

El ajuste de las exportaciones mexicanas: implicaciones de política comercial

Omar Neme Castillo

Sección de Estudios de Posgrado e Investigación, ESE-IPN
Ciudad de México, México
oneme@ipn.mx

Ana Lilia Valderrama Santibáñez

Sección de Estudios de Posgrado e Investigación, ESE-IPN
Ciudad de México, México
avalderama.vs@ipn.mx

Resumen

Este documento estudia las exportaciones manufactureras mexicanas agregadas en un contexto de Vector de Corrección del Error. El modelo incorpora tanto variables asociadas con factores tecnológicos como con el precio. Solo los coeficientes de corto plazo vinculados con factores tecnológicos y comercio intra-industrial muestran signos correctos, lo que implica que son determinantes esenciales al corregir las desviaciones del equilibrio. Las funciones impulso-respuesta muestran que las exportaciones reaccionan ante shocks en el costo laboral y en el gasto en investigación y desarrollo. Asimismo, se propone una serie de políticas implicadas para el fomento de las exportaciones en el largo plazo.

Abstract

This paper analyses Mexican manufacturing exports in a context of Error Correction Vector. The model incorporates variables linked to technological factors as well as elements related to price. Just the short run coefficients related to technological factor and to intra-industry trade show the right signs, which implies they are essential determinants for correcting deviations from the equilibrium. Impulse-response functions show that exports react to shocks in labor cost and in

research and develop spending. Also, a set of implicated policies are proposed with the aim of boosting the long run exports.

Palabras clave: Exportaciones, cointegración, vector de corrección de errores, factores tecnológicos, comercio intra-industrial.

Clasificación JEL: C22, F1, F10, O3.

1. Introducción

Las condiciones económicas en el mercado de Estados Unidos (EU) han cambiado desde hace 18 años cuando inició formalmente el acuerdo de comercio entre ambos países, que beneficiaba el acceso preferencial a los productos mexicanos y canadienses frente a terceros países. La firma de acuerdos comerciales relativamente similares de EU con otros países, que eliminó una barrera a la entrada a los competidores desde otras regiones, la dinámica económica estadounidense con menores tasas de crecimiento y, por tanto, menor capacidad de compra que llevó a la restricción tanto de la demanda de importaciones como a la oferta de capitales productivos (que impacta directamente en la oferta exportable), la reorientación en las preferencias de los consumidores y la dinámica tecnológica y productiva global, que permiten ofrecer nuevos y más eficientes productos en el mercado de aquel país, entre otros factores, han limitado el desempeño comercial de los productos manufactureros mexicanos en dicho mercado.

No obstante, a pesar de la pérdida de competitividad en el mercado estadounidense en los últimos años, las industrias manufactureras mexicanas se han consolidado como importantes proveedoras de exportaciones para ese mercado. Al respecto estas exportaciones se concentran en la economía de EU (85.4 % en 2006) y representan el 10.7 % del total de las importaciones americanas en ese mismo año. Si bien la tendencia de estas ventas extranjeras es creciente (son 9.4 veces más grande en 2006 que en 1985), la evolución es a través de oscilaciones (el rango de la tasa de crecimiento es -9.6% y 25.5% , en 1986 y 1995, respectivamente). Asimismo, la tasa de crecimiento muestra una diferencia de al menos 1.5 puntos porcentuales

de un año a otro (excepto para 1993, 2002 y 2003), reflejo de la cambiante situación económica en cada momento.

Lo anterior sugiere que la evolución de corto plazo de las exportaciones manufactureras mexicanas depende marcadamente de las condiciones cambiantes, esto es, que se ajustan a las situaciones coyunturales, tanto en la economía mexicana como en la estadounidense, alrededor de la tendencia de largo plazo. De esta manera, cabe preguntarse ¿cuáles elementos permiten que las exportaciones manufactureras mexicanas en EU mantenga una tendencia creciente y, particularmente, que en el corto plazo se adapten ante las oscilaciones económicas? Al respecto, los determinantes del desempeño exportador en el horizonte corto pueden catalogarse en los vinculados con el precio, por un lado, y los factores tecnológicos y variables industriales, como la estructura de competencia, por el otro.

Así, dado el interés de este documento en aspectos de corto plazo, el objetivo es determinar, mediante una metodología econométrica de cointegración, si en efecto existe el ajuste de las exportaciones manufactureras mexicanas en EU, ante cambios en las condiciones en las economías, señalando al mismo tiempo cuáles variables llevan a la recuperación de la competitividad exportadora en ese mismo horizonte. El análisis empírico se realiza para el periodo 1985 – 2009 con observaciones anuales. De este modo, el documento contribuye a precisar el papel de las variables tecnológicas o no, en el desempeño exportador mexicano de corto plazo.

Lo anterior tiene notables implicaciones de política económica para el fomento de las exportaciones manufactureras en el mercado de EU. Determinar el efecto de cada variable permite asignar recursos escasos de manera eficiente entre políticas alternativas con diferente impacto en el corto plazo. En consecuencia, puede establecerse una política de impulso vía modificaciones en el tipo de cambio y/o contenciones salariales acompañadas de nuevos empleos. En contraste, pueden seguirse políticas orientadas a la creación de economías de escala y diferenciación de producto. Los resultados de esta investigación representan elementos para el diseño de políticas comerciales más adecuadas.

El resto del documento se compone de seis secciones. En el apartado siguiente se realiza una breve revisión de los modelos planteados para las

exportaciones y, particularmente, para las mexicanas. En la tercera sección se plantea el modelo a estimar, se definen las variables y se presentan pruebas de integración y cointegración. En el apartado cuatro se estima el vector de corrección del error, se señalan los principales resultados y se presentan las funciones impulso-respuesta generalizadas para apreciar la interacción entre las variables. En la quinta sección se discuten las implicaciones de política respecto a cada variable estadísticamente significativa en el modelo. Finalmente, se muestran las conclusiones más relevantes.

2. Revisión de la literatura

A partir de las limitaciones del modelo Heckser-Ohlin para explicar el comercio internacional, la teoría estratégica del comercio internacional desarrolla diversos modelos en los que se consideran a la competencia imperfecta y economías de escala como las fuentes de la ventaja comparativa. Adicionalmente, las teorías neo-tecnológicas enfatizan el papel de la innovación, especialización, aprendizaje, en los patrones comerciales. Asimismo, diversas investigaciones empíricas han encontrado una relación positiva entre costos, economías de escala, competencia imperfecta y tecnología, por un lado, y exportaciones, por el otro.

Por ejemplo, Sisay (2010) estudia diversos elementos que afectan la oferta de exportaciones de Etiopía a través de la estimación del modelo de corrección de errores; encuentra que la capacidad de producción y el grado de apertura comercial impactan significativamente; mientras que variables no tecnológicas como el tipo de cambio, demanda extranjera o inversión extranjera no explican el desempeño exportador de este país. En particular, el ingreso externo afecta negativamente la oferta de exportaciones. Bhaduri y Ray (2004) argumentan que los factores tecnológicos son determinantes clave de las exportaciones manufactureras de los países en desarrollo, por lo que éstas dependen de la ventaja tecnológica construida por las capacidades tecnológicas, y no por los mayores avances tecnológicos. Las variables convencionales relacionadas con el precio se asumen de poca relevancia por lo que se excluyen del análisis; en contraste, incorpora diferentes mediciones

de la capacidad tecnológica para estimar el desempeño exportador a nivel industrial en India, identificándose cinco determinantes específicos, a saber: capacidad tecnológica, esfuerzos en I+D, escala de producción, propiedad, importaciones intermedias y estabilidad de las empresas.

Huanga *et al.*, (2008) estudian las causas del notable crecimiento de las exportaciones manufactureras chinas concluyendo que las actividades de I+D no contribuyen al éxito exportador aún en sectores tecnológicos. No obstante, para esta economía de mercado planificada centralmente, el papel de los costos laborales no es concluyente. En contraste, entre los factores que impulsan la competitividad internacional de ese país destacan la colaboración con firmas internacionales y la intensa competencia doméstica, medida por el índice Herfindal-Hirschman,

Jongwanich (2010), afirma que la rápida diversificación de exportaciones dentro de industrias globales, particularmente en Asia, tiende a debilitar los vínculos entre el tipo de cambio y los costos laborales, por un lado, y la oferta de exportaciones, por el otro. Al tiempo que la capacidad de producción, inversión extranjera y en menor grado la demanda mundial, han aumentado su papel como determinantes de las exportaciones. Asimismo, Gertner *et al.* (2009), empleando un rango amplio de factores explicativos de las exportaciones brasileñas, concluyen que los determinantes relevantes del desempeño exportador se asocian con aspectos internos a las empresas (organización del proceso de exportación, número de trabajadores, volumen de ventas, edad, capital, capacidad ociosa, frecuencia exportadora), y con la proximidad geográfica a los mercados de destino. Asimismo, elementos teóricos tradicionales como el tipo de cambio o demanda externa no son relevantes.

