el orden. En contraste, las variables que preceden en el orden hipotético solo se verán afectadas a través de la estructura de rezagos del VAR.¹⁸

El enfoque de funciones de impulso-respuesta generalizadas, elaborado por Pesaran y Shin (1998), no presenta ese inconveniente y puede utilizarse para construir un conjunto ortogonal de innovaciones que se mantiene invariante al orden de las variables en el modelo VAR. Por conveniencia expositiva, se comienza por proponer un modelo VAR de primer orden:

$$Y_t = B_0 + B_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

En seguida es necesario partir del supuesto de que todas las raíces inversas del polinomio autorregresivo característico (es decir, todas las raíces de $\left| I_9 - \sum_{i=1}^p B_i L^i \right| = 0$,

donde L es el operador de rezago) quedan dentro del círculo unitario, con lo que se satisface la condición de estabilidad. La ecuación (4) puede entonces reexpresarse como una representación infinita de promedio móvil:

¹⁷ En pocas palabras, puede decirse que $\varepsilon_t \sim N_9(0, \Lambda)$, lo que significa que los elementos del vector ε_t siguen una distribución normal multivariada, su valor esperado es igual a 0 y su matriz de covarianzas está representada por Λ , cuya dimensión es de 9×9 . En principio, los elementos de ε_t (es decir, los residuos del VAR) no presentan correlación a lo largo del tiempo, pero sí pueden presentarla entre las distintas ecuaciones.

¹⁸ Generalmente, una perturbación en Y_{it} tiene un efecto contemporáneo en Y_{it} solo si se cumple que $j \geq i$.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} B_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (5)$$

donde $\mu = (I_9 - A_1)^{-1} B_0$ representa la media del proceso.

Según Pesaran y Shin (1998), una función de impulso-respuesta puede interpretarse como la diferencia entre el valor esperado de una variable en el período $t + n$, como resultado de una perturbación ocurrida en el período t , y su valor esperado en el período $t + n$ en ausencia de esa perturbación. Este último valor esperado se deriva de la historia conocida de la economía hasta el período $t-1$. Por ejemplo, si se parte del supuesto de que una perturbación de magnitud δ afecta a la ecuación j -ésima del vector Y_t , el vector de funciones generalizadas de impulso-respuesta está dado por:

$$GIRF_Y(n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(Y_{t+n} | \varepsilon_{jt} = \delta, \Omega_{t-1}) - E(Y_{t+n} | \Omega_{t-1}) \quad (6)$$

donde la matriz Ω_{t+1} representa toda la información disponible sobre la historia de la economía hasta el período $t-1$. Al combinar (6) y (5), se infiere que $GIRF_Y(n, \delta, \Omega_{t-1}) = B_1^n \delta$. Sobre la base del supuesto antes referido de que el vector de innovaciones (ε_t) presenta una distribución normal multivariada, tanto Pesaran y Shin (1998) como Koop, Pesaran y Potter (1996) demuestran que:

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta) = (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{9j})' \sigma_{jj}^{-1} \delta = \Lambda e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta \quad (7)$$

donde e_j es un vector de innovaciones hipotético de (9×1) , con el valor 1 en la fila j -ésima y ceros en todas las demás posiciones. Por consiguiente, el vector de funciones generalizadas de impulso-respuesta no expresado en escala está dado por:

$$\left(\frac{B_1^n \Lambda e_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left(\frac{\delta}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \quad (8)$$

Por último, para derivar el vector de funciones generalizadas de impulso-respuesta en escala, denotado por $\psi_j^G(n)$, simplemente se define $\delta = \sqrt{\sigma_{jj}}$; o sea,

$$\psi_j^G(n) = \left(\frac{B_1^n \Lambda e_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \quad (9)$$

Obsérvese que $\psi_j^G(n)$ mide el efecto de una perturbación a la ecuación j -ésima, cuya magnitud es equivalente a una desviación estándar. Esta perturbación tiene lugar en el período t y afecta a los valores esperados del vector Y en el período $t + n$, donde $n = 0, 1, 2, \dots$

1. Modelo empírico

Con el objeto de construir un modelo empírico adecuado se probaron distintas especificaciones, no solo con respecto al conjunto de datos (el número y elección de variables en el sistema), sino a la estructura de rezagos del modelo. La longitud de rezago del modelo VAR es decisiva, porque el comportamiento de los residuos y los resultados empíricos son sensibles al orden del modelo (en otras palabras, al número de rezagos seleccionado). Además, hay relaciones complejas de intercambio entre el número de rezagos y la dimensión del modelo VAR. Por consiguiente, después de utilizar distintos criterios de selección con respecto a las longitudes de rezago (y distintas parametrizaciones), se llegó a la conclusión de que un rezago para cada variable en cada ecuación permite un ajuste dinámico satisfactorio y una estimación eficiente, dado que ese es el menor número de rezagos que produce residuos de comportamiento adecuado.

