

La competitividad internacional manufacturera en Argentina, México y Turquía: una investigación empírica^a

Víctor M. Cuevas Ahumada^b

Recibido: 01/01/2010 Aceptado: 12/05/2010

Resumen

Este trabajo investiga los efectos generados por la productividad laboral, los salarios y el tipo de cambio real, entre otras variables, sobre la Competitividad Internacional (CI) manufacturera de Argentina, México y Turquía, durante el período 1998-2008. Para tal fin, se construye un índice de CI para la industria manufacturera de cada nación, el cual se basa en el concepto de cuotas de mercado. Después de analizar el comportamiento de cada índice, se estima un modelo de Autorregresión Vectorial (modelo VAR) para cada nación. Con base en estos modelos, se realizan pruebas de cointegración y se estiman funciones “generalizadas” de impulso-respuesta (FGIR). Las pruebas de cointegración revelan que, en el largo plazo, la productividad laboral influye positivamente sobre la CI en las tres naciones. Las FGIR, por su parte, indican que un aumento transitorio en la productividad laboral eleva la CI en Argentina y México desde el momento del impacto, aunque este efecto se diluye poco después. En el caso particular de Turquía, las FGIR permiten observar que la CI se fortalece cuando los costos laborales unitarios descienden; es decir, cuando la productividad laboral crece por arriba de los salarios. Asimismo, tanto las pruebas de cointegración, como las FGIR, sugieren que una depreciación real de la moneda genera efectos contrapuestos sobre la CI. Por una parte, la fortalece a través del abaratamiento de los productos exportados

^a Este trabajo forma parte del proyecto de investigación intitulado “Determinantes de las Exportaciones Manufactureras en México”, financiado por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACyT). El autor agradece las valiosas observaciones de los dictaminadores anónimos y se responsabiliza de cualquier error que subsista en el trabajo.

^b Profesor-Investigador del Departamento de Economía de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Azcapotzalco, y miembro del Sistema Nacional de Investigadores. Correo electrónico: victorcuevasahumada@yahoo.com.mx.

en moneda foránea. Por la otra, la deteriora a través del encarecimiento de los insumos importados en moneda doméstica. La principal implicación de política económica es que un programa continuo, integral y congruente de estímulos a la productividad laboral podría acrecentar significativamente la CI en los tres países.

Palabras clave: competitividad internacional, productividad laboral, industria manufacturera, análisis de cointegración, modelos VAR, Argentina, México, Turquía.

Abstract

This paper investigates the effects of labor productivity, wages and the real exchange rate, among other variables, on the manufacturing International Competitiveness (IC) of Argentina, Mexico and Turkey during the 1998-2008 period. Therefore, relying on the concept of market shares, an IC index for the manufacturing industry of each nation is constructed. After analyzing the behavior of each index, a Vector Autoregression (VAR) model is estimated for each nation. On the basis of these models, we perform cointegration tests and estimate “generalized” impulse-response functions (GIRF). Cointegration tests show that, in the long run, labor productivity has a positive effect on IC in the three countries. Moreover, GIRF indicate that a transitory increase in labor productivity raises IC at impact in Argentina and México, although this effect fades away shortly after. In the case of Turkey, GIRF reveal that IC strengthens when unit labor costs decline; that is, when labor productivity grows faster than wages. Along these lines, cointegration tests and GIRF suggest that real currency depreciation generates two effects of opposite sign on IC: on the one hand, it strengthens IC by means of lowering the price of export goods in terms of foreign currency but, on the other hand, it weakens IC by way of raising the price of imported intermediate inputs in terms of domestic currency. An important economic policy implication is that a continuous, comprehensive and coherent package to stimulate labor productivity may significantly improve manufacturing IC in the three nations.

Key words: international competitiveness, labor productivity, manufacturing industry, cointegration analysis, VAR models, Argentina, Mexico, Turkey.

Resumo

Este trabalho pesquisa os efeitos da produtividade laboral, os salários e o tipo de câmbio real, entre outras variáveis, sobre a Competitividade Internacional (CI) manufatureira de Argentina, México e Turquía durante o período 1998-2008. Para este fim, constrói-

se um índice de CI para a indústria manufatureira de cada nação, o qual se baseia no conceito de quotas de mercado. Depois de analisar o comportamento de cada índice, estima-se um modelo de Auto-regressão Vetorial (modelo VAR) para cada nação. Com base nestes modelos, realizam-se provas de co-integração e estimam-se funções “generalizadas” de impulso-resposta (FGIR). As provas de co-integração revelam que, no longo prazo, a produtividade laboral influi positivamente sobre a CI nas três nações. As FGIR, pela sua vez, indicam que um aumento transitório na produtividade laboral eleva a CI em Argentina e México desde o momento do impacto, porém este efeito se dilui pouco depois. No caso particular de Turquia, as FGIR permitem observar que a CI se fortalece quando os custos laborais unitários descem; ou seja, quando a produtividade laboral cresce por cima dos salários. Além disso, tanto as provas de co-integração como as FGIR sugerem que uma depreciação real da moeda gera efeitos contrapostos sobre a CI: por uma parte, a fortalece a través do abaratação dos produtos exportados em termos de moeda estrangeira e, pela outra, a deteriora a través do encarecimento dos insumos importados em termos de moeda doméstica. A principal implicação de política econômica é que um programa contínuo, integral e congruente de estímulos à produtividade laboral poderia acrescentar significativamente a CI nos três países.

Palavras chaves: competitividade internacional, produtividade laboral, indústria manufatureira, análise de co-integração, modelos VAR, Argentina, México, Turquia.

JEL: C32, F14, F16, L60.

1. Introducción

Esta investigación analiza, desde el punto de vista empírico, los efectos de la productividad laboral, los salarios, el tipo de cambio real, y otras variables, sobre la Competitividad Internacional (CI, en lo sucesivo) de la industria manufacturera, tomando como referencia las economías de Argentina, México y Turquía durante el período 1998-2008. Estas tres naciones son de interés para un análisis comparativo en virtud tanto de sus semejanzas, como de sus diferencias. En cuanto a las semejanzas, se trata de economías en desarrollo relativamente

grandes que emprendieron reformas estructurales con orientación exportadora durante la década de los ochenta. Respecto a las diferencias, mientras que México y Turquía se integraron comercialmente con naciones altamente industrializadas en aras de explotar complementariedades en materia de estructuras de producción y de factores productivos,¹ Argentina optó por integrarse regionalmente con economías del Cono Sur, en particular, con Brasil, Uruguay y Paraguay. Asimismo,

¹ México se integró con Estados Unidos y Canadá, en tanto que Turquía lo hizo con varias economías de la hoy Unión Europea, como Alemania, Reino Unido e Italia.

como podrá verse, en estos tres países la productividad laboral es un determinante fundamental de la CI.

En este contexto, primeramente se construye un índice de CI para las manufacturas de cada país, el cual se encuentra basado en el concepto de cuotas de mercado. En segundo lugar, se realizan pruebas de cointegración y se estiman funciones “generalizadas” de impulso-respuesta, con la finalidad de estudiar las relaciones que la CI manufacturera guarda con diferentes variables clave, tanto en el corto como en el largo plazo. Como podrá verse, la evidencia empírica sugiere que la CI manufacturera y la productividad laboral guardan una relación positiva de largo plazo en los tres países.

Por lo que se refiere al análisis dinámico de corto plazo, a través de sendos modelos VAR generalizados es posible demostrar que los incrementos en la productividad del factor trabajo fortalecen la CI de las manufacturas en las tres naciones. Asimismo, una depreciación real de la moneda reduce la CI manufacturera en Argentina y México, pero la incrementa en Turquía. Este hallazgo es consistente con la hipótesis de que una depreciación del tipo de cambio real genera efectos de signo contrario sobre la CI. Por una parte, la fortalece al abaratar los productos exportados en moneda foránea. Por la otra, la debilita al encarecer los insumos importados en moneda doméstica. El efecto neto de corto plazo sería positivo en la economía turca y negativo en las otras dos naciones. Una importante implicación de política económica es que un paquete integral y coherente de estímulos a la productividad laboral podría mejorar considerablemente la CI manufacturera en las tres naciones.

El resto del trabajo se encuentra dividido en cinco secciones. En la primera sección, se explica la metodología de construcción del índice de CI para las manufacturas y se define el modelo utilizado para cada país. En la segunda, se determina el orden de integración para cada una de las variables empleadas, mientras que en la tercera se llevan a cabo las pruebas de cointegración de Johansen (1995). En la cuarta, se identifican las ecuaciones de cointegración, con el fin de establecer las relaciones de largo plazo. En la quinta sección, se realiza el análisis dinámico de corto plazo, haciendo uso de funciones “generalizadas” de impulso-respuesta. Finalmente, se presentan las conclusiones del trabajo.

2. El modelo

La CI de una nación, industria o empresa depende de muchos factores (como los salarios, la productividad, el cambio tecnológico, la infraestructura, y el capital humano, entre otros) y puede definirse y medirse de diversas maneras. En virtud de la dificultad de lograr un consenso básico en esta materia, algunos autores se han inclinado por definir e incluso por medir la CI en función de los resultados obtenidos. En este contexto, Fouquin (1986) define la CI como la participación de las exportaciones de un país en los mercados mundiales. Asimismo, para Warner (2000) es la capacidad que tiene la economía de un país para alcanzar y sostener un crecimiento acelerado. Para Garelli (2000), sería la capacidad de generar valor agregado en forma continua. En este marco, autores como Nabi y Luthria (2002) han señalado que la participación de las

exportaciones de una nación en los mercados externos, constituye un indicador bastante útil “del resultado” de la CI.

Por razones de tipo práctico, en este trabajo, se opta por definir y medir la CI de las manufacturas en función de la participación de esta industria en los mercados foráneos. Esta es una medida simple de CI, basada en el concepto de cuotas de mercado.² La construcción del índice de CI se realiza en cuatro pasos:

1) Se elabora un índice para medir el crecimiento de las exportaciones manufactureras de cada nación, puesto que normalmente se reportan cifras en dólares estadounidenses.