Para el caso mexicano, Garcés (2002) estudia las funciones de largo plazo y la dinámica de crecimiento del comercio exterior a nivel agregado y desagregado para el periodo 1980 – 2000. Como determinantes de las exportaciones incluye el tipo de cambio real, precios, índice del valor de la producción industrial en México y en EU, como proxy de la demanda externa. A nivel agregado, las exportaciones dependen de la demanda, puesto que el índice de producción industrial de EU y el tipo de cambio real son variables significativas. A nivel industrial, las exportaciones dependen posi-

tiva y significativamente de todas las variables consideradas.

Pacheco (2005), analiza el efecto de la inversión extranjera directa (IED) en México sobre las exportaciones. Considera que el proceso de liberalización de estos flujos en la década de los ochenta ha permitido el acceso de corporaciones multinacionales a la economía doméstica. Encuentra una relación de causalidad bidireccional entre IED y exportaciones, esto es, el éxito exportador atrae flujos de este tipo de inversión al país, y la entrada de IED son un mecanismo dinamizador de las exportaciones.

Aparte, Rodríguez y López (2010), encuentran que el comportamiento de las exportaciones manufactureras depende en gran medida de la demanda agregada externa, principalmente de la economía estadounidense; mientras que el nivel de productividad laboral manufacturera no explica el dinamismo de las exportaciones en el mismo sector.

Gallagher *et al.* (2007), encuentran una pérdida de dinamismo de las exportaciones no petroleras mexicanas en el mercado de EU. Entre las razones que explican esta menor participación dentro de dicho Mercado están: la apreciación del tipo de cambio real, combinado con el bajo valor relativo de la moneda de China; la caída de la inversión pública, principalmente en infraestructura, que ha llevado a menores índices de competitividad; el crédito restringido; y, ausencia de política tecnológica que fomente la innovación y fortalezca los encadenamientos productivos al interior de la economía.

Asimismo, Madsen (2007) en un estudio de 18 países de la OCDE, entre ellos México, muestra que la integración de mercado, nivel de tecnología y las ventajas en competitividad explican significativamente el crecimiento de las exportaciones. Simultáneamente concluye que los cambios en la competitividad de precios y las variaciones en el ingreso de los mercados de exportación son factores de menor relevancia para las exportaciones. Este último resultado también se encuentra en la investigación actual.

Cuevas (2010) determina la contribución de distintas variables sobre las exportaciones manufactureras mediante un análisis de series de tiempo, encontrando una relación positiva entre exportaciones y productividad del trabajo y demanda externa; al tiempo que señala que una depreciación del tipo de cambio contrae las exportaciones en el corto plazo, resultado similar al que se encuentra en este documento. No obstante, no considera variables

clave relacionadas con la tecnología.

En contraste, Montobbio y Rampa (2005) evalúan el impacto del cambio tecnológico y estructural en el desempeño exportador –exportaciones sectoriales y participación de mercado- en nueve países en desarrollo, incluyendo México. En particular, determinan que la especialización tecnológica, el cambio estructural, nacional e internacional, inversión extranjera directa y actividades de I+D, afectan positivamente las cuotas de mercado de las exportaciones.

Aparte, en los últimos años la innovación tecnológica reflejada en productos o procesos ha llegado a ser una de las variables más importantes en al análisis de las exportaciones. Si bien la evidencia empírica no es totalmente concluyente en este sentido, parece que en general, las actividades tecnológicas influyen positivamente en las exportaciones (Madsen, 2007). Asimismo, En general, los estudios del tema encuentran resultados semejantes a los establecidos para países industrializados, confirmandose el vínculo positivo entre tecnología –innovación- y exportaciones.

3. Planteamiento del modelo

De acuerdo las diversas investigaciones son diversos los determinantes potenciales de las exportaciones, los cuales se agrupan en dos categorías: variables vinculadas con la tecnología o con el precio. Al respecto, no hay evidencia contundente del papel de éstas en la relación con las exportaciones manufactureras mexicanas, por lo que este documento contribuye en la determinación de la importancia de estos aspectos para el caso mexicano.

Para ello, se estima un modelo que explica las relaciones de corto plazo entre el sistema formado por exportaciones, costos laborales unitarios relativos, demanda extranjera, capacidad de producción doméstica, capacidad tecnológica y comercio intraindustrial (CII), como una medida que agrupa los elementos de la estructura de mercado y que representa la estrechez de la relación comercial bilateral entre México y EU. El objetivo es determinar el proceso de ajuste en el corto plazo ante shocks en las exportaciones manufactureras de México al mercado de EU, al tiempo que se señalan las

propiedades econométricas del modelo.

Para verificar la hipótesis de si exportaciones, precios relativos, capacidad de producción y tecnológica, demanda extranjera y comercio intraindustrial están relacionadas en el largo plazo y, si estos factores eliminan los posibles desequilibrios en el corto plazo, se realiza un análisis de cointegración. Dada la necesidad de estimar elasticidades, las series se transforman a logaritmo natural, lo que es práctica común cuando se analizan series de tiempo no estacionarias, ya que disminuye la fluctuación de las variables.

De este modo, la función de exportaciones agregadas a estimar se representa mediante un modelo econométrico general derivado de la función de producción neoclásica estándar, en la que se organiza la relación entre “insumos”, que en este caso se asocian con el costo laboral unitario relativo (*curl*), las importaciones de Estados Unidos (*meu*), el índice del volumen físico de la producción manufacturera (*ivfp*), el índice del comercio intraindustrial rezagado (*icii_{t-1}*), la innovación (*gid*); y las exportaciones (*x*). La función de exportaciones se expresa formalmente como $X = f(Y; Z)$ en la que X es el nivel de producción para venta en el mercado de EU; Y , como un vector de variables explicativas y Z , un vector de parámetros que regula la tasa a la que las variables explicativas son transformadas en bienes exportables. Una forma funcional que cumple con tales características es la función de producción Cobb-Douglas, que para el caso de las variables consideradas es:

$$X = e^{\beta_1} \cdot curl^{\beta_2} icii_{(-1)}^{\beta_3} \cdot ivfp^{\beta_4} \cdot meu^{\beta_5} \cdot gid^{\beta_6} = e \prod_{k=2}^6 y_k^{\beta_k} \quad (1)$$

Basados en el supuesto de la existencia de una relación lineal logarítmica entre las variables el modelo se formula como:

$$\begin{aligned} Ln(X_t) = & \beta_1 + \beta_2 Ln(curl_t) + \beta_3 Ln(icii_{t-1}) + \beta_4 Ln(ivfp_t) \\ & + \beta_5 Ln(meu_t) + \beta_6 Ln(gid_t) + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

La función se interpreta como la forma reducida de un modelo de oferta-demanda con una sola ecuación con ambos elementos. El análisis

del comportamiento del modelo de exportaciones supone la existencia de una relación de equilibrio subyacente entre el nivel de las ventas en el extranjero y un conjunto de variables explicativas. De este modo, el modelo espera detectar respuestas, de corto plazo, positivas, significativas y de mayor magnitud para las variables tecnológicas. Para ello, se utiliza el procedimiento de cointegración de Johansen y Juselius (1990), que determina la existencia de cointegración y su rango.¹ El vector de cointegración representa el equilibrio de largo plazo entre las variables. Una condición para la cointegración es que los residuos de la regresión sean estacionarios, lo que implica que aún cuando los determinantes tengan cambios que permanecen en el tiempo, la relación entre ellos no los tiene. Así, en un contexto donde hay una relación de equilibrio de largo plazo, se permite una dinámica de corto plazo en la que cualquier desequilibrio en un periodo es corregido en el siguiente (Harris, 1995).