Por la misma razón, las relaciones de intercambio entre el conjunto de datos y la estructura de rezagos del modelo condujeron a la exclusión de los salarios, la IED y el tipo de interés. Existe una doble justificación para excluir esas variables: en primer lugar, las perturbaciones en estas tres variables no producen funciones de impulso-respuesta estadísticamente significativas; en segundo lugar, su inclusión genera correlación serial y desviaciones de la normalidad en los residuos del VAR, lo que no se puede resolver mediante estructuras alternativas de rezagos ni por medio del uso de variables ficticias. En esta perspectiva, la especificación final consiste en un modelo VAR de seis variables: $Y_t = [\Delta X_t, \Delta v_t, \Delta Q_t, \Delta ED_t, \Delta CU_t, \Delta OP_t]'$. Las estimaciones de parámetros del modelo VAR se muestran en el apéndice 3.

2. Pruebas de idoneidad del modelo

Como se verá, en un modelo VAR de un solo rezago con la anterior especificación (o conjunto de variables) se elimina la correlación serial, la heterocedasticidad y las desviaciones de la normalidad en los residuos del VAR. Se demostrará además que esta especificación en particular satisface también la condición de estabilidad. En el cuadro 9 se muestran los resultados de las pruebas LM de correlación serial multivariada. Las estadísticas LM

CUADRO 9

Pruebas LM de correlación serial multivariada, 1998-2008
(Hipótesis nula: no hay correlación serial en el orden de rezago (p))

Orden de rezago (p)	Estadística LM	Valor de probabilidad
1	34,55223	0,5375
2	46,14492	0,1198
3	34,80235	0,5255
4	30,63705	0,7213
5	38,66307	0,3503

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

Nota: Probabilidades de la distribución chi-cuadrado con 49 grados de libertad.

LM: Multiplicadores de Lagrange.

y sus valores p correspondientes apuntan a la ausencia de correlación serial hasta el orden de rezago 5.¹⁹

Asimismo, la versión multivariada de la prueba de heterocedasticidad de White indica que la hipótesis nula de homocedasticidad no se puede rechazar en ninguno de los casos al nivel de significación del 5% ni al del 10%. Véanse más detalles en el cuadro 10.

En el cuadro 11 se presentan los resultados de las pruebas de normalidad multivariada. La estadística Jarque-Bera y los valores de probabilidad conexos indican que, en general, los residuos del VAR siguen una distribución normal multivariada.

A fin de demostrar que el modelo satisface la condición de estabilidad, se calcularon las "raíces inversas" del polinomio autorregresivo característico. Como se indica en el cuadro 12, todas esas raíces poseen un valor absoluto (módulo) inferior a 1 y residen dentro del círculo unitario, lo que significa que el modelo "general" es estable y, por lo tanto, estacionario. En conclusión, el modelo VAR estimado es adecuado, pues los residuos presentan un comportamiento consistente con ruido blanco y la estructura de rezagos es estable.

3. Funciones generalizadas de impulso-respuesta

En esta subsección se presenta un conjunto de funciones de impulso-respuesta estimadas en horizontes de 12 meses con intervalos de 95% de confianza, que muestran la respuesta dinámica de las exportaciones manufactureras ante innovaciones en las distintas variables del

sistema. En este caso, cada innovación (o perturbación) debe entenderse como un aumento de una desviación estándar en la variable en cuestión, que es inesperado y transitorio, pues se mantiene durante un solo período. Además, las respuestas son generalizadas, dado que no dependen de la ordenación de variables del modelo VAR, y las bandas de confianza resultan útiles para establecer la significación estadística. En otras palabras, la función de impulso-respuesta es estadísticamente significativa al nivel del 5% solo en el lapso (o período) en que el intervalo de confianza excluye al valor de cero (véase el gráfico 1).

Como se muestra en el gráfico 1, una perturbación a la productividad del trabajo produce un aumento de las exportaciones manufactureras en el momento del impacto; posteriormente el efecto se disipa alrededor del segundo mes. En contraste, una depreciación real de la moneda nacional hace que se reduzca el volumen de exportaciones, aunque este efecto no persiste con el paso del tiempo. Como se recordará, estos dos resultados concuerdan con los obtenidos en el análisis de series de tiempo univariadas que se señalan en el cuadro 5. Según se indicó anteriormente, una depreciación del tipo de cambio real afecta a las exportaciones a través de los canales relacionados con la demanda y también con la oferta. Por parte de la demanda, hace que las exportaciones sean más baratas en términos de divisas, lo que fortalece la competitividad internacional; sin embargo, por parte de la oferta, provoca que se eleve el costo en moneda nacional de los insumos intermedios y bienes de capital importados, lo que inevitablemente erosiona la competitividad internacional. Sobre la base de este razonamiento, las pruebas empíricas sugieren que el efecto neto de la depreciación real de la moneda en

¹⁹ También se ha estimado la matriz de correlogramas cruzados por pares (con intervalos de dos desviaciones estándar) para los residuos del VAR, que están generalmente en consonancia con la ausencia de autocorrelación.