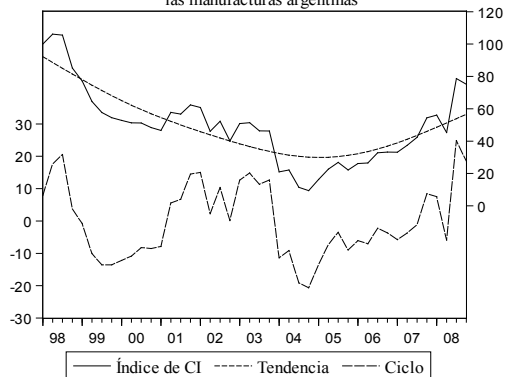
2) Se elabora un índice para medir la demanda externa de exportaciones de cada nación, empleando para ello distintas variables aproximadas (o variables *proxy*). Para medir la demanda externa de exportaciones de México, se hizo uso de las importaciones manufactureras totales de Estados Unidos, puesto que México realiza alrededor del 84% de su intercambio comercial con esa nación. En el caso de Argentina, la demanda externa se midió a través de la suma de las importaciones totales de las 30 naciones pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y de las importaciones de Brasil, por ser este país el principal socio comercial de Argentina. Finalmente, en el caso de Turquía, por ser este

país miembro de la OCDE, la demanda externa se midió a través de las importaciones totales de las restantes 29 naciones que integran dicha organización.

3) Para cada país, se obtiene la diferencia logarítmica entre el índice de crecimiento de las exportaciones y el índice de crecimiento de la demanda externa.

4) Esta diferencia logarítmica es, a su vez, reexpresada para asumir la forma de índice de CI manufacturera, con el primer trimestre de 1996 igual a 100. En este marco, un aumento en el índice de CI de un país determinado indicaría que sus exportaciones manufactureras son más dinámicas que la demanda externa y que, por ende, está ganando participación en los mercados foráneos. Un decrecimiento del índice de CI, por el contrario, debe interpretarse como una pérdida de participación en los mercados de exportación. Las Gráficas 1, 2 y 3 exhiben la evolución del índice de CI manufacturera de Argentina, México y Turquía, respectivamente.

Gráfica 1. Filtro de Hodrick-Prescott para el índice de CI de las manufacturas argentinas

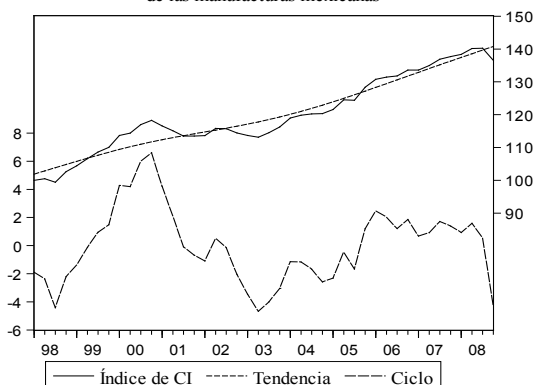


Nota: primer trimestre de 1998=100. El valor de lambda empleado para la estimación es igual a 14400.

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE y del Instituto Nacional de Estadística y Censos de Argentina.

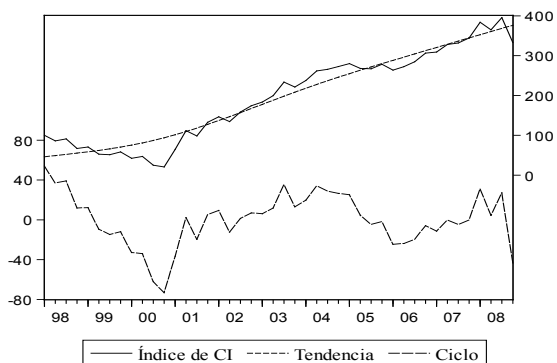
² Existen, por supuesto, índices basados en un amplio espectro de factores y subfactores, como el Reporte de Competitividad Global del Foro Económico Mundial, y El Informe Anual de Competitividad Mundial (*World Competitiveness Yearbook*) del Instituto Internacional para el Desarrollo de la Capacidad de Gestión.

Gráfica 2. Filtro de Hodrick-Prescott para el índice de CI de las manufacturas mexicanas



Nota: primer trimestre de 1998=100. El valor de lambda empleado para la estimación es igual a 14400.
 Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE y del Buró de Censos de Estados Unidos.

Gráfica 3. Filtro de Hodrick-Prescott para el índice de CI de las manufacturas turcas



Nota: primer trimestre de 1998=100. El valor de lambda empleado para la estimación es igual a 14400.
 Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE y del Instituto de Estadística de Turquía.

Como puede apreciarse, se utiliza el filtro de Hodrick-Prescott para descomponer el comportamiento de cada índice de CI, en dos componentes: uno, cíclico, y otro, de tendencia. En cada gráfica, la línea sólida constituye el comportamiento observado de

la CI. La línea discontinua superior, por otra parte, constituye la tendencia de la CI, que como puede constatarse es una tendencia estocástica dado que, en mayor o menor medida, va cambiando con el paso del tiempo. Finalmente, la línea discontinua inferior

representa al ciclo, el cual se mide a partir de las desviaciones de la serie de tiempo con respecto a su tendencia de largo plazo. En el caso de Argentina, como puede verse en la Gráfica 1, la CI exhibe una tendencia decreciente entre 1998 y 2004, y creciente a partir de 2005. En esta tesitura, Ernst (2005, p. 6) apunta que a pesar del proceso de apertura comercial iniciado a mediados de la década de los ochenta, las exportaciones argentinas no comenzaron a crecer en forma considerable sino hasta el año 2003.

En los casos de México y Turquía, como se desprende de las Gráficas 2 y 3, la CI tiende a fortalecerse en el periodo de referencia. Esto es indicativo de que, en términos generales, las exportaciones manufactureras mexicanas y turcas se expandieron con mayor rapidez que la demanda externa. Este hallazgo es consistente con lo señalado por Mortimore, Vergara y Katz (2001, p. 29) en términos de que la CI de México se ha acrecentado en años recientes, así como con lo planteado por Aysan y Hacıhasanoglu (2007, p. 2) en cuanto a que las exportaciones de Turquía se expandieron sustancialmente en el período 1996-2006.

Una vez construido el índice de CI manufacturera para cada país, se procede a analizar las relaciones que la CI guarda, tanto en el corto como en el largo plazo, con distintas variables clave. Puesto que el índice de CI propuesto mide el desempeño exportador sobre la base de cuotas de mercado, las variables explicativas, en este caso, serían esencialmente las mismas que en las funciones de exportación. En este sentido, hay dos corrientes básicas: 1) Los modelos teóricos de demanda de exportaciones, y 2) Los modelos que incluyen tanto variables de demanda, como variables

de oferta de exportaciones. Bajo los modelos teóricos de demanda, el volumen exportado depende básicamente del tipo de cambio real y de la demanda externa de exportaciones, medida a través del nivel de ingreso foráneo o de las importaciones realizadas por los países con los que se comercia.³ Dos trabajos prominentes en esta área son: Reinhart (1995), y Senhadji y Montenegro (1998).

A pesar de su popularidad y uso generalizado, los modelos estándar de demanda adolecen de desventajas. Específicamente, Riedel (1988) demuestra que el hecho de ignorar las variables de oferta conduce a estimaciones sesgadas de las elasticidades precio e ingreso de la demanda de exportaciones. Con base en este hallazgo, algunos modelos empíricos comenzaron a incluir no sólo variables de demanda sino, también, variables de oferta de exportaciones. En relación con la economía mexicana, Cuevas (2008) aporta evidencia en el sentido de que las exportaciones manufactureras dependen no sólo del tipo de cambio real y del nivel de actividad económica en Estados Unidos sino, también, de la productividad laboral. En el caso de Turquía, Aysan y Hacıhasanoglu (*op. cit.*) muestran que las exportaciones manufactureras son una función directa de la productividad e inversa de los salarios. Finalmente, Mbale y Golub (2002) demuestran que un descenso en los costos laborales unitarios estimula las exportaciones manufactureras en Senegal.

3 Es importante señalar que el índice de CI formulado incorpora una medida o variable aproximada para la demanda externa, la cual se encuentra precisamente representada por las importaciones realizadas por los principales socios comerciales. De allí, que no proceda incorporar a la demanda externa como variable "explicativa", en el modelo aquí planteado.

En otro orden de ideas, dentro de la literatura empírica relativa al impacto de distintas variables sobre la CI, un trabajo que sirve como referente fundamental es el de Jiménez *et al.* (1998). Esta investigación mide la CI de Perú, mediante un índice de ventajas comparativas reveladas para cada subsector de actividad dentro de la industria manufacturera. Para cada subsector, las variables explicativas son la productividad laboral, el salario medio, el tamaño del empleo vigente, y el porcentaje de capacidad instalada utilizada. La conclusión es que hay subsectores cuya CI es sensible a cambios en la productividad laboral, en los salarios, o en ambas variables.

Recapitulando, algunas de las variables “medibles” que inciden directa o indirectamente sobre la CI son: el tipo de cambio real, la productividad laboral, y los salarios. Los costos laborales unitarios, a su vez, pueden emplearse eventualmente en sustitución de la productividad de los trabajadores y de los salarios. Esto en virtud de que miden el efecto neto que surten, tanto las variaciones en la productividad laboral como las variaciones en los salarios, sobre el costo del factor trabajo por unidad producida. En calidad de variables de control, es factible la inclusión (en el espíritu de Jiménez *et al.* (*op. cit.*)) de la capacidad instalada utilizada y del índice de obreros ocupados. En este marco, para cada nación se procede a estudiar la relación funcional representada por la ecuación (1):

$$(1) CI = F(v, W, Q, CIU, IO)$$

En la que:

CI = índice de CI de la industria manufacturera del país en cuestión.

v = índice de productividad de la mano de obra en la industria manufacturera, por hora-hombre trabajada.