De esta manera, lo que se pretende es estimar el vector de corrección de error (VEC), determinando primero el orden de integración de las series temporales y la existencia de relaciones de cointegración entre las variables de interés. La significancia del término de corrección de error y la importancia de cada variable como elemento auxiliar para el equilibrio, se constatan mediante las pruebas de exogeneidad débil y de exclusión, respectivamente. Por ende, las siguientes variables se incluyen en la función de exportaciones a estimar:

1. costo unitario relativo de la mano de obra, como proxy de precios relativos, definidos como $curl_t = [(cul_t^{eu}) / cul_t^{mex}] \times e_t$, donde $curl_t$ es el costo unitario relativo laboral en el tiempo t ; cul_t^{eu} el costo unitario

¹ El análisis de cointegración permite que las desviaciones del equilibrio de dos o más variables económicas sean estacionarias, aunque no lo sean por separado. Lo que hay detrás de este concepto es la existencia de fuerzas económicas que impiden desviaciones permanentes del equilibrio, aunque se presenten a corto plazo. Además, la existencia de cointegración entre las variables de un sistema no señala nada respecto al sentido de las relaciones de causalidad; por ende, se practica la prueba de causalidad de Granger. En la medida que la causalidad corra de las variables del lado derecho de la ecuación (2) hacia la variable del lado izquierdo (X), el planteamiento de esta ecuación toma relevancia económica.

laboral de EU; cul_t^{mex} el costo unitario laboral de México; y, e_t el tipo de cambio nominal (Graf, 1996);

2. comercio intraindustrial, que surge cuando dos economías intercambian bienes diferenciados dentro de la misma industria,² aproxima la fortaleza de la relación comercial entre México y EU, se define como $IGLi = (Xi + Mi) - |Xi - Mi| / Xi + Mi$, donde el primer término del lado derecho es el comercio total y el segundo el comercio neto;
3. capacidad de producción, medida por el índice del volumen físico de la producción;
4. demanda extranjera que se aproxima por las importaciones totales de EU;
5. los esfuerzos en $I + D$ representan las capacidades tecnológicas que sustentan la competitividad exportadora; se usa la proxy del gasto en $I + D$ en el sector manufacturero como proporción del PIB agregado. El signo esperado para todas las variables es positivo. Los datos se obtienen de la *International Labor Comparison* del Bureau of Labor Statistics de EU, de la *Stan Data Base* de la OCDE y del *Banco de Información Económica* del INEGI.

3.1. Pruebas de integración y cointegración

Como el objetivo del estudio es identificar si las capacidades tecnológicas y el comercio intraindustrial de México con EU en el sector manufacturero, tienen efecto en las exportaciones en el corto plazo, el modelo incluye la variable CII rezagada un periodo ($icii_{t-1}$), dado que la fortaleza de la relación comercial en el periodo anterior se refleja en las exportaciones actuales.

²Las causas que propician el comercio intraindustrial son las diferencias tecnológicas y estructuras de mercado no competitivas: la literatura considera que los elementos relacionados con economías de escala, poder de mercado y diferenciación de producto son determinantes centrales de este tipo de comercio.

En lo que sigue se presentan los resultados del análisis de cointegración.³ Primero se determinó el orden de integración de las variables (número de veces que cada variable debe diferenciarse para ser estacionaria). Las pruebas de integración señalan que todas las series en la regresión deben ser integradas del mismo orden para generar residuos con menor orden de integración. Se realizaron las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para los logaritmos de las series en niveles y primeras diferencias, según sea el caso. Los resultados de las pruebas para cada variable se presentan en el cuadro 1. De acuerdo con las tres pruebas, todas las variables son estacionarias en primeras diferencias. Por ende, las variables se introducen en el modelo bajo esta especificación.

Cuadro 1. Resultados de las pruebas de estacionariedad: ADF, PP y KPS

Variable	<i>D(X)</i>	<i>D(CURL)</i>	<i>D(IVFP)</i>	<i>D(CII)</i>	<i>D(GID)</i>	<i>D(MEU)</i>
<i>ADF</i>	-5.8853*	-2.7617***	-3.4288**	-5.5935*	-5.1000*	-5.6887*
valor crítico	-3.7529	-2.6388	-2.9981	-3.7529	-3.8315	-3.7529
<i>PP</i>	-5.8007*	-2.7551***	-3.4863**	-5.5935*	-3.5676**	-5.7232*
valor crítico	-3.7529	-2.6388	-2.9981	-3.7529	-2.9981	-3.7529
<i>KPSS</i>	0.2478**	0.3386*	0.1550*	0.3068*	0.0509*	0.1711*
valor crítico	0.347	0.739	0.739	0.739	0.739	0.739

El nivel de significancia para rechazar la hipótesis nula es 1% para (*), 5% (**) y 10% (***)

Se considera una especificación con intercepto y tendencial lineal.

Todas las variables se incluyen en primeras diferencias.

El test PP determina la existencia de raíz unitaria y el test KPSS la presencia de estacionariedad.

Una vez determinado el orden de integración, se aplica la metodología de Johansen y Juselius (1990) que implica especificar un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para estimar las relaciones dinámicas entre las variables. Dado que el sistema está formado por seis variables, se pueden obtener como máximo cinco relaciones de cointegración. Se especificó el número de rezagos para estimar el VAR, de tal manera que los residuos sean ruido blanco. De acuerdo con los criterios de Akaike, Scharzw y del

³ Dado que se tiene un total de 22 observaciones anuales el estudio trabaja con muestra pequeña. No obstante, los resultados de las estimaciones se ajustan siguiendo la propuesta de Cheung y Lai (1993).

estadístico LR, la mejor especificación para la prueba de cointegración es VAR(1).⁴

Aparte, la prueba de la λ -traza se emplea para determinar el rango de cointegración.⁵ Considerando que x , $curl$, $ivfp$, meu , gid e $icii$, tienen interceptos positivos, intuitivamente se puede asumir una constante no restringida en el vector de cointegración y sin tendencia lineal en las variables en niveles. No obstante, la prueba del rango de cointegración se especifica con otras dos alternativas.⁶

El *Principio de Pantula* permite seleccionar el modelo más adecuado, al probar la hipótesis conjunta del orden de cointegración y de los componentes determinísticos. Por ende, se estiman los tres modelos señalados.⁷ Los resultados se presentan en el cuadro 2. Puesto que λ -traza no rechaza la hipótesis ($r < 4$) en el modelo 1, se acepta que existen a lo más tres relaciones de largo plazo con un rezago. Lo sugerido por el *Principio de Pantula*, es positivo, ya que mientras más estable es la relación entre las variables, mayor el número de vectores de cointegración (Weliwita y Govindasamy, 1997).⁸

⁴Los estadísticos asociados son 200.897, -17.888 y -15.826 , para el LR, AIC y SC, respectivamente con un nivel de significancia del 5%.

⁵Una ventaja de la prueba secuencial λ -traza, sobre el estadístico λ -máximo, es que permite determinar la inclusión o exclusión de componentes determinísticos en el espacio de cointegración al mismo tiempo en que se realiza la prueba del rango de cointegración (Enders, 2003).

⁶Aquella con constante en el modelo no restringido, lo cual hace que las variables tengan tendencias lineales y aquella con tendencia lineal en el vector de cointegración, pero sin tendencia en las variables en diferencias.

⁷ Siguiendo el Principio de Pantula se comienza la prueba secuencial con la alternativa más restrictiva y con el menor número de vectores de cointegración, se compara el resultado de la traza con el valor crítico, moviéndose a través de los modelos pero manteniendo el mismo número de vectores de cointegración, hasta llegar al modelo menos restringido y con el mayor número de vectores de cointegración (es decir, $r = n - 1 = 6 - 1 = 5$ vectores de cointegración). Se elige la opción en la que no exista evidencia para rechazar la hipótesis nula de r vectores de cointegración.

⁸ Como los resultados obtenidos mediante esta técnica son sensibles al número de rezagos, al período muestral y a la especificación para H_0 , se realizó este test para diferentes especificaciones para confirmar el resultado anterior. Sin embargo, al estimar las ecuaciones para diferentes rezagos no se generaron cambios significativos en los resultados, se

Cuadro 2. Análisis de Cointegración. Prueba de la λ -Traza (Principio de Pantula)

Modelo	C-ST ^{1/}		C-TLV ^{2/}		C-TLVC ^{3/}			
	Rezagos (k)	Ho	Ha	λ -Traza	VC	λ -Traza	VC	
1	r=0	r≥1	135.21	81.39	153.26	100.05	140.86	91.24
1	r<2	r≥2	83.99	59.35	96.57	75.48	85.46	67.44
1	r<3	r≥3	51.95	40.68	60.13	54.29	52.24	46.96
1	r<4	r≥4	22.96	25.33	28.99	36.48	25.71	29.76

^{1/} Especifica una constante en el vector de cointegración, pero sin tendencia lineal en las variables en niveles.

^{2/} Incluye tendencia lineal entre las variables pero no en el vector de cointegración.

^{3/} Supone tendencia lineal en el vector de cointegración pero no en las variables en diferencias.