CUADRO 10

Pruebas de heterocedasticidad de White para los residuos del VAR, 1998-2008
(Hipótesis nula: homocedasticidad)

Prueba conjunta					
Estadística de chi-cuadrado (χ^2)		Grados de libertad		Valor de probabilidad	
270,2510		252		0,2051	
Componentes individuales					
Dependiente	R ²	F(12,31)	Valor de probabilidad	Chi-cuadrado (12)	Valor de probabilidad
res1*res1	0,240216	0,816754	0,6323	10,56949	0,5661
res2*res2	0,255522	0,886659	0,5688	11,24296	0,5082
res3*res3	0,320257	1,217121	0,3155	14,09129	0,2949
res4*res4	0,367625	1,501792	0,1763	16,17548	0,1833
res5*res5	0,386347	1,626431	0,1351	16,99928	0,1496
res6*res6	0,346877	1,372021	0,2312	15,26259	0,2274
res2*res1	0,176493	0,553658	0,8613	7,765701	0,8032
res3*res1	0,255840	0,888144	0,5675	11,25697	0,5070
res3*res2	0,163653	0,505496	0,8951	7,200735	0,8441
res4*res1	0,349548	1,388266	0,2236	15,38013	0,2213
res4*res2	0,375232	1,551532	0,1587	16,51019	0,1690
res4*res3	0,233105	0,785227	0,6613	10,25661	0,5935
res5*res1	0,340077	1,331262	0,2512	14,96337	0,2434
res5*res2	0,336725	1,311480	0,2615	14,81589	0,2517
res5*res3	0,181716	0,573681	0,8462	7,995512	0,7855
res5*res4	0,386454	1,627160	0,1349	17,00396	0,1494

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

Notas: la prueba se realizó solo con niveles y cuadrados (no se incluyeron términos cruzados).

Res: residuos.

CUADRO 11

Pruebas de normalidad para los residuos del VAR, 1998-2008
(Hipótesis nula: los residuos siguen una distribución normal multivariada)

Prueba conjunta			
Estadística Jarque-Bera	Grados de libertad		Valor de probabilidad
12,11528	12		0,4365
Componentes individuales			
Componente	Estadística Jarque-Bera	Grados de libertad	Valor de probabilidad
ΔX_t	0,145183	2	0,9300
Δv_t	2,580443	2	0,2752
ΔQ_t	2,407762	2	0,3000
ΔED_t	1,878920	2	0,3908
ΔCU_t	0,954520	2	0,6205
ΔOP_t	4,148453	2	0,1257

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

H. Lütkepohl, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Nueva York, Springer-Verlag, 2006.

Nota: Se utiliza el método de ortogonalización de Cholesky (véase Lütkepohl, 2006, págs. 174-181).

CUADRO 12

Prueba relativa a la condición de estabilidad, 1998-2008
(Raíces inversas del polinomio autorregresivo característico)

Raíz	Módulo
0,788565	0,788565
0,364357	0,364357
-0,263775 - 0,217130i	0,341647
-0,263775 + 0,217130i	0,341647
0,153255	0,153255
0,000574	0,000574

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

Nota: Todas las raíces inversas poseen un valor absoluto (módulo) < 1, de modo que se cumple la condición de estabilidad.

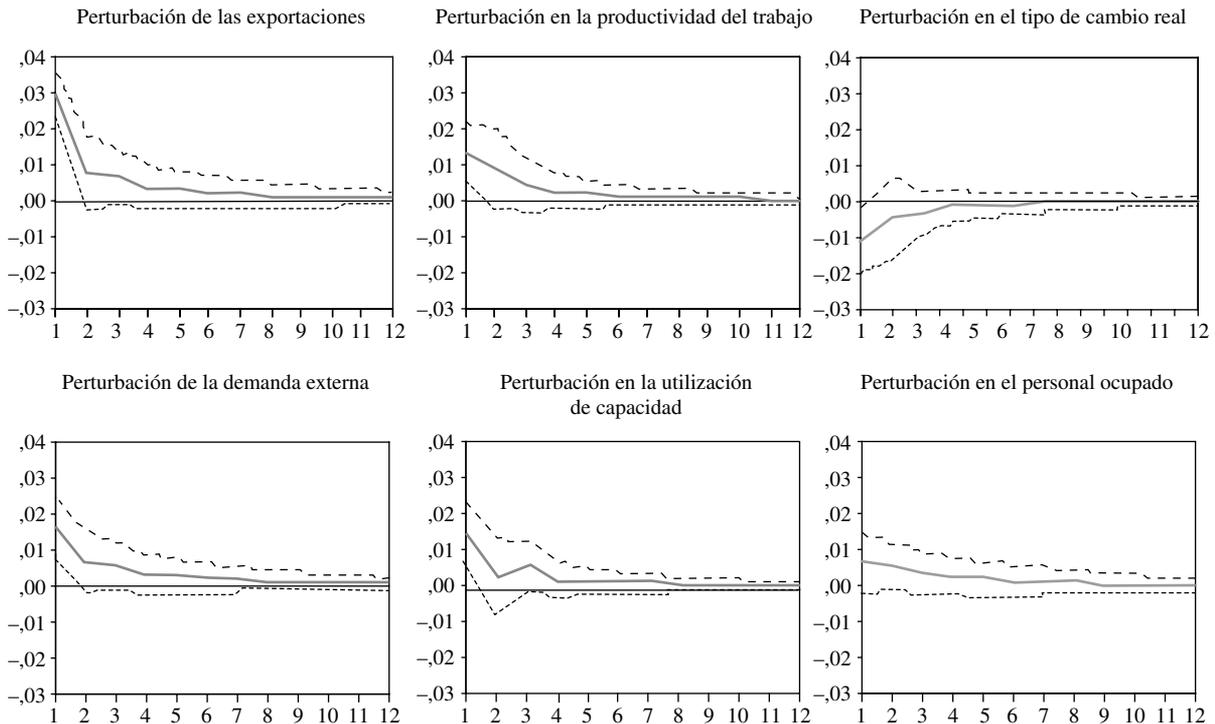
la competitividad internacional y las exportaciones es negativo, al menos en el corto plazo.