W = índice de salarios medios reales por hora-hombre trabajada, en la industria manufacturera.

Q = índice de tipo de cambio real efectivo. Este es el tipo de cambio real multilateral que calculan los bancos centrales de cada nación. Se encuentra basado en índices de precios al consumidor y mide cambios en la paridad real de cada país frente a un amplio número de socios comerciales.⁴

CIU = Capacidad Instalada Utilizada en la industria manufacturera.

IO = Índice Obreros Ocupados en la industria manufacturera.

En este contexto, se procede a estudiar los efectos de la productividad laboral (v), los salarios reales (W), y el tipo de cambio real (Q), sobre la CI del sector manufacturero. Como ya se ha dicho, la capacidad instalada utilizada (CIU) y el índice de obreros ocupados (IO) se incluyen en calidad de variables de control, para evitar los sesgos asociados con la posible omisión de variables relevantes. El porcentaje de CIU , se incorpora al modelo para evitar que los parámetros asociados con la productividad laboral y los salarios reflejen los efectos que se generan, sobre la CI, conforme se cierra o se abre la brecha entre el PIB manufacturero observado y el PIB manufacturero potencial. El IO juega un papel análogo, puesto que busca evitar que los coeficientes relacionados con la

⁴ En el caso de México, las variaciones en el tipo de cambio real se miden frente a 111 socios comerciales. En los casos de Argentina y Turquía, las variaciones referidas se miden frente a 18 y 19 socios comerciales, respectivamente.

productividad laboral y los salarios capturen los efectos derivados de eventuales despidos masivos de trabajadores, como consecuencia de los procesos de apertura comercial, de la adquisición de maquinaria y equipo, o de la adopción de nuevas tecnologías.

En este marco, para cada una de las variables de la ecuación (1), se recabó información estadística trimestral para el período 1998-2008.⁵ Antes de estimar el modelo VAR correspondiente a cada país, todas las variables se expresaron en logaritmos naturales y se ajustaron estacionalmente a través del método de ajuste estacional *X12-ARIMA*.

3. Análisis de integración

Para determinar el orden de integración de las series de tiempo, se hace uso de dos pruebas de raíz unitaria y una prueba de estacionariedad.

Las pruebas de raíz unitaria realizadas son la Dickey-Fuller Aumentada (o prueba ADF, por sus siglas en inglés) y la Phillips-Perron (o prueba PP). La prueba de estacionariedad realizada es la Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, y Shin (o prueba KPSS). La prueba de estacionariedad es un complemento necesario, puesto que las pruebas de raíz unitaria adolecen de bajo poder. Mientras que las pruebas ADF y PP parten de la hipótesis nula de raíz unitaria, la prueba KPSS parte de la hipótesis nula de estacionariedad. Para especificar las ecuaciones de prueba (es decir, para decidir si se incorpora un intercepto, un intercepto y una tendencia determinística, o ninguna de las dos cosas), se hace uso del método de Hamilton (1994). Este método consiste en adoptar aquella especificación que mejor capture el comportamiento de los datos, no sólo bajo la hipótesis nula sino, también, bajo la alternativa. Véanse los Cuadros 1, 2 y 3:

⁵ Las fuentes de información estadística utilizadas se detallan en el Anexo 1.

Cuadro 1 Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad para Argentina

Variable	Especificación de la ecuación de prueba	Estadística ADF Ho: raíz unitaria	Estadística PP Ho: raíz unitaria	Estadística KPSS Ho: estacionariedad	Orden de integración
CI_t	C	-2.09	-2.11	0.42	I(1) o I(0)
ΔCI_t	C	-6.93**	-6.93**	0.45	I(0)
ΔCI_t	Sin C ni TD	-6.98**	-6.97**	N.D.	I(0)
v_t	C y TD	-2.23	-2.30	0.13	I(1) o I(0)
Δv_t	C	-4.81**	-4.82**	0.17	I(0)
W_t	C y TD	-1.05	-0.72	0.58**	I(2) o I(1)
ΔW_t	C	-2.97**	-2.97**	0.53*	I(1) o I(0)
$\Delta^2 W_t$	C	-7.91**	-7.97**	0.41	I(0)
$\Delta^2 W_t$	Sin C ni TD	-7.99**	-7.99**	N.D.	I(0)
Q_t	C	1.55	-1.12	0.38	I(1) o I(0)
ΔQ_t	C	-4.34**	-4.43**	0.08	I(0)
ΔQ_t	Sin C ni TD	-4.34**	-4.43**	N.D.	I(0)
CIU_t	C y TD	-4.01**	-6.40**	0.17*	I(2) o I(1)
ΔCIU_t	C	-5.37**	-5.34**	0.60*	I(1) o I(0)
$\Delta^2 CIU_t$	C	-11.86**	-22.18**	0.18	I(0)
$\Delta^2 CIU_t$	Sin C ni TD	-12.01**	-16.04**	N.D.	I(0)
IO_t	C	-2.23	-1.62	0.64*	I(2)
ΔIO_t	C	-1.47	-1.59	0.51*	I(1)
$\Delta^2 IO_t$	C	5.57**	5.52**	0.09	I(0)
$\Delta^2 IO_t$	Sin C ni TD	-5.63**	-5.63**	N.D.	I(0)

Notas:

1. Los símbolos Δ y Δ^2 son los operadores de primeras y segundas diferencias, respectivamente. De este modo, $\Delta Q_t = Q_t - Q_{t-1}$.
2. C = Constante y TD = Tendencia Determinística.
3. Los asteriscos * y ** indican el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5% y 1%, respectivamente.
4. N.D. = No disponible.
5. Tanto en las pruebas ADF, como en las PP, se utilizan los valores críticos de MacKinnon (1996). Dichos valores, por supuesto, varían en función de la especificación de la ecuación de prueba.
6. En las pruebas ADF se recurre al Criterio de Información de Schwarz para determinar el número de rezagos de las ecuaciones de prueba.
7. Los resultados de las pruebas KPSS se basan en los valores críticos tabulados por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992). Dichos valores cambian en función de la especificación de la ecuación de prueba.

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el Indec y el Banco Central de la República Argentina. Véase el Anexo 1, para mayores detalles.

Cuadro 2 Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad para México

Variable	Especificación de la ecuación de prueba	Estadística ADF	Estadística PP	Estadística KPSS	Orden de integración
		Ho: raíz unitaria	Ho: raíz unitaria	Ho: estacionariedad	
CI_t	C y TD	-2.02	-1.83	0.11	I(1) o I(0)
ΔCI_t	C	-4.05**	-4.02**	0.10	I(0)
v_t	C y TD	-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 TD	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(2) o I(1)
ΔQ_t	C	-4.89**	-4.97**	0.52*	I(1) o I(0)
ΔQ_t	Sin C ni TD	-4.95**	-5.02**	N.D.	I(0)
CIU_t	C	-1.31	-1.40	0.57*	I(1)
ΔCIU_t	C	-6.80**	-6.81**	0.09	I(0)
ΔCIU_t	Sin C ni TD	-6.82**	-6.83**	N.D.	I(0)
IO_t	C	-1.07	-0.52	0.61*	I(1)
ΔIO_t	C	-2.06	-2.04	0.33	I(1) o I(0)
ΔIO_t	Sin C ni TD	-1.97*	-1.97*	N.D.	I(0)

Notas:

1. Los símbolos Δ y Δ^2 son los operadores de primeras y segundas diferencias, respectivamente. De este modo, $\Delta Q_t = Q_t - Q_{t-1}$.
2. C = Constante y TD = Tendencia Determinística.
3. Los asteriscos * y ** indican el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5% y 1%, respectivamente.
4. N.D. = No disponible.
5. Tanto en las pruebas ADF, como en las PP, se utilizan los valores críticos de MacKinnon (1996). Dichos valores, por supuesto, varían en función de la especificación de la ecuación de prueba.
6. En las pruebas ADF se recurre al Criterio de Información de Schwarz para determinar el número de rezagos de las ecuaciones de prueba.
7. Los resultados de las pruebas KPSS se basan en los valores críticos tabulados por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992). Dichos valores cambian en función de la especificación de la ecuación de prueba.

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el INEGI y el Banco de México. Véase el Anexo 1, para mayores detalles.

Cuadro 3 Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad para Turquía

Variable	Especificación de la ecuación de prueba	Estadística ADF Ho: raíz unitaria	Estadística PP Ho: raíz unitaria	Estadística KPSS Ho: estacionariedad	Orden de integración
CI_t	C y TD	-2.85	-2.86	0.09	I(1) o I(0)
ΔCI_t	C	-6.74**	-6.84**	0.16	I(0)
v_t	C y TD	-0.89	-3.81	0.23	I(1)
Δv_t	C	-3.30*	12.93**	0.20	I(0)
W_t	C	-1.66	-1.73	0.38	I(1) o I(0)
ΔW_t	C	-3.94**	-9.02**	0.15	I(0)
ΔW_t	Sin C ni TD	-3.99**	-9.12**	N.D.	I(0)
Q_t	C	-1.56	-1.30	0.88**	I(1)
ΔQ_t	C	-6.73**	-11.16**	0.50*	I(1) o I(0)
ΔQ_t	Sin C ni TD	-6.55	-6.03**	N.D.	I(0)
$\Delta^2 Q_t$	Sin C ni TD	-7.82**	-18.55**	N.D.	I(0)
CIU_t	C	-2.84	-2.70	0.26	I(1) o I(0)
ΔCIU_t	C	-8.90**	-9.53**	0.23	I(0)
ΔCIU_t	Sin C ni TD	-8.98**	-9.63**	N.D.	I(0)
IO_t	C	-2.89	-1.41	0.58*	I(2) o I(1)
ΔIO_t	C	-2.38	-7.77**	0.11	I(1) o I(0)
ΔIO_t	Sin C ni TD	-2.16*	-6.54**	N.D.	I(0)
$\Delta^2 IO_t$	Sin C ni TD	-5.05**	-14.13**	N.D.	I(0)

Notas:

1. Los símbolos Δ y Δ^2 son los operadores de primeras y segundas diferencias, respectivamente. De este modo, $\Delta Q_t = Q_t - Q_{t-1}$.
2. C = Constante y TD = Tendencia Determinística.
3. Los asteriscos * y ** indican el rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5% y de 1%, respectivamente.
4. N.D. = No disponible.
5. Tanto en las pruebas ADF, como en las PP, se utilizan los valores críticos de MacKinnon (1996). Dichos valores, por supuesto, varían en función de la especificación de la ecuación de prueba.
6. En las pruebas ADF se recurre al Criterio de Información de Schwarz para determinar el número de rezagos de las ecuaciones de prueba.
7. Los resultados de las pruebas KPSS se basan en los valores críticos tabulados por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992). Dichos valores cambian en función de la especificación de la ecuación de prueba.