*VC: valor crítico al 0.05. Los valores mostrados son los resultados de la prueba de la traza después de ajustarse por muestra pequeña tal como lo sugieren Cheung y Lai (1993). Este ajuste se obtiene al multiplicar el valor de la prueba de la traza por el factor $(t-pk)/t$; donde t es el número de datos, p es el número de variables en el sistema y k es el número de rezagos incluidos.

Fuente: elaboración propia.

4. Estimación del vector de corrección del error

Como se demostró que existe al menos una relación de cointegración se especifica un modelo VAR(k^*) como mecanismo de corrección de error (MCE) para modelar la relación de corto y largo plazos de las seis variables en el sistema. El modelo VEC contiene variables que mantienen entre sí una relación de equilibrio de largo plazo, que ante desequilibrios que afectan la evolución de corto plazo de la variable explicada y con ello, a través del error de la ecuación, su evolución futura, corrigen el desequilibrio en los siguientes periodos.

Así, la especificación de las relaciones de corto plazo parte del supuesto de la existencia de una relación de largo plazo estable entre un sistema de variables económicas.⁹ Para especificar el modelo VEC, se configura un vector autorregresivo con n variables y de orden k , donde los $t - j$ son valores rezagados de las n variables, esto es:

$$X_t = a_0 + a_0t + \Omega_1 X_{t-1} + \Omega_2 X_{t-2} + \dots + \Omega_k X_{t-k} + \Psi D_t + \mu_t,^{10} \quad (3)$$

decidió seguir con el análisis de cointegración a través de la especificación señalada.

⁹La prueba de causalidad de Granger determina que *curl* ($F = 1.895$), *ivfp* ($F = 0.066$), *cii* ($F = 0.856$), *gid* ($F = 2.645$) y *meu* ($F = 3.057$) determinan en el sentido de Granger a las exportaciones; mientras que las exportaciones sólo causan a *curl* ($F = 1.7140$) y a *cii* ($F = 0.077$) por lo que en estos casos la dirección es en ambos sentidos. Por ende, como se señaló, se justifica la ecuación (2).

¹⁰Donde X_t incluye la información en el conjunto de n variables no estacionarias $\sim I(1)$;

La expresión anterior puede reescribirse para que tome la forma de corrección de error en primeras diferencias:

$$\Delta X_t = a_0 + a_0 t + \Omega \Delta X_{t-1} + \dots + \sum_{i=1}^{k-1} \Theta_i \Delta X_{t-i} + \Psi D_t + \mu_t \quad (4)$$

Con $t = 1, 2, \dots, T$. La ecuación (4) permite el análisis por separado de los efectos en el corto y largo plazos ya que incluye a las variables tanto en niveles como en diferencias. Este análisis se realiza vía la estimación de Θ_i y Ω respectivamente.¹¹

Así, este documento estima un modelo VEC, donde la matriz Ω recoge la información de las relaciones en el largo plazo entre las variables, tal que el grado de cointegración se obtiene a partir del rango de la misma, μ_t son los términos de error estacionarios, a_t es un vector (6×1) de constantes, Θ_i es una matriz (6×22) de coeficientes y ΔX_{t-1} es el vector de variables endógenas en primeras diferencias retardadas un período.¹²

Los coeficientes de ajuste del sistema al equilibrio de largo plazo (en diferencias) determinan la rapidez con la que este equilibrio se restablece así como cuáles variables ajustan el sistema. Se aprecia que si ocurre un desequilibrio, son las exportaciones diferenciadas, $D(x)$, la primera diferencia de los precios relativos, $D(curl)$, el índice del comercio intraindustrial en primera diferencia, $D(icii)$, la diferencia del índice del volumen físico de la producción, $D(ivfp)$, la primera diferencia de las importaciones estadounidenses y de los gastos en $I + D$, $D(meu)$ y $D(gid)$, respectivamente, los que se ajustan para retornar al equilibrio (cuadro 3). Es decir, los coeficientes de ajuste (entre las tres ecuaciones de cointegración) tienen el signo correcto.

los vectores X_{t-j} tienen una longitud igual a la suma del número de variables endógenas y exógenas; a_t se entiende como un vector de constantes; D_t es el conjunto tanto de variables dummies como de variables exógenas deterministas, y μ_t es el vector de residuos idéntica e independientemente distribuidos.

¹¹ Esta expresión se cumple cuando X_{t-k+1}, \dots, X_0 , con μ_t *iid* y $\Theta_i = \sum_{j=1+i}^{k-1} \Theta_j$, $\Theta = I - \sum_{i=1}^k \Theta_i$ y $\Omega = \sum_{i=1}^k \Omega_i - I$.

¹² El vector de variables endógenas es: $X_t = (x, curl, icii, ivfp, meu, gid)'$.

Dado que se acepta que el CII y el gasto en $I + D$ se ajustan para retornar al equilibrio en dos ecuaciones distintas, cuando las exportaciones (y el resto de las variables, excepto, el gasto en $I + D$) se desvían de su razón habitual con las restantes, son estas variables las que ajusta la relación hacia el nuevo equilibrio.¹³ Para cada serie se presenta el estadístico t entre paréntesis. Como las dos mismas variables se ajusta para restablecer el equilibrio, en dos vectores distintos (ecuaciones 1 y 3 del cuadro 3), se dice que éstos son los vectores correctores del equilibrio.¹⁴

Cuadro 3. Ecuaciones de cointegración: coeficientes de ajuste

$D(x)$	$D(curl)$	$D(icij)$	$D(ivfp)$	$D(meu)$	$D(gid)$
<i>ecuación de cointegración 1</i>					
-0.6569	-0.0336	0.1791	0.0609	-0.0541	-0.7941
(-0.9068)	(-0.2785)	(0.9918)	(0.4806)	(-0.1719)	(-2.6006)
<i>ecuación de cointegración 2</i>					
1.4722	0.0145	-0.1805	0.0117	0.6739	-0.0707
(1.4356)	(0.0850)	(-0.6418)	(0.0656)	(1.4334)	(-0.1635)
<i>ecuación de cointegración 3</i>					
3.2004	0.2077	-0.7501	-0.1312	0.6611	2.1197
(1.2467)	(0.4845)	(-2.5276)	(-0.2920)	(0.5934)	(1.9591)

Fuente: elaboración propia

Por lo anterior, se acepta la importancia de la dinámica de corto plazo en la explicación de las exportaciones manufactureras de México. Se aprecia que la respuesta es relativamente rápida, lo que se demuestra por la magnitud de los coeficientes en ambas ecuaciones de cointegración. En particular, en la primera ecuación la capacidad tecnológica corrige un 79.4% del desequilibrio por periodo; mientras que en la tercera, la corrección realizada por el índice del CII es de 75% anual.

Además, como el coeficiente del CII de largo plazo es mayor al de corto se deduce que existe una oferta exportadora de mayor alcance en el hori-

¹³ Los coeficientes asociados al gasto en $I + D$ en la ecuación (1) y al CII en la ecuación (3) son los únicos estadísticamente significativos con el signo correcto para el ajuste.

¹⁴ El análisis individual de las ecuaciones revela que el VEC posee una dinámica de corrección complementaria, pues aún después que ocurre una perturbación, la ecuación del índice del CII no contribuye a la restauración del equilibrio de largo plazo en las ecuaciones (1) y (2), pero tiene algún peso en la recuperación del equilibrio en la (3).

zonte más amplio.¹⁵ Así, ante fluctuaciones de la economía que la alejen del equilibrio de largo plazo, se da una subdiferenciación de bienes que se ajusta (al alza) conforme se avance sobre la trayectoria al equilibrio aumentándose esta elasticidad. En la medida que la economía vaya acercándose a su “estado normal”, los bienes diferenciados de menor aceptación son eliminados del mercado, aunque nuevos productos diferenciados entran; la tasa neta de productos diferenciados es mayor respecto a la de corto plazo. Esto es, mediante efectos de aprendizaje los agentes ajustan sus procesos de diferenciación de producto.

En cuanto al gasto en $I + D$ se tiene que el coeficiente disminuye al pasar del corto al largo plazo. Un argumento es la obtención de meras innovaciones incrementales en productos o procesos, a través de las actividades de $I + D$. Estos “nuevos” productos entran al mercado de EU (aumenta las exportaciones de corto plazo) pero, una vez que se acerca al equilibrio, la relación pierde fuerza. Es decir, algunas de las innovaciones incrementales que se siguen produciendo ya no tienen cabida en el mercado estadounidense en el largo plazo, reflejo de la sofisticación de la demanda. Lo anterior, sugiere la idea de la ineficiencia en los gastos en $I + D$ debido, entre otras cosas, a la baja intensidad en capital humano de estos gastos. Esas innovaciones de tipo incremental tienen un ciclo de vida corto que no permite la recuperación de las inversiones, generando una contracción de las exportaciones de los productos “obsoletos”.