Las perturbaciones a la demanda externa estimulan las exportaciones manufactureras, aunque este efecto positivo se disipa alrededor del segundo mes. Por último, las perturbaciones que afectan a la utilización de la capacidad instalada hacen que las exportaciones aumenten en lugar de reducirse, lo que es consistente con la hipótesis de autoselección en vista de que las empresas manufactureras hacen un esfuerzo consciente por vender en los mercados extranjeros.²⁰

²⁰ En contraste, un incremento en la utilización de la capacidad instalada, como resultado de una demanda interna superior a lo previsto, estaría en consonancia con una tendencia a la baja en las exportaciones.

GRÁFICO 1

Respuesta dinámica de las exportaciones manufactureras ante perturbaciones con intervalos de confianza del 95%



Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

VII

Implicancias de política económica

Los resultados de las estimaciones son consistentes al indicar que las exportaciones manufactureras responden en forma positiva no solo ante la demanda externa, sino ante la productividad del trabajo. En conformidad con las elasticidades del modelo ARIMA estructural estimado, la productividad del trabajo tiene un mayor efecto en las exportaciones que la demanda externa. No obstante, las funciones de impulso-respuesta que se obtienen a partir del modelo GVAR permiten inferir que la demanda externa tiene una influencia levemente mayor que la productividad de los trabajadores. En cualquier caso, la productividad del trabajo parece ser uno de los determinantes clave de las exportaciones manufactureras; por lo tanto, una implicancia relevante de política económica es que una contracción de la demanda externa (ocasionada por una recesión internacional) puede compensarse hasta cierto punto mediante un incremento en la productividad de los trabajadores.

En este contexto, en México se debe elaborar un paquete de políticas amplio, coherente y eficaz (en función de los costos) con miras a acrecentar la productividad del trabajo en el sector manufacturero. Este conjunto de políticas debería comprender desde programas temporales de formación tendientes a desarrollar determinadas destrezas en coyunturas críticas (especialmente entre los desempleados, para que puedan satisfacer las demandas de los empleadores en tiempos difíciles) hasta programas de formación continua para el adelanto profesional.

Hay muchos resultados empíricos en que se aprecia que la formación para el empleo y la educación formal de calidad pueden producir importantes aumentos de productividad.²¹ En un sentido general, la educación proporciona conocimientos, destrezas y habilidades que contribuyen al incremento de los salarios, el volumen de producción por trabajador y el volumen de producción por hora de trabajo. Independientemente de la importancia de la educación para afrontar la competencia basada en los conocimientos en el mercado global, los cursos de formación relacionados con el empleo tienen

más probabilidades de producir resultados satisfactorios como medida anticíclica de corto plazo durante una desaceleración de la economía internacional.²² En otras palabras, sin reducir los recursos destinados al desarrollo del capital humano a más largo plazo por medio del sistema de educación formal, el gobierno podría intensificar (conjuntamente con otras iniciativas) los esfuerzos en un amplio abanico de programas de formación, a fin de compensar una demanda externa de manufacturas mexicanas inferior a la prevista.

A este respecto, es esencial identificar y clasificar apropiadamente las necesidades específicas en materia de capacitación, no solo en el sector manufacturero mexicano en su totalidad, sino en cada subsector y grupo industrial. El principio subyacente es que el contenido de la capacitación (que por cierto debe enfatizar los conocimientos, destrezas y habilidades adecuados sobre la base de un análisis de caso por caso) puede ser tan importante como la cantidad de capacitación que se proporcione a la fuerza de trabajo. Asimismo, puesto que las demandas de los empleadores evolucionan con los cambios e innovaciones tecnológicas, debe ponerse en práctica un sistema de seguimiento que permita recopilar información precisa sobre los nuevos requisitos en materia de capacitación y las futuras tendencias del mercado de trabajo. Es conveniente realizar investigaciones complementarias para evaluar los efectos de distintos tipos de formación en la productividad de los trabajadores: formación en el puesto de trabajo o fuera de este, seminarios, cursos, planes de capacitación, y así sucesivamente. Por ejemplo, Black y Lynch (1996) sostienen que la formación fuera del puesto de trabajo puede tener un mayor efecto en la productividad que la formación en el puesto de trabajo, porque es posible que los trabajadores que se capacitan fuera de la fábrica reciban conocimientos más avanzados. En pocas palabras, una investigación de este tipo podría ofrecer valiosos referentes sobre la combinación apropiada de instrumentos de política para enfrentar bajas repentinas de la demanda externa y, en consecuencia, hacer que