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el Instituto de Estadística de Turquía y el Banco Central de Turquía. Véase el Anexo, 1 para mayores detalles.

Con cierta frecuencia, el empleo de dos o más pruebas de raíz unitaria y estacionariedad conduce a resultados contradictorios. Por tal motivo, es conveniente combinar estas pruebas con análisis de correlogramas. En el caso de la CI, por ejemplo, mientras que las pruebas ADF y PP sugieren la “no estacionariedad” de la serie de tiempo en las tres naciones, la prueba KPSS sugiere lo contrario. El análisis de correlograma, por su parte, indica que la CI es una variable no estacionaria. En este contexto, después de corroborar que las exportaciones manufactureras y la demanda externa (es decir, las variables que sirven de base para estimar la CI) de cada país no guardan relaciones de cointegración, se consideró razonable tratar a la CI de las tres naciones como una variable integrada de orden 1 (I(1)). En este contexto, después de analizar el conjunto de la evidencia empírica, se concluyó que la productividad laboral (v_t) y el tipo de cambio real (Q_t) son variables I(1) en las tres naciones. Finalmente, los salarios (W_t), la capacidad instalada utilizada (CIU_t), y el índice de obreros ocupados (IO_t) son variables I(2), en el caso particular de Argentina. En los casos de México y Turquía, éstas tres variables resultaron I(1).

4. Análisis de cointegración

En virtud de que las variables empleadas para cada nación no son estacionarias, es conveniente determinar si éstas se encuentran cointegradas; es decir, si guardan una relación de largo plazo. Para concluir que un conjunto de variables I(1) guarda una relación de equilibrio de largo plazo deben cumplirse dos

requisitos: 1) Que exista una combinación lineal estacionaria (o I(0)) entre dichas variables; y 2) Que la forma asumida por dicha combinación lineal sea consistente con la teoría económica (es decir, que los signos de los coeficientes tengan una interpretación económica plausible). Para realizar las pruebas de cointegración de Johansen (*op. cit.*), es necesario estimar primero un modelo VAR no restringido que sea congruente. Dicho modelo estaría representado por la ecuación (2):

$$(2) Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p T_{t-p} + \Psi X_t + \eta_t$$

$$\text{donde: } Y_t = [CIU_t, v_t, W_t, Q_t, CIU_t, IO_t]$$

es un vector de variables endógenas de dimensión 6×1 , X_t es un vector de términos determinísticos opcionales⁶, y η_t es un vector de innovaciones de dimensión 6×1 . Asimismo, tanto A_i ($i = 1, 2, \dots, p$) como Ψ serían matrices de coeficientes de dimensión 6×6 y 6×2 , respectivamente. El modelo representado por la ecuación (2) es de carácter “no restringido”, en virtud de que no asume relaciones de cointegración *a priori* entre las variables involucradas. Por otra parte, el modelo debe ser congruente en el sentido de que sus residuales se encuentren exentos tanto de correlación serial, como de heteroscedasticidad. El valor de p , esto es, el número de rezagos del modelo, se determinó empíricamente. En este marco, la conclusión es que un modelo VAR de primer orden (es decir, con un rezago para cada variable en cada ecuación) produce residuales adecuados en los casos de Argentina y México. En el caso de Turquía,

⁶ En la metodología de Johansen (*op. cit.*), este vector puede incluir un 1, que capturaría el intercepto de cada ecuación del modelo, y una tendencia lineal t . De este modo, inicialmente, podría asumirse que el vector X_t es de dimensión 2×1 .

aun cuando se requirió de un modelo VAR de segundo orden para alcanzar congruencia, se mantienen los grados de libertad necesarios para una estimación eficiente de parámetros.

En el Cuadro 4 se reportan los resultados de la prueba multivariada de correlación serial de Breusch-Godfrey para cada nación:

Cuadro 4. Pruebas multivariadas de correlación serial de Breusch-Godfrey

H_0 : no hay correlación serial hasta el rezago p

Rezago (p)	Valores de probabilidad para cada nación		
	Argentina	México	Turquía
1	0.2106	0.4087	0.4682
2	0.2400	0.6077	0.6527
3	0.5584	0.5850	0.2376
4	0.2922	0.5518	0.1610
5	0.1723	0.3510	0.1881

Nota:

- Probabilidades de la distribución χ^2 con 36 grados de libertad.

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos provenientes de las instituciones que se detallan en el Anexo 1.

Como puede constatar, las pruebas de correlación serial se hicieron desde el primero hasta el quinto rezago. Esto en virtud de que se trabaja con datos trimestrales y se consideró pertinente descartar posibles correlaciones de carácter estacional, en el cuarto o en el quinto rezago. Por otra parte, los valores de probabilidad no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial en caso

alguno, ni siquiera a un nivel de significancia de 10%. De allí que sea válido concluir que los residuales correspondientes a cada modelo se encuentran serialmente incorrelacionados. El siguiente paso consiste en cerciorarse de que los residuales son homoscedásticos, para lo cual se recurre a la versión multivariada de la prueba de heteroscedasticidad de White. Véase el Cuadro 5:

Cuadro 5. Versión multivariada de la prueba de heteroscedasticidad de White
 H_0 : homoscedasticidad

Valores de probabilidad para la prueba conjunta		
Argentina	México	Turquía
0.2474	0.1734	0.2852

Notas:

1. Probabilidades de la distribución χ^2 con 252 grados de libertad para Argentina y México, y 504 grados de libertad para Turquía.
2. La prueba se realizó sin términos cruzados.

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos provenientes de las instituciones que se detallan en el Anexo 1.

Los resultados del Cuadro 5 sugieren que los residuales de cada nación no presentan problemas de heteroscedasticidad. Dicho de otro modo, a un nivel de significancia de 5% (e incluso de 10%), los valores de probabilidad no permiten rechazar la hipótesis nula de homoscedasticidad en caso alguno.

En síntesis, la ausencia de correlación serial y heteroscedasticidad permite concluir que los tres modelos VAR son congruentes. Después de verificar la congruencia de cada modelo, se juzgó pertinente realizar las pruebas multivariadas de normalidad Jarque-Bera. Los resultados aparecen en el Cuadro 6:

Cuadro 6. Pruebas multivariadas de normalidad Jarque-Bera
 H_0 : los residuales siguen una distribución normal multivariada

Valores de probabilidad para la prueba conjunta		
Argentina	México	Turquía
0.8362	0.0000	0.5719

Nota:

- El método de ortogonalización empleado es el de Cholesky (Lütkepohl, 2006, p. 174-181).

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos provenientes de las instituciones que se detallan en el Anexo 1.

Del Cuadro 6 se desprende que los residuales siguen una distribución normal multivariada en los casos de Argentina y Turquía. En lo concerniente a México, ocurre

que el valor de probabilidad para la prueba conjunta conduce a rechazar la hipótesis nula de normalidad y el problema persiste a pesar de la inclusión de un mayor número de rezagos.

La incorporación de variables indicadoras que capturen observaciones atípicas (y contribuyan así a corregir el problema de anormalidad en los residuales) no es recomendable en esta situación específica, en virtud de que disminuiría la confiabilidad de las pruebas de cointegración de Johansen.⁷ Sin embargo, Johansen (1995, p. 20) relaja parcialmente el requisito de normalidad en este caso, señalando que solamente hay necesidad de verificar que los residuales no se alejen demasiado del

supuesto de ruido blanco gaussiano. Con el objeto de corroborar que las desviaciones con respecto al supuesto de normalidad no son excesivamente grandes, el Cuadro 7 da cuenta de los resultados de las pruebas de normalidad Jarque-Bera para los componentes individuales del modelo VAR mexicano. Como puede apreciarse a partir de los valores de probabilidad, el problema de anormalidad se circunscribe a los residuales de la ecuación salarial (W).

Cuadro 7. Pruebas multivariadas de normalidad Jarque-Bera para México

H_0 : normalidad			
Componente	Estadística Jarque- Bera	Grados de libertad	Valor de probabilidad
CI	0.203887	2	0.9031
v	1.244577	2	0.5367
W	129.2978	2	0.0000
Q	1.704641	2	0.4264
CIU	3.011334	2	0.2219
IO	4.220885	2	0.1212

Nota:

- El método de ortogonalización empleado es el de Cholesky (Lütkepohl, 2006, p. 174-181)

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el INEGI y del Banco de México. Véase el Anexo 1, para mayores detalles.