Por otro lado, el modelo VCE no indica el tiempo requerido por la variable para ajustarse. No obstante, siguiendo a Haeussler y Paul (1996), es posible determinar el tiempo transcurrido para lograr un porcentaje de ajuste. Este tiempo se calcula como $\tau = [\ln(1 - y) / \ln(1 - |v|)]$, con v que representa el coeficiente de velocidad de ajuste; γ que actúa como el porcentaje de ajuste; y, τ como el número de períodos (años en este caso) que se necesita que transcurran para alcanzar γ . El cuadro 4 refleja que el ajuste es relativamente rápido para cualquiera de las variables. Si la corrección se da por medio del ajuste en el CII, 5 % de la desviación de largo

¹⁵ $x = 1.0398curl + 3.9886icij + 1.7616ivfp + 0.2709meu + 0.2154gid$
 $(-0.05983)(-0.09538)(-0.0699)(-0.05586)(-0.02936)$

plazo se corrige en un tercio de un mes; corregir la mitad del desajuste se da en seis meses; aunque la casi totalidad del error se elimina en 3.3 años. Por otro lado, si la corrección se da a través del gasto en $I + D$ el ajuste es de mayor velocidad; 5 % de la corrección se presenta en aproximadamente 24 días, 50 % en 5 meses y 99 % se elimina en 2.9 años.

Cuadro 4. Velocidad de ajuste: tiempo de respuesta

γ	τ	
	iciiln	gid1ln
0.05	0.0370	0.0325
0.1	0.0760	0.0667
0.2	0.1609	0.1412
0.3	0.2572	0.2257
0.4	0.3684	0.3232
0.5	0.4998	0.4385
0.6	0.6607	0.5797
0.7	0.8682	0.7617
0.8	1.1606	1.0182
0.9	1.6604	1.4568
0.99	3.3208	2.9136

Los coeficientes de ajuste son -0.7185 y -0.7941 para el *icil* y *gid*, respectivamente.

τ se mide en años y γ es un determinado porcentaje de ajuste.

Fuente: elaboración propia

Más importante aún, la cercanía del coeficiente de corrección de errores al extremo inferior del intervalo puede considerarse para evaluar el grado en que algunos factores dentro y fuera del modelo, como la política económica, pueden afectar el ajuste total al equilibrio a largo plazo (Toda y Phillips, 1993). Así, por ejemplo, una política fiscal que pretenda atraer mayores flujos de IED orientados principalmente a las ventas internas, como mecanismo de estímulo del mercado doméstico, puede generar que la capacidad de producción ya instalada se vincule (como proveedores) con estas empresas foráneas, desviando, de esta forma, hacia el mercado nacional parte de la producción destinada inicialmente al mercado de EU, con lo que se puede generar un alejamiento de la senda de equilibrio de largo plazo. Así, los hacedores de política saben, de acuerdo a este modelo, que si es cierto que este tipo de política genera desequilibrios entonces habrá una respues-

ta en el corto plazo reflejada en los gastos en $I + D$ y en el CII, quienes regresarán totalmente a la economía a su senda de equilibrio entre 2.9 y 3.3 años. Este ajuste se realiza mediante sucesivas inversiones asociadas con ambas variables.

En este contexto, los desalineamientos que la propia política genere y sus eventuales medidas de ajuste, pueden provocar una profundización de tales desequilibrios. Los desalineamientos persistentes pueden ocasionar severos desequilibrios en la economía, que normalmente llevan a costosas correcciones. La eventual decisión dependerá de los tiempos de respuesta y del costo-beneficio de tales ajustes y políticas.

Por otro lado, el tamaño y significancia estadística del término de corrección del error (elasticidad de corto plazo) mide la velocidad en que cada variable dependiente tiende a volver al equilibrio de largo plazo. Recuérdese que cualquier combinación lineal dentro de un vector estacionario será de hecho estacionaria. Por lo tanto, para obtener un único vector de cointegración que represente una relación estructural de largo plazo, se debe demostrar que todos los valores de α son cero, excepto para la primera columna.¹⁶ Cuando esta condición se cumple se dice que todas las variables (excepto las de la primera columna) son débilmente exógenas, lo que permite centrarse en una sola relación de largo plazo. La prueba de significancia, además del test usual de la t estadística, se realiza por medio de la prueba de exogeneidad débil, que establece restricciones sobre los parámetros de ajuste ($H_0 : \alpha_i = 0$).¹⁷ También, es necesario determinar si todas las variables son importantes dentro del vector de corrección del error, para lo cual el test de exclusión impone restricciones sobre los parámetros β_i .

Los resultados en la primera parte del cuadro 5 señalan que todas las variables son exógenas débiles, excepto *gid* al 5% de significancia.¹⁸ Es-

¹⁶ $\Omega = \alpha\beta'$, siendo α la velocidad de ajuste del desequilibrio y β la matriz de coeficientes de largo plazo. Por ende, para que existe un solo vector se debe cumplir, $\alpha_1' = [L, 0, 0, 0]$, donde L denota un parámetro no restringido.

¹⁷ La exogeneidad de una variable en un sistema implica que en esa relación se pueden considerar como dados los valores de la variable exógena por lo que no es necesario modelar explícitamente esa variable (Galindo, 1997).

¹⁸ A pesar que una de las seis variables en el sistema no es exógena débil se acepta la

to permite concluir que todas las variables son causadas débilmente por las restantes cinco, confirmando la intuición que las exportaciones son una variable endógena. Imponer restricciones de exogeneidad débil no afecta considerablemente las estimaciones de las distintas elasticidades de las cantidades exportadas. Asimismo, el cuadro 5 (segunda parte) muestra los resultados de la prueba de exclusión. Dado que se rechaza la hipótesis de exclusión individual, todas las variables del sistema son imprescindibles en el vector de cointegración.

Cuadro 5. Prueba de exogeneidad débil y exclusión

Variables endógenas	<i>x</i>	<i>curl</i>	<i>icii</i>	<i>ivfp</i>	<i>meu</i>	<i>gid</i>
<i>Prueba de exogeneidad débil: $\alpha_i = 0$</i>						
<i>LR</i>	3.043	7.851	1.179	2.184	4.888	12.788
<i>Prob</i>	0.311	0.058	0.685	0.478	0.148	0.002
<i>Prueba de exclusión: $\beta_i = 0$</i>						
<i>LR</i>	35.252*	35.512*	35.220*	39.8642*	13.212*	22.206*
<i>Prob</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0028	0.00001

LR: estadístico de máxima verosimilitud. * Rechazo de H_0 con un nivel de significancia del 5%

Fuente: elaboración propia.

También se verificó que los residuos del VEC cumplan con los supuestos de independencia serial, normalidad, homoscedasticidad y estacionariedad. De acuerdo a las pruebas de raíz unitaria, los residuos del VEC son estacionarios en niveles. En todos los casos el estadístico calculado es mayor al valor crítico del mismo por lo que se rechaza la presencia de raíz unitaria para los tests PP y KPSS. De esta manera, los residuos son estacionarios, señalando la correcta especificación del VEC. Asimismo, de acuerdo con la prueba Breusch-Godfrey (LM) hay ausencia de autocorrelación en los retardos de orden doce dado que la probabilidad es mayor a 0.05 % de significancia desde el retardo uno.¹⁹ De igual forma, no se rechazó la nula de normalidad conjunta de los residuos, ya que la probabilidad es mayor a 0.05 %.

posibilidad de realizar inferencias válidas en este modelo, esto es, según Harris (1995) no hay problema para la inferencia estadística sobre los parámetros de cointegración.

¹⁹Una de las condiciones para que el modelo VEC pueda aceptarse como robusto es que cumpla con la no presencia de heteroscedasticidad condicional. La alternativa que se tiene es la prueba de efectos ARCH, que se calcula regresando los residuos al cuadrado sobre una constante y valores rezagados de los cuadrados de los residuos. La distribución asintótica de la prueba es χ^2 con grados de libertad igual al número de rezagos en la regresión

La evidencia arrojada por el estadístico LM-ARCH, acepta la nula de no existencia de heteroscedasticidad.²⁰ Por ende, esta especificación verifica los supuestos básicos de la representación del modelo VEC; los residuos se comportan como ruido blanco y existe estabilidad.