²¹ Autores como Bartel (1992); Mincer (1994); Black y Lynch (1996); Dearden, Reed y Reenen (2005); Mungaray y Ramírez (2007); Padilla y Juárez (2006) llegan a esta conclusión sobre la base de distintos parámetros de productividad.

²² Según Maglen (1995), la formación (o capacitación) es más específica y tiene mayor correlación contemporánea con el rendimiento laboral, en tanto que la educación es más general y suele impartirse antes (a menudo, mucho antes) de que el egresado entre en el mercado de trabajo.

las políticas relativas al mercado de trabajo sean más adecuadas y eficaces.

Un mayor conocimiento acerca de las mejoras en la productividad que derivan de la capacitación también podría contribuir a identificar un marco para el establecimiento y la consecución de objetivos programáticos de más largo plazo. Ello en el contexto de un esfuerzo conjunto en el que participen todos los interesados, incluidos trabajadores, empleadores, proveedores de capacitación del sector público y privado y organismos sectoriales. Finalmente, aunque las políticas del mercado de trabajo de corto y largo plazo deberían diseñarse y aplicarse en forma integrada, las pruebas econométricas y los hallazgos de esta investigación tienen que ver básicamente con la formulación de políticas de corto plazo.

Otra cuestión fundamental se refiere a los efectos negativos de la depreciación del tipo de cambio real en las exportaciones manufactureras. Como se indicó antes, esto es consistente con el punto de vista de que

los movimientos del tipo de cambio generan efectos no solo por parte de la demanda, sino también por parte de la oferta. En tales circunstancias, el efecto negativo en las exportaciones de la depreciación real de la moneda refleja el alto grado en que las empresas manufactureras dependen de proveedores extranjeros, sobre todo en el caso de los insumos intermedios, cuyo costo en moneda nacional se eleva a medida que el peso mexicano se debilita frente al dólar. Una conocida recomendación de política, que ha tenido un éxito limitado hasta el momento, consiste en mejorar la capacidad productiva y la eficiencia en el sector sustitutivo de importaciones, con el fin de reducir el contenido importado de los productos manufacturados. Además, para elevar el contenido nacional de las manufacturas, deben formarse y consolidarse nuevas y más eficientes cadenas de producción entre los grandes exportadores de manufacturas y las pequeñas y medianas empresas locales.

VIII

Conclusiones

Este artículo se halla centrado en la evaluación de diversos factores determinantes de las exportaciones manufactureras mexicanas mediante el uso de dos enfoques econométricos complementarios: i) el enfoque de series de tiempo univariadas, que permite estimar las elasticidades, y ii) el enfoque de series de tiempo multivariadas (o GVAR), que proporciona una perspectiva completamente dinámica mediante la estimación de funciones de impulso-respuesta. En ambos casos se aseguró la idoneidad del modelo mediante pruebas de especificación, de residuos y de estabilidad. Las herramientas de prueba utilizadas variaron según la naturaleza de cada método de modelación econométrica.

Dado que algunos resultados son robustos frente a cambios en la metodología econométrica empleada, es posible arribar a dos conclusiones sólidas. En primer lugar, que las exportaciones manufactureras guardan una relación positiva con la productividad del trabajo y la demanda externa. En segundo lugar, que una depreciación del tipo de cambio real no aumenta las exportaciones manufactureras, sino que las reduce, al menos en el corto plazo. Esto es sintomático de que la economía mexicana es sumamente dependiente de los bienes de

capital e intermedios importados. En consecuencia, una depreciación real de la moneda no solo genera efectos en la demanda, sino que produce marcados efectos en la oferta. Por parte de la demanda, provoca que las exportaciones manufactureras sean más baratas en términos de divisas y, por lo tanto, incrementa la competitividad internacional. No obstante, por parte de la oferta, eleva los costos en moneda nacional de los insumos intermedios importados, con lo que se reduce la competitividad internacional. Los resultados empíricos demuestran que los efectos negativos (o efectos de oferta) tienden a dominar en el corto plazo.

Conviene recordar que las exportaciones manufactureras presentan una relación positiva con el personal ocupado, según el análisis univariado, y con la utilización de la capacidad instalada, según el análisis multivariado. Se determinó que esto es consistente con la hipótesis de autoselección, en el sentido de que las empresas hacen un esfuerzo consciente por vender en el extranjero. Dado que el deseo de exportar de una empresa determina muchas decisiones en materia de inversión y producción, una mayor utilización de la capacidad instalada puede conducir a un aumento (en lugar de una disminución) de las exportaciones manufactureras.