En este contexto, los modelos VAR de las tres naciones serían adecuados para realizar el análisis de cointegración. En el caso argentino,

hubo necesidad de expresar tres variables (W_t , CIU_t e IO_t) en primeras diferencias, con el fin de que todas las variables de la nación sudamericana fueran I(1). Por razones metodológicas, antes de realizar las pruebas de cointegración, es necesario reexpresar el modelo VAR no restringido (la ecuación(2)) como modelo Vectorial de Corrección de Errores (o modelo VEC, por sus siglas en inglés) y apelar a la cuarta implicación del

⁷ Como es bien sabido, estas pruebas se encuentran basadas en las estadísticas de traza y de valor característico. De este modo, el problema reside en que la distribución asintótica de estas dos estadísticas de prueba es sensible frente a la inclusión de variables determinísticas. De allí, que no sea conveniente incorporar más variables determinísticas que las específicamente contempladas en la lista de opciones de especificación, elaborada por el propio Johansen (*op. cit.*).

Teorema de Representación de Granger (Engle y Granger, 1987). La ecuación (3) representa al modelo VEC referido:

$$(3) \quad \Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{(p-1)} \Delta Y_{t-(p-1)} + \Psi X_t + \eta_t$$

$$\text{donde } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p j A_j$$

y η_t es un vector de innovaciones. Vale precisar que, en los casos de México y Turquía, $\Delta Y_t = [\Delta CI_t, \Delta v_t, \Delta W_t, \Delta Q_t, \Delta CIU_t, \Delta IO_t]$, donde Δ denota al operador de primeras diferencias. En el caso particular de Argentina se detectaron variables I(2), por lo que $\Delta Y_t = [\Delta CI_t, \Delta v_t, \Delta^2 W_t, \Delta Q_t, \Delta^2 CIU_{t-1}, \Delta^2 IO_t]$, donde Δ^2 simboliza al operador de segundas diferencias. Nótese, por otra parte, que el modelo VAR de orden p se traduce en un modelo VEC de orden $(p-1)$.

La cuarta implicación del Teorema de Representación de Granger (*op. cit.*) establece que si un vector Y_t de k variables es I(1) e involucra por lo menos una relación de cointegración, entonces existe un modelo VEC como el denotado por la ecuación (2). Más formalmente, si las variables del vector Y_t son I(1) y el rango (r) de la matriz de coeficientes Π es reducido,⁸ entonces es factible demostrar que las matrices α y β (ambas de dimensión $k \times r$ y de rango r) existen y que cumplen con los siguientes dos requisitos: 1) $\Pi = \alpha\beta'$ y 2) $\beta' Y_{t-1}$ es un sistema estacionario (o I(0)).

En este marco, las columnas de la matriz β serían los vectores de cointegración y la

expresión $\beta' Y_{t-1}$ contendría las r relaciones a largo plazo entre las k variables del sistema.

Dicho de otro modo:

$$(4) \quad \beta' Y_{t-1} = VTCE_{t-1}$$

donde $VTCE_{t-1}$ denota al Vector de Términos de Corrección de Error en el período $t-1$. Vale precisar, asimismo, que r denota al rango de la matriz Π , que es igual al número de relaciones a largo plazo, bajo el supuesto de que todas las ecuaciones de cointegración sean identificables (es decir, de que todas las ecuaciones sean relativamente consistentes con la teoría económica). La matriz α , por su parte, contiene a los coeficientes de ajuste o de corto plazo del modelo VEC. De allí que:

$$(5) \quad \Pi Y_{t-1} = \alpha \beta' Y_{t-1} = \alpha VTCE_{t-1}$$

La dinámica de corto plazo es capturada, asimismo, por las matrices de coeficientes $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{(p-1)}$. De este modo, un modelo VEC contiene tanto coeficientes de corto plazo, como coeficientes de largo plazo. La intuición que subyace a los modelos VEC es la siguiente: las variables siguen una trayectoria de equilibrio o de largo plazo (reflejada en el componente $\beta' Y_{t-1}$), pero la ocurrencia de choques o innovaciones (contenidas en el vector η_t) provoca desviaciones o desequilibrios. Al desviarse las variables con respecto a su trayectoria de largo plazo, automáticamente entra en operación un proceso de ajuste (capturado tanto por la matriz α como por las matrices $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{(p-1)}$) mediante el cual se corrigen las desviaciones y se restaura el equilibrio.

En principio, la ecuación (3) no es más que un modelo VAR no restringido expresado como modelo VEC. A partir de este punto, la metodología de Johansen consiste en: 1)

⁸ Es decir, si $r(\Pi) < k$, donde k simboliza al número de variables endógenas.

Estimar la ecuación (3) a través del método de Máxima Verosimilitud; y 2) Determinar, mediante una secuencia de pruebas, el rango cointegrador de la matriz Π . Para la adecuada realización de las pruebas de cointegración, se incorporó una constante en las ecuaciones de cointegración (o espacio de cointegración) y una constante en el modelo VAR (o espacio de los datos). Dado que el modelo utilizado es lineal, la constante en el espacio de cointegración se incluyó para que las relaciones a largo plazo entre las variables no quedaran restringidas a cruzar el origen (Patterson, 2000, p. 625). Asimismo, la constante en el

espacio de los datos obedece a que los modelos VAR de prueba consisten de variables $I(1)$ y de que algunas de esas variables entrañan un componente de tendencia lineal (Patterson, 2000, p. 626). Las pruebas de cointegración de Johansen arrojan dos estadísticas de prueba, basadas en el cociente de verosimilitud: la estadística de traza (λ_{tr}) y la estadística de valor característico o de máximo valor eigen (λ_{max}). En esta tesis, los Cuadros 8, 9 y 10 presentan los resultados de las pruebas de cointegración de Johansen, con base en la estadística de valor característico:⁹

9 Los resultados basados en la estadística de traza se encuentran disponibles bajo pedido.

Cuadro 8. Pruebas de cointegración de Johansen basadas en la estadística de valor característico para Argentina

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística de valor característico (λ_{\max})	Valor crítico del 5%	Valor de probabilidad**
$r = 0$ *	$r = 1$	54.37131	40.07757	0.0007
$r \leq 1$	$r = 2$	24.93231	33.87687	0.3896
$r \leq 2$	$r = 3$	21.59844	27.58434	0.2417
$r \leq 3$	$r = 4$	16.03648	21.13162	0.2227
$r \leq 4$	$r = 5$	5.475361	14.26460	0.6810
$r \leq 5$	$r = 6$	0.001168	3.841466	0.9720

Notas:

1. La letra r representa al número de ecuaciones de cointegración.
2. '*' denota rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%.
3. '**' Valores de probabilidad de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).
4. Las pruebas de valor característico indican que existe 1 ecuación de cointegración a un nivel de significancia de 5%.
5. El número de rezagos del modelo VAR de prueba es igual a 1. Se incluyó una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en los datos.

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el INDEC y el Banco Central de la República Argentina. Véase el Anexo 1, para mayores detalles.

Cuadro 9. Pruebas de cointegración de Johansen basadas en la estadística de valor característico para México

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística de valor característico (λ_{\max})	Valor crítico del 5%	Valor de probabilidad**
$r = 0$ *	$r = 1$	71.74992	40.07757	0.0000
$r \leq 1$ *	$r = 2$	36.19002	33.87687	0.0260
$r \leq 2$	$r = 3$	14.71179	27.58434	0.7706
$r \leq 3$	$r = 4$	10.63793	21.13162	0.6833
$r \leq 4$	$r = 5$	5.509575	14.26460	0.6766
$r \leq 5$	$r = 6$	2.121890	3.841466	0.1452

Notas:

1. La letra r representa al número de ecuaciones de cointegración.
2. '*' denota rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%.
3. '**' Valores de probabilidad de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).
4. Las pruebas de valor característico indican que existen 2 ecuaciones de cointegración a un nivel de significancia de 5%.
5. El número de rezagos del modelo VAR de prueba es igual a 1. Se incluyó una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en los datos.

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el INEGI y el Banco de México. Véase el Anexo 1, para mayores detalles.

Cuadro 10. Pruebas de cointegración de Johansen basadas en la estadística de valor característico para Turquía

Hipótesis nula	Hipótesis alternativa	Estadística de valor característico (λ_{\max})	Valor crítico del 5%	Valor de probabilidad**
$r = 0$ *	$r = 1$	61.03122	40.07757	0.0001
$r \leq 1$	$r = 2$	27.74420	33.87687	0.2256
$r \leq 2$	$r = 3$	25.21809	27.58434	0.0975
$r \leq 3$ *	$r = 4$	22.80028	21.13162	0.0289
$r \leq 4$ *	$r = 5$	15.39652	14.26460	0.0330
$r \leq 5$	$r = 6$	1.862558	3.841466	0.1723

Notas:

1. La letra r representa al número de ecuaciones de cointegración.
2. ‘*’ denota rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia de 5%.
3. ‘***’ Valores de probabilidad de MacKinnon, Haug y Michelis (1999).
4. Las pruebas de valor característico indican que existe 1 ecuación de cointegración a un nivel de significancia de 5%.
5. El número de rezagos del modelo VAR de prueba es igual a 2. Se incluyó una constante en el espacio de cointegración y una tendencia lineal en los datos.

Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el Instituto de Estadística de Turquía y el Banco Central de Turquía. Véase el Anexo 1, para mayores detalles.

Como puede observarse, a un nivel de significancia de 5%, las pruebas basadas en la estadística de valor característico sugieren que existe una ecuación de cointegración en el caso de Argentina; dos en el de México, y una en el de Turquía. De acuerdo con las estadísticas de traza, existe una ecuación de cointegración en el caso argentino; una en el mexicano, y cinco en el turco.