Por último, se estimaron las funciones impulso-respuesta (FIR) como una forma apreciar las interacciones dinámicas entre las variables. Las FIR muestran el comportamiento de las variables cuando se les somete a *shocks* (incrementos no anticipados o sorpresivos) simulados en algunas otras. De acuerdo con Cavaliere y Taylor (2006), la FIR describe la respuesta de las variables endógenas actuales y futuras a una innovación en una de ellas, suponiendo que la innovación se desvanece en algún periodo futuro y que las otras innovaciones permanecen sin cambio.

Al respecto, la FIR ortogonalizada está sujeta al problema de ordenación de Wold.²¹ Esto es, cuando se modifica el orden del VAR se obtienen diferentes FIR (Lütkepohl, 1991). Por ende, Koop *et al.* (1996) y Pesaran y Shin (1998) proponen la FIR Generalizada (FIRG) que sigue un enfoque con ordenamiento invariante, obteniéndose directamente la respuesta ante un shock en un determinado elemento.

Para la obtención de las FIRG se parte del modelo VECM, analizado mediante (4). Estas funciones permiten identificar la dirección y el grado de respuesta de las exportaciones ante cambios en las otras variables de manera individual. En la gráfica 1 se observa el efecto de las variaciones simuladas en las variables explicativas sobre las exportaciones manufactureras mexicanas a EU, considerando un horizonte de diez años.

auxiliar en que se basa la prueba ARCH. Se establecieron diferentes especificaciones respecto a la varianza y distribución y en ninguna de éstas se pudo rechazar la nula de no presencia de heteroscedasticidad condicional autorregresiva.

²⁰Se probó la estabilidad del VEC mediante el análisis de raíces del polinomio autorregresivo del VAR restringido. La condición de estabilidad para los procesos AR(k) es que las raíces invertidas del polinomio rezagado estén dentro del círculo unitario (Lütkepohl, 1991), lo que se cumple en la actual especificación.

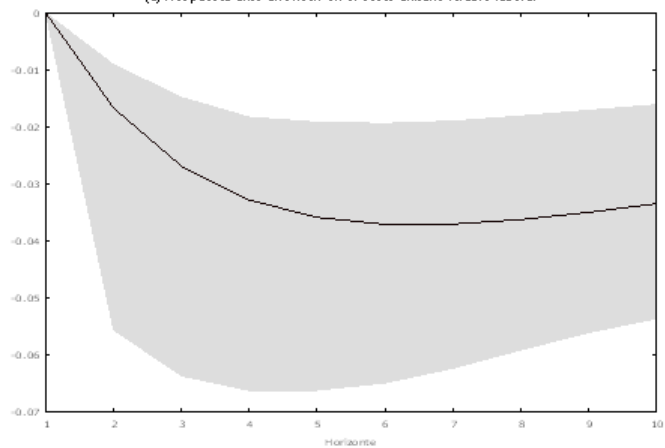
²¹La FIR ortogonalizada identifica recursivamente los shocks estructurales mediante la descomposición de Choleski de la matriz de covarianza. Este enfoque asume, por tanto, que la variable ordenada en primer lugar en el VAR no es afectada contemporáneamente por las otras variables.

Se aprecia en (a) y (d) que las exportaciones reaccionan significativamente (en términos estadísticos) ante *shocks* en el costo laboral relativo y el gasto en investigación y desarrollo. En ambos casos, la respuesta ante las innovaciones es permanente (en el plazo considerado). No obstante, el impacto es negativo respecto a los costos laborales, como cabía esperar, esto es, un aumento en el salario en México (frente a EU) hace menos competitivas las exportaciones en el corto plazo. De igual manera, la respuesta de las exportaciones ante cambios tecnológicos es la esperada, es decir, innovaciones en los gastos en $I + D$ vuelven más atractivas a los productos mexicanos en el mercado de EU. Este efecto, si bien permanece, cada año es menos significativo.

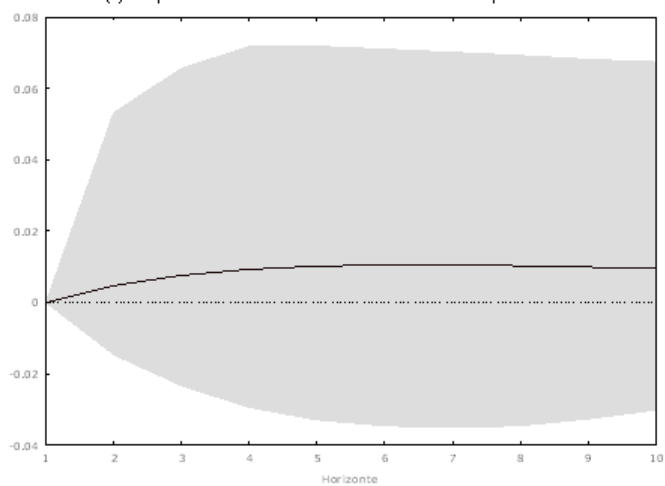
En contraste, las FIRG en los paneles (b), (c) y (e) muestran que las innovaciones en la capacidad de producción, al comercio intra-industrial y a la demanda extranjera, no representan un estímulo importante para las exportaciones. En otras palabras, la producción para el mercado estadounidense no reacciona (efecto estadísticamente nulo) ante estos *shocks*, puesto que el eje horizontal se encuentra siempre dentro de las bandas de confianza.

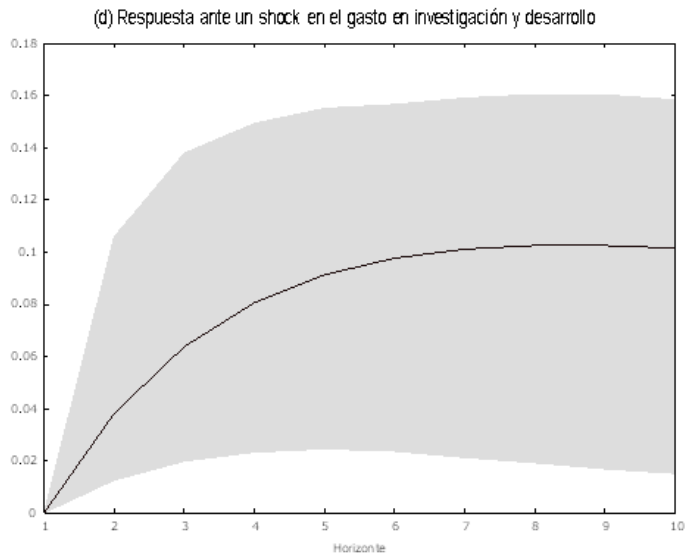
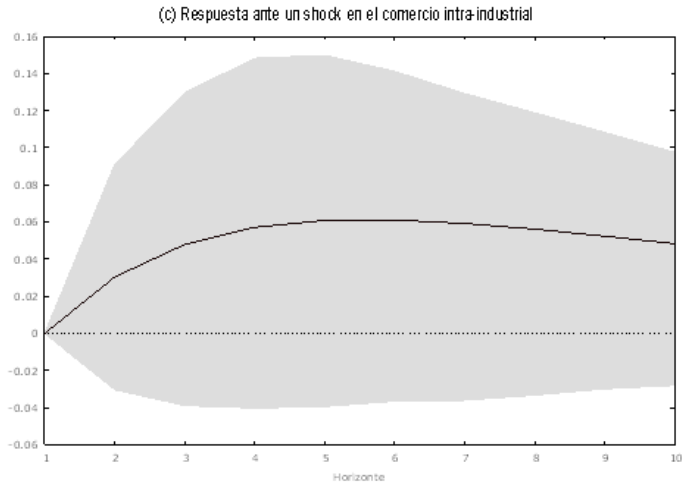
Por último, el modelo VAR satisface las condiciones de estabilidad, pues las FIRG no presentan comportamientos explosivos ante shocks no anticipados de las variables, lo que permite descartar la presencia de raíces unitarias. En efecto, todas las raíces del polinomio característico son inferiores a la unidad (las raíces inversas del polinomio característico cae dentro del círculo unitario). Respecto a la prueba F de significancia conjunta, el estadístico F es relativamente alto en el VAR (77.67), corroborando la significancia conjunta de las variables dentro del mismo.