De este estudio se pueden extraer dos importantes implicancias de política económica. En primer lugar, una depreciación del tipo de cambio real podría incidir en que el desempeño exportador de corto plazo no solo no mejore, sino que empeore. En segundo lugar, un conjunto de medidas amplio y coherente, encaminado a potenciar la productividad del trabajo, podría producir un crecimiento

significativo de las exportaciones manufactureras. Además, los efectos negativos de una recesión internacional en las exportaciones mexicanas podrían compensarse en cierto grado mediante el incremento de la productividad de los trabajadores. Por consiguiente, ante una recesión en los Estados Unidos, podría resultar ventajoso para México invertir más en capacitación y educación.

APÉNDICE 1

CUADRO A1

Descripción de las fuentes de los datos y las unidades de medición

Series estadísticas	Fuente
Índice cuantitativo de exportaciones manufactureras (<i>X</i>)	Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI)
Índice de productividad del trabajo en la industria manufacturera (<i>v</i>)	INEGI
Índice de tipo de cambio real efectivo (<i>Q</i>)	Banco de México
Demanda externa de exportaciones manufactureras mexicanas (<i>ED</i>), medida en función de un índice cuantitativo de las importaciones manufactureras totales de los Estados Unidos	Oficina del Censo de los Estados Unidos
Inversión extranjera directa (IED) real	Secretaría de Economía. El índice de precios que se utilizó como deflactor fue el índice de precios al consumidor de los Estados Unidos, publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales
Costo del crédito interno, medido en función de la tasa de interés real promedio ponderada del papel comercial (<i>R</i>)	INEGI
Porcentaje de utilización de la capacidad instalada en la industria manufacturera (<i>CU</i>)	INEGI
Índice de personal ocupado en la industria manufacturera (<i>OP</i>)	INEGI

Fuente: elaboración propia.

Notas:

Intervalo: enero de 1998 a diciembre de 2008.

Frecuencia: trimestral.

APÉNDICE 2

Un modelo VEC es un modelo VAR restringido para representar una o más relaciones de cointegración. De este modo, la ecuación (3) se puede reparametrizar para que exprese el siguiente modelo VEC:

$$\Delta Y_t = B_0 + \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{(p-1)} \Delta Y_{t-(p-1)} + \varepsilon_t \quad (10)$$

donde $\Pi = \sum_{i=1}^p B_i - I$ y $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p B_j$. En la cuarta implicancia del teorema de la representación de Granger (Engle y Granger, 1987) se establece que si un vector *k*-dimensional de variables I(1) involucra a una o más relaciones de cointegración, existe entonces un modelo VEC que se puede representar satisfactoriamente por la ecuación precedente. Desde el punto de vista formal, si las variables del vector Y_t son I(1) y el rango de la matriz de

coeficientes Π (denotado por *r*) es reducido (es decir, si $r < k$), entonces se puede demostrar que existen las matrices α y β (ambas de dimensión $k \times r$ y de rango *r*) y que son tales que: i) $\Pi = \alpha\beta'$ y ii) $\beta' Y_{t-1}$ constituye un sistema estacionario. De modo similar, dado que cada columna de β es un vector de cointegración, se puede decir que $\beta' Y_{t-1}$ contiene las “*r*” relaciones de equilibrio de largo plazo entre las “*k*” variables. Dichas relaciones a largo plazo en $\beta' Y_{t-1}$ se expresan en forma de términos de corrección de error. Por otra parte, la matriz α contiene los coeficientes de ajuste o de corto plazo del modelo vectorial de corrección de errores (o modelo VEC), cuyos valores determinan la rapidez con que se restablece el equilibrio después de una perturbación. El propósito de captar la dinámica de corto plazo se cumple también mediante las matrices de coeficientes $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{(p-1)}$.

En este contexto, si se parte del supuesto de que $\beta' Y_{t-1}$ contiene dos relaciones de cointegración (denotadas por $ECT1_{t-1}$ y $ECT2_{t-1}$, respectivamente), como indican las pruebas de valor característico, la matriz de coeficientes de ajuste estimados sería la siguiente:

CUADRO A2

Matriz de coeficientes de ajuste estimados
(La matriz α)

Ecuación	$ECT1_{t-1}$	$ECT2_{t-1}$
ΔX_t	0,071304 (0,23407) [0,30462]	-0,313378 (0,97010) [-0,01840]
Δv_t	0,306825** (0,06186) [4,95999]	-1,275998** (0,25639) [-4,99358]
ΔW_t	0,248226 (0,20551) [1,20785]	-1,01029 (0,85173) [-1,16447]
ΔQ_t	-0,503782 (0,35069) [-2,60101]*	2,097696 (1,45342) [1,44328]
ΔED_t	-0,236342 (0,19946) [-0,92653]	0,965415 (0,82666) [1,16785]
ΔCU_t	-1,010744 (4,77390) [-0,32095]	2,609343 (19,7853) [0,13188]
ΔOP_t	0,017312 (0,03268) [0,52974]	-0,068394 (0,13544) [-0,50498]

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

Notas: Los errores estándar se muestran entre paréntesis y las estadísticas t , entre corchetes.