5. Identificación de las ecuaciones de cointegración

De acuerdo con Johansen (*op. cit.*), las discrepancias que pudieran surgir entre la prueba de valor característico y la prueba de traza deben resolverse mediante el uso de la teoría económica. En este contexto, la teoría económica juega un papel central en la determinación del número y la forma de las

relaciones a largo plazo. Esto se debe a que las matrices α y β carecen de una identificación única; es decir, son muchas las combinaciones de estas dos matrices que pueden derivar en $\Pi (= \alpha\beta')$. Por lo tanto, hay que apelar a la teoría económica. De allí la importancia de: 1) Realizar diferentes normalizaciones para las ecuaciones de cointegración, pues esto con frecuencia ayuda a encontrarles una interpretación económica; y 2) Hacer pruebas basadas en el cociente de verosimilitud para eliminar variables redundantes, dado que esto en ocasiones contribuye a descartar signos inconsistentes con la teoría. En el caso de Argentina (ARG), a final de cuentas se identificó la siguiente relación a largo plazo expresada como Término de Corrección de Error en el período $t-1$ (TCE_{t-1}):

$$(6) TCE_{t-1}^{ARG} = -CI_{t-1} + 12.43 + 2.05v_{t-1} + 6.42\Delta W_{t-1} + 4.15Q_{t-1} + 3.92\Delta CIU_{t-1} + 1.89\Delta IO_{t-1}$$

En lo concerniente a México (MEX), después de probar con diferentes normalizaciones para las ecuaciones de cointegración, se identificó solamente una relación a largo plazo. Véase la ecuación (7):

$$(7) TCE_{t-1}^{MEX} = -CI_{t-1} - 7.46 + 1.96v_{t-1} - 0.98W_{t-1} - 0.32Q_{t-1} + 1.01CIU_{t-1} + 1.75IO_{t-1}$$

Finalmente, para la economía de Turquía (TUR) fue posible identificar la siguiente relación de equilibrio o de largo plazo:

$$(8) TCE_{t-1}^{TUR} = -CI_{t-1} + 19.01 + 3.34v_{t-1} - 2.53W_{t-1} + 1.07Q_{t-1}$$

Puesto que los TCE son iguales a cero en el largo plazo, para interpretar las ecuaciones (6) a (8) sólo se requiere despejar la CI, cuyo coeficiente es igual a -1. Obviamente,

en el corto plazo la ocurrencia de choques o perturbaciones (capturadas por el vector η_t de la ecuación (3)), provoca que las variables se desvíen respecto de su trayectoria de largo plazo y los TCE difieran de cero ($TCE_{t-1} \neq 0$). Sin embargo, automáticamente entra en operación un proceso de ajuste (capturado por la matriz α , a la que se hizo referencia previamente) mediante el cual las desviaciones se corrigen y el equilibrio se restaura.

Como puede verse, la CI manufacturera guarda una relación positiva de largo plazo con la productividad laboral en las tres naciones, aunque la magnitud de los coeficientes varía de un país a otro. En el caso argentino, la ecuación (6) sugiere que la CI se incrementará en 2.05 puntos porcentuales por cada punto porcentual de aumento en la productividad laboral. En el caso mexicano, de la ecuación (7) se infiere que la CI crecerá en 1.96 puntos porcentuales por cada punto porcentual de incremento en la productividad del factor trabajo. Finalmente, en el caso turco la ecuación (8) indica que la CI se acrecentará en 3.34 puntos porcentuales por cada punto porcentual de aumento en la productividad laboral.

Por otra parte, los salarios exhiben un efecto negativo sobre la CI en México y Turquía. Concretamente, por cada punto porcentual de incremento salarial en México se produce un descenso de 0.98 puntos porcentuales en la CI. Asimismo, en Turquía se presenta un efecto mucho más pronunciado dado que la CI se ve mermada en 2.53 puntos porcentuales por cada punto porcentual de ajuste en los salarios. En el caso de Argentina, contrariamente, el parámetro asociado a la primera diferencia de los salarios (ΔW_{t-1}) reporta un signo positivo, por lo que esta

variable pareciera tener una relación directa con la CI. Este hallazgo sugeriría que, durante el periodo de estudio, los incrementos salariales en Argentina obedecieron –en lo fundamental– a la mayor demanda de mano de obra generada por el proceso de expansión y diversificación de las exportaciones manufactureras.

En otro orden de ideas, el tipo de cambio real estimula la CI de largo plazo en Argentina y Turquía, pero no en México. Una depreciación real de la moneda de un punto porcentual desemboca en una mejora de la CI en Argentina y Turquía, la cual es equivalente a 4.15 y 1.07 puntos porcentuales, respectivamente. En México, por el contrario, por cada punto porcentual de aumento en el tipo de cambio real, la CI retrocede 0.32 puntos porcentuales. Este hallazgo es consistente con la hipótesis de que un tipo de cambio subvaluado genera efectos de signo contrario sobre la CI: por una parte, la fortalece al abaratar las manufacturas exportadas en términos de moneda extranjera; por otra parte, la deteriora al encarecer los insumos y bienes de capital importados en términos de moneda doméstica. Como habrá de verse, estos efectos interactúan en forma dinámica y compleja en cada país.

Es importante señalar que la CI resultó ser una variable débilmente exógena en las tres naciones. Para explicar esto, hay que combinar las ecuaciones (3), (4) y (5) para obtener:

$$(9) \Delta Y_t = \alpha VTCE_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{(p-1)} \Delta Y_{t-(p-1)} + \Psi X_t + \eta_t$$

La exogeneidad débil significa que, en la ecuación correspondiente a la CI (es decir, en la ecuación $\Delta C_i T$ dentro del vector ΔY_t), el coeficiente de ajuste o de corto plazo (contenido en α) no resultó ser

estadísticamente significativo.¹⁰ De acuerdo con Johansen (*op. cit.*), la exogeneidad débil de la CI implica que esta variable no puede ser parte del análisis de impulso-respuesta en el marco de un modelo VEC. De esta manera, para realizar el análisis dinámico de corto plazo se tendrá que recurrir a sendos modelos VAR estacionarios.

6. Análisis dinámico de corto plazo

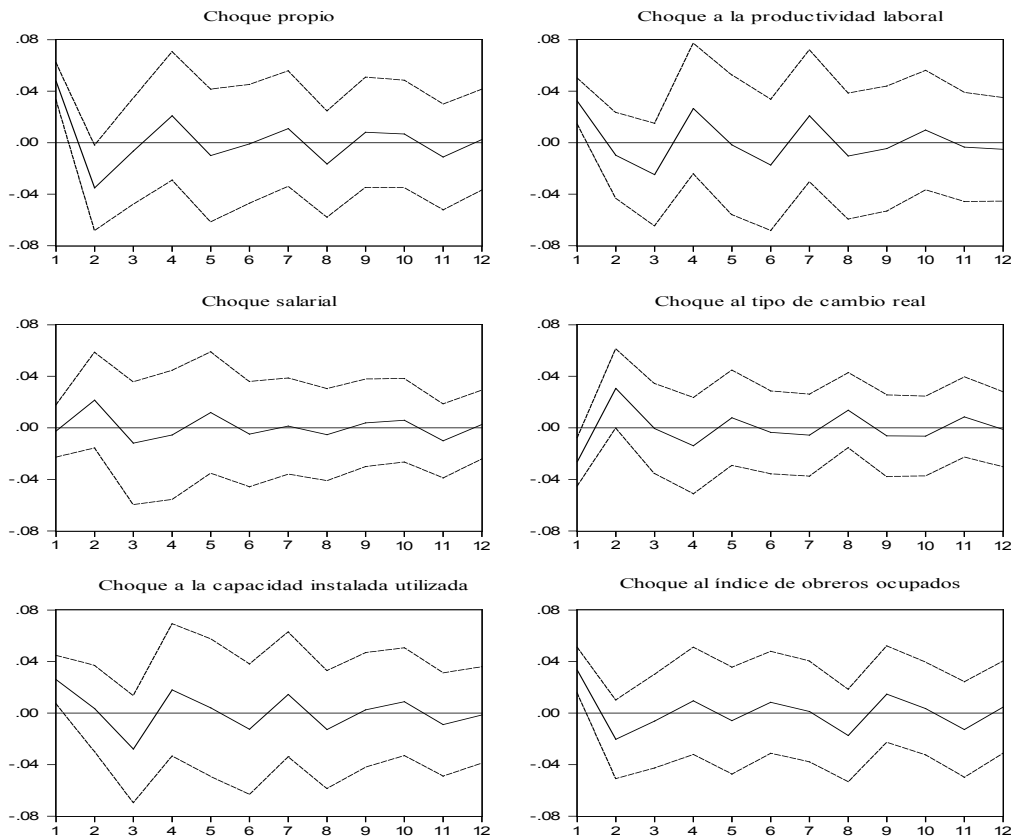
En seguida, se presenta un conjunto de funciones “generalizadas” de impulso-respuesta (FGIR) estimadas en horizontes de 12 meses, con sus respectivos intervalos de aproximadamente 95% de confianza. Las FGIR permiten observar la respuesta dinámica de la CI internacional frente a choques en las diferentes variables del sistema. Para su adecuada interpretación, es importante precisar tres puntos: 1) Las funciones de impulso-respuesta son “generalizadas”, en virtud de haberse estimado con el método de Pesaran y Shin (1998), el cual permite obtener innovaciones o impulsos que están exentos de correlación contemporánea y que no dependen de la ordenación de las ecuaciones del modelo VAR; 2) Los intervalos de confianza son útiles para establecer la significancia estadística de las FGIR, es decir, una FGIR se considera estadísticamente significativa cuando su intervalo de confianza excluye al cero, en algún punto, dentro del horizonte de doce meses; y 3) Salvo precisión en contrario, un choque debe entenderse como un incremento no anticipado

¹⁰ Puesto que únicamente se identificó una relación de cointegración por nación, α en este caso particular no es una matriz, sino un vector de coeficientes de dimensión 6x1.

en una determinada variable, cuya duración es de un trimestre y cuya magnitud es de una