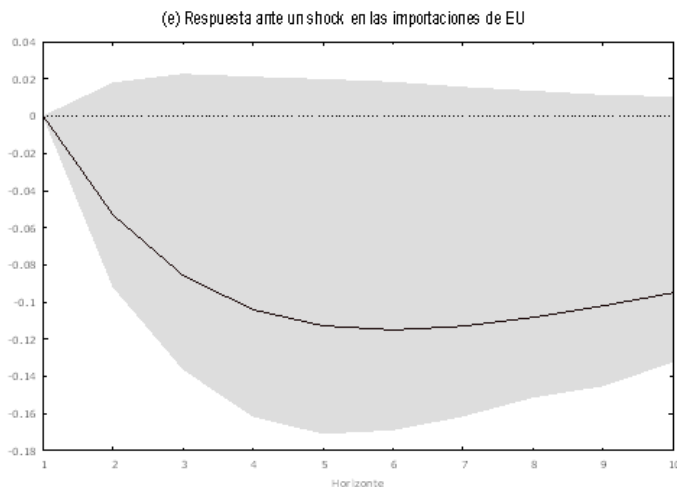
Gráfica 1. FIRG de las exportaciones a un shock en las otras variables del VAR
(a) Respuesta ante un shock en el costo unitario relativo laboral



(b) Respuesta ante un shock en el volumen físico de la producción







Banda de confianza al 90% para un periodo de diez años.

Fuente: elaboración propia

5. Implicaciones de política

Si se analizan conjuntamente las estimaciones de corto y largo plazo surge una serie de políticas implicadas respecto a la capacidad que tiene cada una de las variables de influir en las ventas manufactureras de México en Estados Unidos. Así, considerando por ejemplo, el costo unitario laboral relativo se aprecia una alta capacidad de influencia, puesto que para hacer crecer un punto porcentual las exportaciones manufactureras, se requieren políticas que lleven a los costos laborales en México a disminuir en relación a los costos laborales en EU (o que estos últimos crezcan más que proporcionalmente que los costos de la mano de obra mexicana) de tal manera que provoque un aumento de los costos laborales en solo 0.96 % (cuadro 6). En otras palabras, una política que busque hacer crecer a las exportaciones a través de los costos unitarios del trabajo será altamente efectiva y posiblemente comprometerá menores recursos para las empresas.

Al respecto, en los últimos 23 años, el costo unitario relativo laboral ha disminuido en 3.9 % en promedio cada año insinuando la dificultad de

fomentar las exportaciones por esta vía. No obstante, las empresas y los hacedores de política tienen tres alternativas generales en este sentido. La primera opción es reducir o mantener constante el salario por trabajador que se paga en el sector manufacturero mexicano respecto al de EU, lo que puede lograrse mediante acuerdos de cooperación temporal entre empresarios, gobierno y sindicatos. La segunda línea de acción, consiste en mejorar la ventaja de precios mediante la expansión del producto por trabajador más rápido que en la economía estadounidense. Si bien ésta es deseable en términos de bienestar, implica también el compromiso de recursos de forma constante en el largo plazo para la formación de capital humano y/o la compra de nuevas tecnologías que impacten favorablemente en los niveles de productividad laboral. La última opción, es la devaluación del tipo de cambio nominal que tradicionalmente se ha empleado a nivel internacional para impulsar las exportaciones en el corto plazo que, sin embargo, con el pasar del tiempo la ventaja creada por el menor valor de la moneda doméstica se evapora. La devaluación parece la alternativa menos viable como política puesto que, en principio, el tipo de cambio depende de las fuerzas del mercado e implica además efectos distorsionadores en la economía nacional.

Cuadro 6. Políticas implicadas de largo plazo

Variables	Elasticidades inversas
<i>curl</i>	0.9617
<i>icij</i>	0.2507
<i>ivfp</i>	0.5677
<i>meu</i>	3.6914
<i>gid</i>	4.6425

Crecimiento porcentual necesario en cada variable endógena para hacer crecer las exportaciones un uno por ciento.

Fuente: elaboración propia.

De igual forma, la capacidad de producción doméstica es una de las alternativas importantes para diseñar políticas comerciales, por su alta efectividad y relativos bajos recursos comprometidos. Alcanzar un crecimiento de 1% en las exportaciones mexicanas manufactureras requiere únicamente de un crecimiento del 0.57% en el índice del volumen físico de la producción.

Dicho de otra forma, para obtener un millón de dólares más por exportaciones, se requiere, *caeteris paribus*, invertir 570 mil dólares en las capacidades de producción del sector manufacturero. Conforme las autoridades establezcan medidas para el desarrollo de este sector, la oferta exportable crecerá llevando, en última instancia, al avance de las exportaciones. El establecimiento de políticas en esta dirección parece una alternativa deseable puesto que implica la creación de nuevos empleos y posiblemente la activación de vínculos hacia adelante o hacia atrás entre empresas e industrias relacionadas o complementarias.

Asimismo, políticas económicas que busquen estrechar el intercambio de bienes diferenciados, esto es, el CII entre México y Estados Unidos impulsará definitivamente las ventas mexicanas en la economía estadounidense en el largo plazo. El índice del CII creció apenas ligeramente, mostrando una tasa promedio anual de 1.14 % en el periodo 1985 – 2009, lo que indica, en principio, una problemática menor respecto al costo laboral. Aún más, parece que este tipo de medidas debe verse como prioritarias puesto que incrementar las exportaciones en 1 % sólo necesita de un aumento en el índice de comercio intra-industrial de 0.25 %.

Para ello, puede seguirse una variedad de políticas relacionadas con las economías de escala y la diferenciación de producto. Establecer medidas que conduzcan al crecimiento del tamaño de las empresas (probablemente las ganadoras) permitiría reducir los costos medio de producción y de exportación (aunque tiende a reducir el número de empresas en la industria) llevando a la especialización y al aprendizaje, por lo que vender una unidad adicional de bienes en el mercado de EU tendría un costo reducido, después de alcanzar cierta dimensión. Este tipo de políticas parece crear condiciones deseables para que las propias empresas comprometan recursos desde el inicio al sentir el efecto directamente en ganancias y participación de mercado.

Finalmente, seguir una estrategia de fomento a las exportaciones de largo plazo por medio de la inversión en investigación y desarrollo parece ser una alternativa limitada, dado que lograr un crecimiento del 1 % en las ventas mexicanas en EU en un año requiere comprometer recursos y acciones que lleven al gasto en $I + D$ a crecer en 4.64 % en igual perio-

do.²² Este argumento sugiere la idea de ineficiencia de las actividades en $I + D$ que siguen las empresas manufactureras mexicanas, al encontrar dificultades para recuperar las inversiones en este renglón. Establecer una política en este sentido implica que las empresas estén dispuestas a comprometer elevados recursos en el largo plazo en donde la incertidumbre de alcanzar resultados favorables está presente.

De esta forma, las políticas de fomento a las exportaciones deben fortalecer la respuesta de las exportaciones ante cambios en estas variables. Los productos son cada vez más sofisticados y la competencia internacional se basa en diferencias de calidades, implicando que los costos relativos sean menos significativos. Así, las empresas exportadoras mexicanas pueden competir más mediante la diferenciación de producto y menos por precios. Calidad y tecnología son entonces aspectos importantes para la determinación de las exportaciones hacia el mercado estadounidense.

6. Conclusiones

En este documento se estudiaron las exportaciones manufactureras mexicanas hacia EU en un contexto de series de tiempo. El comportamiento en el corto plazo fue relativamente el esperado, aceptándose la importancia de la dinámica de corto plazo de la capacidad tecnológica y del comercio intra-industrial en la explicación de las exportaciones manufactureras. Por tanto, se acepta que estas variables influyen en la recuperación de la competitividad exportadora en el corto plazo.

Las estimaciones son de gran relevancia ya que recogen los determinantes estructurales de corto plazos de las exportaciones manufactureras mexicanas, lo que permite obtener conclusiones respecto al ajuste de las exportaciones ante perturbaciones en la economía que afectan la competitividad de la misma. Se señala que ante determinados shocks que alejen

²²Si bien la tasa de crecimiento del gasto en investigación y desarrollo en promedio para el periodo 2000 – 2006 es de 8.4% la evolución presenta marcadas oscilaciones, lo que refleja la dificultad para mantener tasas de crecimiento sostenidas. De hecho, en 2007, el gasto en $I + D$ creció, respecto al año anterior, 3.5% y representó el 0.37% del PIB; en contraste al 2006 cuando creció 6.7% con un 0.39% del PIB.

a las exportaciones de su punto de equilibrio de largo plazo: a) los precios relativos (de México frente a EU—*curl*) no significan ninguna ventaja en términos de un aumento en las exportaciones; b) establecer incentivos para aumentar la capacidad productiva nacional (*ivfp*) o la demanda estadounidense (*meu*) son estériles para reactivar las exportaciones en poco tiempo; c) el fomento de las capacidades tecnológicas es un mecanismo que sirve para que las empresas mexicanas aumenten su presencia en el mercado de EU en un horizonte corto; y, d) conforme a lo esperado, el índice del comercio intraindustrial, medida de la relación comercial bilateral, es uno de los elementos de mayor relevancia en la determinación de las exportaciones de corto plazo.