Los asteriscos * y ** indican una significación a los niveles del 5% y 1%, respectivamente.

Los resultados que se muestran en el cuadro A2 indican que ninguno de los parámetros de ajuste es estadísticamente significativo en la ecuación de exportaciones (ΔX_t), y por ello se concluyó que las exportaciones manufactureras presentaban una exogeneidad débil con respecto a la matriz α .

Los resultados que se muestran en el cuadro A2 indican que ninguno de los parámetros de ajuste es estadísticamente significativo en la ecuación de exportaciones

(ΔX_t), y por ello se concluyó que las exportaciones manufactureras presentaban una exogeneidad débil con respecto a la matriz α .

APÉNDICE 3

CUADRO A3

Parámetros estimados en la especificación final del modelo VAR

	ΔX_t	Δv_t	ΔQ_t	ΔED_t	ΔOP_t	ΔOP_t
ΔX_{t-1}	0,188165 (0,22829) [0,82422]	0,044354 (0,08525) [0,52026]	-0,203017 (0,37362) [-0,54338]	0,251443 (0,20776) [1,21028]	2,977106 (6,74198) [0,44158]	0,053435 (0,03536) [1,51128]
Δv_{t-1}	0,807990 (0,53519) [1,50973]	-0,019072 (0,19986) [-0,09543]	1,035099 (0,87588) [1,18178]	1,476432 (0,48704) [3,03144]	31,52161 (15,8052) [1,99439]	0,040187 (0,08289) [0,48484]
ΔQ_{t-1}	-0,044268 (0,12766) [-0,34678]	-0,000724 (0,04767) [-0,01519]	0,058313 (0,20892) [0,27912]	0,032161 (0,11617) [0,27684]	2,393695 (3,76994) [0,63494]	-0,027179 (0,01977) [-1,37470]
ΔED_{t-1}	0,114752 (0,22154) [0,51797]	0,015873 (0,08273) [0,19186]	0,366712 (0,36257) [1,01143]	0,137367 (0,20161) [0,68135]	2,527265 (6,54251) [0,38628]	0,018223 (0,03431) [0,53110]
ΔCU_{t-1}	-0,009063 (0,00671) [-1,35024]	0,001414 (0,00251) [0,56414]	-0,003511 (0,01099) [-0,31962]	-0,001987 (0,00611) [-0,32534]	-0,305305 (0,19823) [-1,54018]	-0,000396 (0,00104) [-0,38058]
ΔOP_{t-1}	1,209608 (0,80273) [1,50687]	-0,230256 (0,29977) [-0,76810]	-1,264143 (1,31373) [-0,96226]	0,329078 (0,73051) [0,45048]	1,342715 (23,7061) [0,05664]	0,640945 (0,12432) [5,15549]
C	0,005182 (0,00909) [0,57002]	0,005044 (0,00340) [1,48552]	-0,019301 (0,01488) [-1,29715]	0,005365 (0,00827) [0,64842]	-0,262657 (0,26850) [-0,97824]	-0,003210 (0,00141) [-2,27948]
R^2	0,254138	0,049825	0,092319	0,373294	0,157935	0,672209
R^2 ajustada	0,118527	-0,122934	-0,072714	0,259347	0,004833	0,612611

Fuente: estimaciones del autor a partir de los datos trimestrales de las bases de datos del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática de México (INEGI), el Banco de México, la Oficina del Censo de los Estados Unidos y el índice de precios al consumidor publicado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Ministerio de Economía de los Estados Unidos.

Nota: Los errores estándar se muestran entre paréntesis y las estadísticas "t", entre corchetes.

Bibliografía

- Banco de México (2008), *Informe anual 2008 del Banco de México*, México, D.F.
- Bartel, A. (1992), "Productivity gains from the implementation of employee training programs", *NBER Working Papers*, N° 3893, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Bayoumi, T. y B. Eichengreen (1997), "Is regionalism simply a diversion? Evidence from the EC and EFTA", *Regionalism versus Multilateral Trade Arrangements*, T. Ito y A. Krueger (comps.), Chicago, The University of Chicago Press.
- Bergstrand, J. (1985), "The gravity equation in international trade: some microeconomic foundations and empirical evidence", *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, N° 3, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Berrettoni, D. y S. Castresana (2007), "Exportaciones y tipo de cambio real: el caso de las manufacturas industriales argentinas", *Revista del CEI: comercio exterior e integración*, N° 9, Buenos Aires, Centro de Economía Internacional.
- Black, S. y L. Lynch (1996), "Human capital investment and productivity", *The American Economic Review*, vol. 86, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Boisso, D. y M. Ferrantino (1997), "Economic distance, cultural distance, and openness in international trade: empirical puzzles", *Journal of Economic Integration*, vol. 12, Seúl, Sejong University.
- Catão, L. y E. Falsetti (2002), "Determinants of Argentina's external trade", *Journal of Applied Economics*, vol. 5, N° 1, Buenos Aires, Universidad del CEMA.
- Cuevas, V. (2008), "Efectos de la productividad laboral en las exportaciones manufactureras mexicanas", *Comercio exterior*, vol. 58, N° 6, México, D.F., Banco Nacional de Comercio Exterior.
- Dearden, L., H. Reed y J.V. Reenen (2005), "The impact of training on productivity and wages: evidence from British panel data", *CEP Discussion Papers*, N° 674, Londres, Centre for Economic Performance.
- Dickey, D., W. Bell y R. Miller (1986), "Unit roots in time series models: tests and implications", *The American Statistician*, vol. 40, Alexandria, Virginia, American Statistical Association.
- Dickey, D. y W. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, vol. 49, N° 4, Cleveland, Ohio, The Econometric Society.