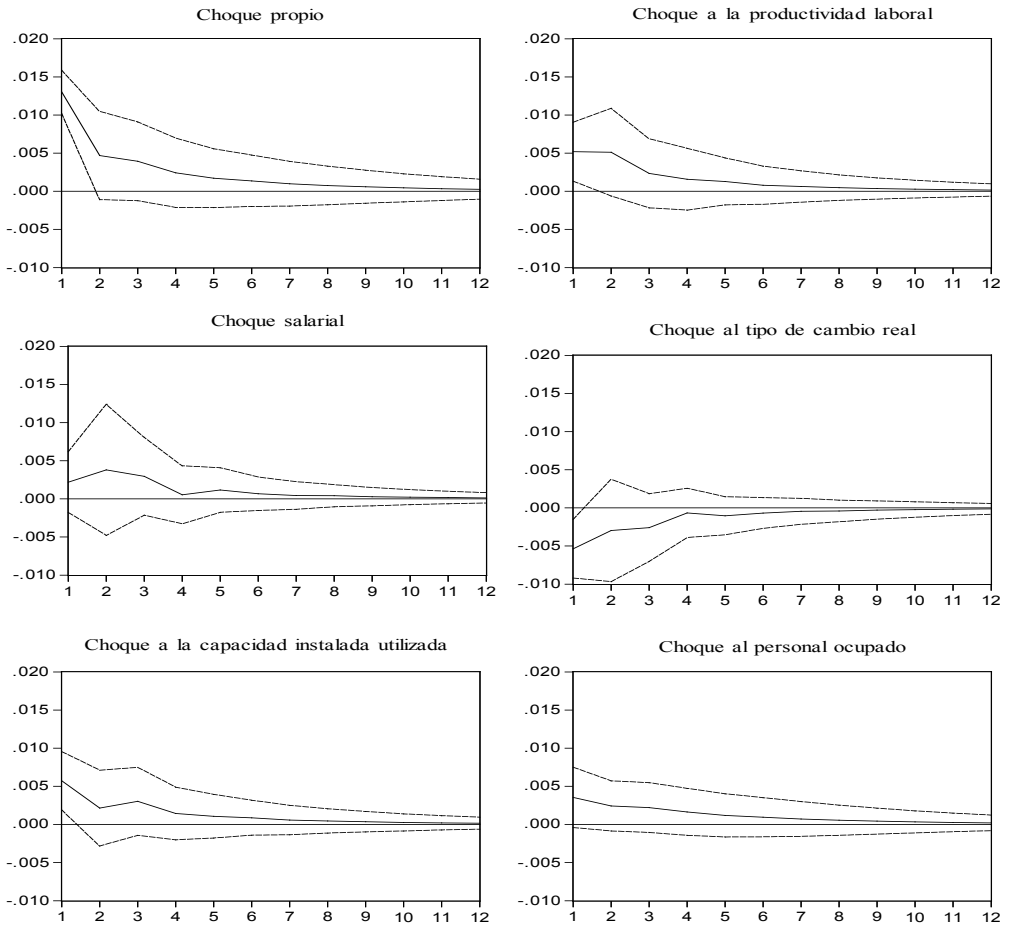
desviación estándar. Véanse las Figuras 1, 2 y 3:

Figura 1. Respuesta de la competitividad internacional frente a choques en Argentina



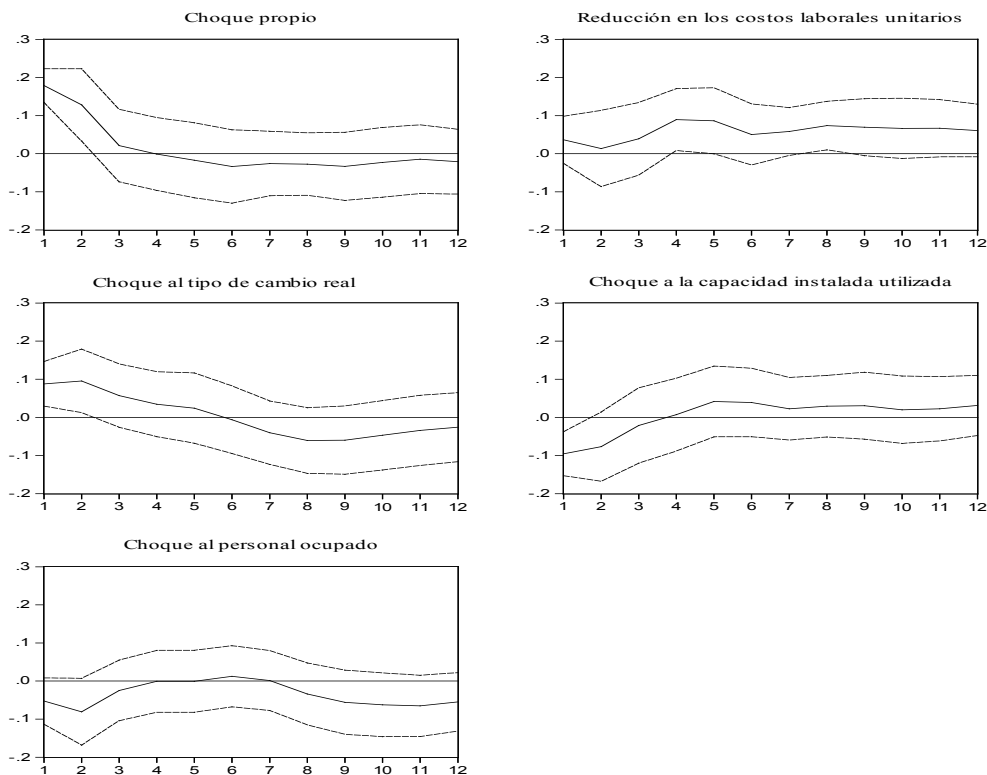
Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el INDEC y el Banco Central de la República Argentina

Figura 2. Respuesta de la competitividad internacional frente a choques en México



Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el INEGI y el Banco de México.

Figura 3. Respuesta de la competitividad internacional frente a choques en Turquía



Fuente: elaboración y estimaciones propias con base en datos de la OCDE, el Instituto de Estadística de Turquía y el Banco Central de Turquía.

En las Figuras 1 y 2 puede apreciarse que, tanto en México como en Argentina, un choque a la productividad laboral fortalece la CI en el momento del impacto y el efecto se diluye rápidamente (puesto que el intervalo de confianza comienza a incluir al cero). Esto demuestra la sensibilidad de la CI frente a incrementos en la productividad del factor trabajo, sobre todo, si se considera que los choques aquí simulados son transitorios (es decir, duran sólo un trimestre). Asimismo, una depreciación del tipo de cambio real

deteriora la CI en ambas naciones, aun cuando el efecto se desvanece rápidamente. Esto es consistente con la hipótesis ya planteada, en el sentido de que una depreciación de la moneda surte efectos de signo contrario sobre la CI. En los casos de Argentina y México, el análisis de corto plazo sugiere que el efecto negativo (ocasionado por el encarecimiento, en moneda nacional, de los insumos importados) prevalece sobre el efecto positivo (originado por el abaratamiento, en moneda foránea, de las manufacturas exportadas).

En el caso particular de Turquía no fue posible determinar, en principio, los efectos de la productividad laboral sobre la CI del sector manufacturero. De allí, que se optara por sustituir la productividad laboral y los salarios, por los Costos Laborales Unitarios (CLU_t). El resultado de este ejercicio es un modelo VAR de 5 variables, en lugar de 6, cuyas propiedades estadísticas son muy similares a las del modelo estimado previamente.¹¹ En este marco, si la productividad laboral crece por encima de los salarios, entonces los CLU descienden, y viceversa. En la Gráfico3, concretamente en la segunda gráfica de la primera hilera, puede observarse que una “reducción” en los CLU fortalece la CI por espacio de varios meses. Por otra parte, también se aprecia que una depreciación real de la moneda fortalece la CI, lo cual es consistente con la hipótesis de que, en Turquía, el efecto “abaratamiento de las exportaciones” sobrecompensa al efecto “encarecimiento de los insumos importados”.

Por último, los choques a la capacidad instalada utilizada (CIU) mejoran la CI en Argentina y México, pero la menoscaban en Turquía. Esta evidencia sugiere que, en Argentina y México, muchas decisiones en materia de producción y de contratación de personal¹² obedecen a proyectos de exportación. En Turquía, por el contrario, los cambios de corto plazo en la CIU parecen responder más a fluctuaciones en la demanda doméstica. En este contexto, como se ilustra en la Gráfico3,

un aumento no anticipado en la CIU (asociado, presumiblemente, con una expansión de la demanda interna) reduciría los excedentes para exportar y afectaría adversamente el índice de CI de las manufacturas.

7. Conclusiones

En este trabajo se realizan hallazgos tanto de corto, como de largo plazo. En el largo plazo, las ecuaciones de cointegración indican que la productividad laboral influye positivamente sobre la CI manufacturera en las tres naciones. En Argentina, México y Turquía, por cada punto porcentual de aumento en la productividad laboral, la CI mejora en 2.05, 1.96 y 3.34 puntos porcentuales, respectivamente. En segundo lugar, los salarios surten un efecto negativo de largo aliento sobre la CI en México y Turquía, pero no en Argentina. En México y Turquía, por cada punto porcentual de incremento salarial, se produce un menoscabo de 0.98 y 2.53 puntos porcentuales en la CI, respectivamente. En el caso específico de la nación sudamericana, como refleja la ecuación (6), la primera diferencia de los salarios reporta un signo positivo. Una interpretación plausible para este hallazgo es que, en el periodo estudiado, los ajustes salariales en Argentina respondieron, sobre todo, a una mayor demanda de trabajadores derivada del proceso de expansión y diversificación de las exportaciones manufactureras.

Por otra parte, el tipo de cambio real fortalece la CI de largo plazo en Argentina y Turquía, pero no en México. Concretamente, en Argentina y Turquía, una depreciación real de la moneda equivalente a un punto porcentual

¹¹ Los resultados correspondientes a este nuevo modelo están disponibles bajo pedido.