La relevancia en el corto plazo de las capacidades tecnológicas y del comercio intra-industrial (al menos la parte de naturaleza exportadora que se debe en gran medida a la IED) indica que para mantener la competitividad exportadora del país, la política comercial-industrial deben orientarse al fortalecimiento de factores del lado de la oferta. Esto incluye el mejoramiento del clima de inversión a través del fortalecimiento de la certidumbre legal que fomente las actividades en $I + D$, entre otros aspectos.

Lo anterior implica además que las empresas exportadoras mexicanas pueden competir en el mercado estadounidense mediante la promoción de diferenciación de producto y economías de escala que permitan consolidar y aumentar la oferta exportable. Esta política comercial-industrial debe promover complementariamente inversiones en $I + D$ en el corto plazo, para que en un horizonte de mayor duración los productos exportados al mercado norteamericano incorporen mayores características tecnológicas.

En contraste, como se señaló, una política que incentive las exportaciones mediante los costos laborales puede ser efectiva, sin embargo tiene dos implicaciones negativas. La primera, se refiere a que este tipo de impulso sólo fomenta las exportaciones en el corto plazo, sin embargo, esta competitividad es considerada como espuria, por lo que esta ventaja inmediata termina por desvanecerse, encareciendo, en última instancia, los costos de las empresas que importan insumos para procesar y re-exportar. El segundo efecto es que la manipulación del costo laboral relativo desde un punto de vista del bienestar social no es óptima, puesto que existe un

efecto “traspaso” de las modificaciones del tipo de cambio a los precios en la economía doméstica mexicana. De acuerdo con Ahumada (2008), si bien una depreciación real del peso, que disminuiría el costo laboral relativo en México frente a EU, tarda cuatro meses en trasladarse a los precios domésticos, el efecto inflacionario es fuerte y de larga duración.

Por último, los resultados de esta investigación son similares a los que encuentran Martínez y Suárez (2000), quienes afirman que los aspectos tecnológicos son significativos para las exportaciones. Asimismo, Gourlay y Seaton (2004), señalan que la diferenciación de producto (determinante clave del CII) y la innovación aumentan la probabilidad de exportar. Siguiendo el argumento en este trabajo, en el corto plazo, las industrias manufactureras mexicanas pueden considerarse como exportadores netos, puesto que tienen una relativa ventaja tecnológica en ese mismo horizonte.

En este mismo sentido, Cheung (2009) encuentra que las actividades domésticas de $I + D$, la importación de tecnología y los efectos de aprendizaje al exportar tienen impactos positivos en la innovación y, por ende, en la competencia internacional de las industrias de alta tecnología. En el caso de la economía mexicana, los primeros dos factores impulsan en el corto plazo, la competitividad internacional.

Cabe señalar que a pesar de obtenerse resultados estadísticamente robustos, las implicaciones de esta investigación están limitadas, entre otros aspectos, por el tamaño de la muestra. Por ende, los hallazgos respecto a los determinantes de las exportaciones en el corto plazo están sujetos a nuevas estimaciones conforme la disponibilidad de datos lo permita. De igual manera, dada la intensa competencia internacional, principalmente desde la región asiática, una extensión del actual modelo debe considerar variables que capturen directamente el efecto de las exportaciones desde esa región, así como de los recursos productivos invertidos en la economía doméstica.

Referencias

- [1] Bhaduri, S. y Ray, A. (2004), “Exporting through technological capability: Econometric evidence from India’s pharmaceutical and electrical/electronics firms”, *Oxford Development Studies*, vol. 32 – 1, pp. 87 – 100.
- [2] Cavaliere G. y Taylor, A. (2006), “Testing the null of cointegration in the presence of variance breaks”, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 27 – 2, pp. 619 – 636.
- [3] Cuevas, V. (2010), “México: dinámica de las exportaciones manufactureras”, *Revista de la CEPAL*, no. 102, pp. 153 – 174.
- [4] Cuthbertson, K., Hall, S. y Taylor, M. (1992), *Applied econometric techniques*, The University of Michigan Press, p. 288.
- [5] Cheung, K. (2009), “FDI, export and innovation performance of China’s high-tech product industry”, *Journal of Academy of Business and Economics*, vol. 9 – 1, pp. 73 – 88.
- [6] Gallagher, K., Moreno, J. y Porzecanski, R. (2007), “The Dynamism of Mexican Exports: Lost in (Chinese) Translation?”, *World Development*, vol. 36 – 8, pp. 1365 – 1380.
- [7] Galindo, L. (1997). “El concepto de exogeneidad débil en la econometría moderna”, *Investigación Económica*, vol. 220 – 2, pp. 97 – 111.
- [8] Garcés. D. (2002), “Análisis de las funciones de importaciones y exportaciones de México, 1980 – 2000”, Banco de México, Documento de investigación 2002 – 2012, p 36.
- [9] Gertner, R., Gertner, D. y Guthery, D., (2009), “Brazilian exporters: Non-financial export performance measurements and their determinants”, *Journal of International Business and Cultural Studies*, vol. 2 – 1, p. 1 – 12.

-
- [10] Gourlay, A. y Seaton, J. (2004), “Explaining the decision to export: evidence from UK firms”, *Applied Economics Letters*, vol. 11 – 2, pp. 153 – 158.
- [11] Harris, R. (1995), *Using cointegration analysis in econometric modeling*, London: Prentice Hall, p. 176.
- [12] Harris, R. y Solis, R. (2003), *Applied time series: Modelling and forecasting*, Wiley Editorial, p. 312.
- [13] Haeussler, E. Jr. y Paul, R. (2002), *Matemáticas para administración y economía*, Octava Edición, Editorial Prentice Hall, p. 846.
- [14] Helpman, E. (1981). “International trade in the presence of product differentiation, economies of scale and monopolistic competition”, *Journal of International Economics*, vol. 11, no.3, pp. 305 – 340.
- [15] Helpman, E. y Grossman, G. (1995). “Technology and trade”, *Handbook of International Economics*, Edición 1, vol. 3, pp. 1279 – 1337.
- [16] Huang, C., Zhang, M., Zhao, Y. y Amorim, C., (2008), “Determinants of exports in China: A microeconomic analysis”, *The European Journal of Development Research*, vol. 20 – 2, pp. 299 – 317.
- [17] Johansen, S. y Juselius, K. (1990). “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52 – 2, pp. 169 – 210.
- [18] Jongwanich, J. (2010), “Determinants of export performance in East and Southeast Asia”, *World Economy*, vol. 33 – 1, pp. 20 – 41.
- [19] Koop, G., Pesaran, M. y Potter, S. (1996), “Impulse response analysis in nonlinear multivariate models”, *Journal of Econometrics*, vol. 74 – 1, pp. 119 – 147.
- [20] Lütkepohl, H. (1991), *Introduction to multiple time series analysis*, Springer-Verlag, Germany, p. 545.

- [21] Madsen, J. (2007), ‘Innovations and manufacturing export performance in the OECD countries’, *Oxford Economic Papers*, vol. 60, 143 – 167.
- [22] Martínez, I. y Suárez, C. (2000), “The determinants of trade performance: Influence of R&D on export flows”, *Applied Economics*, vol. 32 – 2, pp. 1939 – 1946.
- [23] Menji, S. (2010), “Export performance and determinants in Ethiopia”, *MPRA Papers*, 29427.
- [24] Montobbio, F. y Rampa, F. (2005), “The impact of technology and structural change on export performance in nine developing countries”, *World Development*, vol. 33 – 4, 527 – 547.
- [25] Pacheco, P. (2005), “Foreign direct investment, exports and imports in Mexico”, *The World Economy*, vol. 28 – 8, pp. 1157 – 1172.
- [26] Pesaran, M. y Shin, Y. (1998), “Impulse response analysis in linear multivariate models”, *Economic Letters*, vol. 58 – 1, pp. 165 – 193.
- [27] Rodríguez, D. y López, F. (2010), “Exportaciones y productividad laboral del sector manufacturero en México”, *Problemas del Desarrollo*, vol. 41 – 161, pp. 41 – 58.
- [28] Toda, H. y Phillips, P. (1997). “Vector autoregressions and causality”, *Econometrica*, vol. 61 – 6, pp. 1367 – 1393.
- [29] Weliwita, A. y Govindasami, R. (1997). “Supply response in the North-eastern fresh tomato market: Cointegration and error correction analysis”. *Agricultural Research and Economics Review*, vol. 26 – 2, pp. 247 – 255.