- Engle, R. y C. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, vol. 55, N° 2, Cleveland, Ohio, The Econometric Society.
- Goldberg, L. y M. Klein (1997), "Foreign direct investment, trade and real exchange rate linkages in Southeast Asia and Latin America", *NBER Working Papers*, N° 6344, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- Hannan, E. y J. Rissanen (1982), "Recursive estimation of mixed autoregressive-moving average order", *Biometrika*, vol. 69, N° 1, Oxford, Reino Unido, Oxford University Press.
- Isard, W. (1954), "Location theory and trade theory: short-run analysis", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 68, N° 2, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Jiménez, F., G. Aguilar y J. Kapsoli (1998), "Competitividad en la industria manufacturera peruana" [en línea] <http://www.pucp.edu.pe/departamento/economia/images/documentos/DDD148.pdf>
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- Koop, G., M. Pesaran y S. Potter (1996), "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models", *Journal of Econometrics*, vol. 74, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Kwiatkowski, D. y otros (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, vol. 54, N° 1-3, Los Angeles, California, John Wiley & Sons.
- Lütkepohl, H. (2006), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Nueva York, Springer-Verlag.
- MacKinnon, J. (1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, N° 6, Los Angeles, California, John Wiley & Sons.
- MacKinnon, J., A. Haug y L. Michelis (1999), "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, N° 5, Los Angeles, California, John Wiley & Sons.
- Maglen, L. (1995), "The role of education and training in the economy", *Working Paper*, N° 2, Clayton, Centre for the Economics of Education and Training, Monash University.
- Mbaye, A. y S. Golub (2002), "Unit labor cost, international competitiveness, and exports: the case of Senegal", *Journal of African Economies*, vol. 11, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Mincer, J. (1994), "Investment in U.S. education and training", *NBER Working Papers*, N° 4844, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Mortimore, M., S. Vergara y J. Katz (2001), "La competitividad internacional y el desarrollo nacional: implicancias para la política de inversión extranjera directa en América Latina", *serie Desarrollo productivo*, N° 107 (LC/L.1586-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.01.II.G.130.
- Mungaray, A. y M. Ramírez (2007), "Capital humano y productividad en microempresas", *Investigación económica*, vol. 66, N° 260, México, D.F., Universidad Nacional Autónoma de México.
- Nabi, I. y M. Luthria (2002), "Building competitiveness: a roadmap and policy guide", *Building Competitive Firms Incentives and Capabilities*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Padilla, R. y M. Juárez (2006), "Efectos de la capacitación en la competitividad de la industria manufacturera", *serie Estudios y perspectivas*, N° 49, México, D.F., Sede Subregional de la CEPAL en México.
- Patterson, K. (2000), *An Introduction to Applied Econometrics: a Time Series Approach*, Nueva York, Palgrave MacMillan.
- Perron, P. y S. Ng (1996), "Useful modifications to unit root tests with dependent error and their local asymptotic properties", *Review of Economic Studies*, vol. 63, N° 3, Londres, Blackwell Publishing.
- Pesaran, M. y Y. Shin (1998), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economic Letters*, vol. 58, N° 1, Amsterdam, Elsevier.
- Phillips, P. y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Pöyhönen, P. (1963), "A tentative model for the volume of trade between countries", *Review of World Economics*, vol. 90, N° 1, Kiel, Schleswig-Holstein.
- Reinhart, C. (1995), "Devaluation, relative prices, and international trade: evidence from developing countries", *IMF Staff Papers*, vol. 42, N° 2, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Riedel, J. (1988), "The demand for LDC exports of manufactures: estimates from Hong Kong", *The Economic Journal*, vol. 98, N° 389, Royal Economic Society.
- Senhadji, A. y C. Montenegro (1998), "Time-series analysis of export demand equations: a cross-country analysis", *IMF Working Papers*, N° 149, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional.
- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, vol. 48, N° 1, Cleveland, Ohio, The Econometric Society.
- Summary, R. (1989), "A political-economic model of U.S. bilateral trade", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 71, N° 1, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Tinbergen, J. (1962), "Shaping the world economy-suggestions for an international economic policy", *The Twentieth Century Fund*, Nueva York.