¹² En el caso de Argentina, los choques al índice de obreros ocupados (IO) inciden positivamente sobre la CI.

desemboca en una mejora de la CI de 4.15 y 1.07 puntos porcentuales, respectivamente. En México, contrariamente, por cada punto porcentual de aumento en el tipo de cambio real, la CI se deteriora en 0.32 puntos porcentuales. Como se señaló en su oportunidad, esto es consistente con la hipótesis de que una depreciación real de la moneda genera dos efectos contrapuestos sobre la CI: por un lado, la fortalece al abaratar en términos de moneda extranjera las manufacturas exportadas; por otro lado, la debilita al encarecer en términos de moneda nacional los insumos y bienes de capital importados. Estos dos efectos parecen interactuar de manera dinámica y compleja en cada nación, dependiendo –entre otras cosas– de la elasticidad precio de la demanda de exportaciones y del contenido importado de éstas.

En el corto plazo, las FGIR indican que los choques a la productividad laboral estimulan la CI de las manufacturas en Argentina y México. Por otra parte, en el caso de Turquía, es posible observar que la CI se fortalece cuando los costos laborales unitarios descienden; es decir, cuando la productividad laboral crece en mayor medida que los salarios. El análisis dinámico de corto plazo demuestra, también, que una depreciación real de la moneda deteriora la CI en Argentina y México, aunque la fortalece en Turquía. Como ya se ha señalado, este hallazgo es consistente con la hipótesis de que el tipo de cambio real genera efectos de signo contrario sobre la CI, que interactúan de distinta manera a través del tiempo en cada nación. Sintomático de esto es que, en Argentina, los efectos de una depreciación real de la moneda son negativos en el corto plazo y positivos en el largo plazo. En México los efectos son negativos tanto en

el corto como en el largo plazo, mientras que en Turquía los efectos son positivos en ambos horizontes de tiempo.

En este contexto, la evidencia empírica obtenida reviste importantes implicaciones de política económica y sectorial. En primer lugar, un programa continuo, integral y congruente de capacitación, adiestramiento y estímulos a la productividad laboral podría acrecentar, sustancialmente, la CI manufacturera en las tres naciones. Diversas investigaciones establecen que la capacitación y el adiestramiento apropiados, así como la educación formal de calidad, generan ganancias tangibles en materia de productividad: Bartel (1992), Mincer (1994), Dearden *et al.* (2005), Mungaray y Ramírez (2007), y Padilla y Juárez (2006). De este modo, para elevar la CI es indispensable identificar y categorizar necesidades específicas de capacitación y adiestramiento, en cada subsector y grupo industrial dentro de la industria manufacturera. Dado que cada subsector tiene procesos productivos y tecnologías distintas, habría que enfatizar los conocimientos, habilidades y destrezas requeridos, sobre la base de un análisis de caso por caso.

Asimismo, dado que la productividad laboral es un determinante fundamental de la CI de las manufacturas, habría que establecer un sistema de seguimiento fino para identificar, oportunamente, los nuevos requerimientos en materia de capacitación y adiestramiento, así como las nuevas tendencias en los mercados laborales. Esto, en razón de que las demandas de los empleadores cambian constantemente, como consecuencia de la innovación y de la introducción de nuevas tecnologías. Evidentemente, además de una

mayor productividad del factor trabajo, en las tres naciones se requiere de una mayor inversión en maquinaria, equipo y nuevas tecnologías. De hecho, los programas de capacitación de los trabajadores podrían estar parcialmente orientados a facilitar la adopción de tecnologías de avanzada.

Finalmente, algunos hallazgos indican que las depreciaciones reales de la moneda no necesariamente desembocan en una mayor CI manufacturera. Esto es sintomático de la excesiva dependencia respecto de insumos intermedios y bienes de capital importados que caracteriza a las economías en desarrollo. A este respecto, una conocida recomendación de política económica, cuyos resultados han sido hasta ahora limitados, es la de incrementar la eficiencia y la capacidad productiva del sector

sustitutivo de importaciones, para –de este modo– reducir el contenido importado de las manufacturas. Paralelamente, para acrecentar el contenido doméstico de las exportaciones manufactureras, es indispensable perseverar en la formación y el fortalecimiento de cadenas productivas entre las grandes empresas exportadoras, por un lado, y las pequeñas y medianas empresas que abastecen al mercado local, por el otro. Por último, además de las reformas estructurales pertinentes, se requiere una política cambiaria conservadora; es decir, se requiere una política cambiaria que propicie la exportación sin incurrir en situaciones de subvaluación de la moneda que pudieran, eventualmente, encarecer los insumos importados y erosionar (en lugar de fortalecer) la CI.

Anexo 1**Anexo 1. Fuentes de Información Estadística Utilizadas**

Variable	Argentina	México	Turquía
Exportaciones manufactureras	Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC)	Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)	Instituto de Estadística de Turquía
Demanda Externa	Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE)	Buró de Censos de Estados Unidos	Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE)
Índice de productividad laboral por hora-hombre trabajada en la industria manufacturera	Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC)	Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)	Instituto de Estadística de Turquía
Índice de salarios medios reales por hora-hombre trabajada en la industria manufacturera	Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC)	Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)	Instituto de Estadística de Turquía
Índice de tipo de cambio real efectivo, basado en índices de precios al consumidor	Banco Central de la República Argentina	Banco de México	Banco Central de Turquía
Capacidad instalada utilizada en la industria manufacturera	Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC)	Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)	Instituto de Estadística de Turquía
Índice de obreros ocupados en la industria manufacturera	Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC)	Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)	Instituto de Estadística de Turquía

Bibliografía

- Aysan, A. F. and Y. S. Hacıhasanoglu (2007). "Investigation on the determinants of Turkish export-boom in 2000s" [en línea]. Disponible en Munich Personal RePEc Archive, Núm. 5493: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/5493/> [Consulta: 17 de diciembre de 2009]
- Bartel, A. (1992). *Productivity gains from the implementation of employee training programs*. NBER Working Papers, No. 3893, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Cuevas, V. (2008). "Efectos de la productividad laboral en las exportaciones manufactureras mexicanas". *Comercio Exterior*, Vol. 58, No. 6, México, D. F.
- Dearden, L., H. Reed and J. V. Reenen (2005). *The impact of training on productivity and wages: evidence from British panel data*, CEP Discussion Papers, No. 674, Centre for Economic Performance, London.
- Dickey, D. and W. Fuller (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 427-431.
- Engle, R. and C. GRANGER (1987). "Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing". *Econometrica*, Núm. 55, 251-276.
- Ernst, C. (2005). "Trade liberalization, export orientation and employment in Argentina, Brazil and México" [en línea]. Disponible en Employment Strategy Papers, Num. 15: <http://www.ilo.org/public/english/employment/strat/download/esp2005-15.pdf> [Consulta: diciembre 18 de 2009]
- Fouquin, M. (1986). *Industrie mondiale: la compétitivité à tout prix*. Paris: Cepii.
- Garelli, S. (2000). *Competitiveness of nations: the fundamentals. The World Competitiveness Yearbook*, Switzerland: International Institute for Management Development.
- Hamilton, J. (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Jiménez, F., G. Aguilar y J. Kapsoli (1998). "Competitividad en la industria manufacturera peruana," [en línea]. Disponible en: <http://www.pucp.edu.pe/departamento/economia/images/documentos/DDD148.pdf> [Consulta: marzo 18 de 2009]
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: Oxford University Press.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. SHIN (1992). "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root". *Journal of Econometrics*, Núm. 54, 159-178.
- Lütkepohl, H. (2006). *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
- Mackinnon, J. (1996). "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests". *Journal of*

- Applied Econometrics, Núm. 11, 1996, 601-618.
- Mackinnon, J., A. HAUG, and L. Michelis (1999). “Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration”. *Journal of Applied Econometrics*, Núm. 4, 563-577.
- Mbaye, A. and S. Golub (2002). “Unit labor cost, international competitiveness, and exports: the case of Senegal”. *Journal of African Economies*, Vol. 11, No. 2, Oxford: Oxford University Press.
- Mincer, J. (1994). *Investment in U.S. education and training*. NBER Working Papers, No. 4844, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Mortimore, S., S. Vergara y J. Katz (2001). “La competitividad internacional y el desarrollo nacional: implicancias para la política de Inversión Extranjera Directa (IED) en América Latina”. Serie Desarrollo Productivo, Núm. 107, Cepal, Santiago de Chile.
- Mungaray, A. y M. Ramírez (2007). “Capital humano y productividad en microempresas”. *Investigación Económica*, Vol. LXVI, No. 260, México, D.F.
- NABI, I. and M. Luthria (2002). “Building competitiveness: a roadmap and policy guide”. Building competitive firms incentives and capabilities. Washington, D. C.: The World Bank.
- Padilla, R. y M. Juárez (2006). “Efectos de la capacitación en la competitividad de la industria manufacturera”. Serie Estudios y Perspectivas, No. 49, Cepal, Santiago, Chile.
- Patterson, K. (2000). *An introduction to applied econometrics: a time series approach*. Londres: MacMillan Press LTD.
- Pesaran, M. and Y. SHIN (1998). “Impulse response analysis in linear multivariate models”. *Economic Letters*, Núm. 58, 165-193.
- Phillips, P. and P. Perron (1988). “Testing for a unit root in time series regression”. *Biometrika*, Vol. 75, 335-346.
- Reinhart, C. (1995). “Devaluation, relative prices, and international trade: evidence from developing countries”. *IMF Staff Papers*, 42 (2), International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Riedel, J. (1988). “The demand for LDC exports of manufactures: estimates from Hong Kong”. *The Economic Journal*, No. 98, Great Britain.
- Senhadji, A. and C. Montenegro (1998). “Time-series analysis of export demand equations: a cross-country analysis”, *IMF Working Paper*, No. 149, International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Warner, A. (2000). “Global Competitiveness Report 2000/2001” [en línea]. Disponible en: http://www.cid.harvard.edu/cidspecialreports/gcr_2000.htm. [Consulta: 30 de octubre de 2009]