

El tipo de cambio como un factor de la competitividad internacional. México 1991-2012.

CARLOS GÓMEZ CHIÑAS¹

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar el impacto del tipo de cambio real sobre la balanza comercial y sobre el nivel de actividad económica. El trabajo se encuentra integrado, además de esta introducción, por otras cuatro secciones. En la segunda sección se pasa revista de algunos conceptos fundamentales, y se distingue entre tipo de cambio real y nominal por un lado y el tipo de cambio real bilateral y el multilateral o tipo de cambio efectivo real por otro. En la tercera sección se describe, con apoyo gráfico, el comportamiento de la balanza comercial y del tipo de cambio real en el período 1991-2012, tanto bilateral como multilateral. En la cuarta sección se describen las variables utilizadas, la relación entre ellas, el modelo a estimar mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios. Asimismo, se analizan los resultados obtenidos. Finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones.

Palabras clave: Tipo de cambio real, balanza comercial, competitividad.

Abstract

The aim of this paper is to analyze the impact of the real exchange rate on the trade balance and the level of economic activity. The work is integrated in addition to this introduction, four other sections. In the second section reviews some fundamental concepts, and distinguishes between real exchange rate and nominal one hand and the real exchange rate and bilateral or multilateral real effective exchange rate on the other. In the third section describes in graphic support, the behavior of the trade balance and the real exchange rate in the period 1991-2012, both bilateral and multilateral. The fourth section describes the variables used; the relationship between them, the model estimated by ordinary least squares method. We also analyze the results. Finally, the fifth section concludes.

Keywords: Real exchange rate, trade balance, competitiveness.

¹Universidad Autónoma Metropolitana-Azcapotzalco

1. Introducción

La competitividad internacional, especialmente referida a nivel nacional, no es un concepto fácil de definir. Es una combinación de ventajas en precio, calidad, diseño de producto, confiabilidad, fuerza de ventas, tiempos de entrega, servicio post-venta, etc., que pueden resultar en un mayor poder de venta de una firma o país sobre sus competidores. La competitividad internacional se materializa en un mayor bienestar económico de una nación mediante un incremento en el comercio. Es ampliamente aceptado que en la base de un incremento en la competitividad se encuentra una mayor productividad. Un tipo de cambio nominal estable es la condición más importante para que las mejoras en la productividad doméstica se conviertan en ganancias en competitividad internacional. Los movimientos en el tipo de cambio alteran la posición competitiva relativa de las empresas en diferentes países. Esto implica que una apreciación de la moneda puede esfumar las mejoras de competitividad internacional logradas por las empresas innovadoras sobre la base de incrementos en la productividad del trabajo si la variación en el tipo de cambio excede las ganancias en productividad (UNCTAD, 2004).

Un bajo nivel de competitividad puede causar un déficit comercial crónico y severo. En el largo plazo, un déficit en cuenta corriente puede causar una depreciación de la moneda nacional.

Al ser un concepto complejo, la competitividad no es fácil de medir. La balanza comercial puede ser, a veces, utilizada como un indicador de competitividad, ya que en circunstancias normales una mejora en la competitividad debería resultar en mayores exportaciones y también en sustitución de importaciones. Así, cuanto más abierta sea la economía de un país mayor será su competitividad, si tiene una balanza comercial positiva. La retribución de los factores domésticos mejoraría más que proporcionalmente a la balanza comercial, toda vez que el grado de apertura aumente (Ingaramo, 2004).

Sin embargo, la balanza comercial no siempre refleja adecuadamente si una economía es competitiva o no. Así, un país puede tener déficit comercial y aún ser altamente competitivo si está importando e incorporando tecnología moderna en su aparato productivo (Dang, 2009).

Aunque la competitividad internacional es un fenómeno esencialmente microeconómico, los instrumentos macroeconómicos, tales como el tipo de cambio pueden, también, jugar un papel central en la competitividad internacional de una economía. En principio, la depreciación de la moneda mejora la competitividad internacional, conforme los precios domésticos de los bienes exportados bajan en términos de la moneda extranjera, bajando así el precio de las exportaciones del

país. Sin embargo, existen estudios que muestran que la depreciación de la moneda doméstica no necesariamente favorece la competitividad internacional en el largo plazo. Más aún, en algunos casos la depreciación puede inicialmente empeorar la balanza comercial en lugar de mejorarla (curva J). En otros casos, la balanza comercial mejorará inicialmente, luego empeorará y finalmente mejorará otra vez. De manera similar, una apreciación de la moneda no necesariamente conducirá a una reducción de las exportaciones ya que el incremento en los precios domésticos de los bienes exportados puede ser compensado por la sustitución de insumos domésticos por insumos importados más baratos (Dang, 2009).

Cuando un país está especializado verticalmente, el volumen de sus exportaciones depende del volumen de sus importaciones ya que algunas de sus exportaciones se manufacturan usando insumos importados. En estas circunstancias, la balanza comercial debería ser menos sensible a los cambios en el tipo de cambio real en países que están más especializados verticalmente. Un movimiento más estrecho entre las exportaciones y las importaciones debería reducir la respuesta de la balanza comercial a las variaciones en el tipo de cambio real (Kharroubi, 2011).

El objetivo de este trabajo es analizar el impacto del tipo de cambio real sobre la balanza comercial y sobre el nivel de actividad económica. El trabajo se encuentra integrado, además de esta introducción, por otras cuatro secciones. En la segunda sección se pasa revista de algunos conceptos fundamentales, y se distingue entre tipo de cambio real y nominal por un lado y el tipo de cambio real bilateral y el multilateral o tipo de cambio efectivo real por otro. En la tercera sección se describe, con apoyo gráfico, el comportamiento de la balanza comercial y del tipo de cambio real en el período 1991-2012, tanto bilateral como multilateral. En la cuarta sección se describen las variables utilizadas, la relación entre ellas, el modelo a estimar mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios. Asimismo, se analizan los resultados obtenidos. Finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones.

2. Algunas consideraciones básicas

Solo el crecimiento de la productividad y la mejora tecnológica pueden asegurar de manera sostenida mejores resultados en la balanza en cuenta corriente de los países en desarrollo. Esto se puede conseguir con una estrategia nacional de desarrollo que logre aumentar el acervo de capital físico y humano, permita el uso de tecnologías más eficientes y desplace los recursos desde las actividades tradicionales de baja productividad hacia actividades que ofrezcan un alto potencial para el crecimiento de la productividad. Bajo ciertas circunstancias, y particularmente cuando un período de apreciación real ha obstaculizado el desempeño exportador, una depreciación real de la moneda puede mejorar la competitividad internacional e impulsar a las exportaciones.

El tipo de cambio ha sido ampliamente reconocido como un instrumento importante de política para hacer al empresariado doméstico competitivo internacionalmente y proporcionarles los incentivos para invertir en sectores exportadores no tradicionales (UNCTAD, 2004).

El papel fundamental de la política cambiaria es establecer los precios relativos de los bienes comerciables en términos de los no comerciables. En un régimen de tipo de cambio flexible donde es posible el comercio internacional, es más probable que los cambios en el tipo de cambio afecten a los bienes comerciables. Los bienes no comerciables son más rígidos. Básicamente, el tipo de cambio afecta a la competitividad internacional haciendo a los bienes más baratos o más caros. Una depreciación de la moneda nacional hace a los bienes domésticos más baratos en términos de la moneda extranjera y a los bienes extranjeros más caros en moneda doméstica. Se espera que la balanza comercial sea afectada concordantemente. Así, una apreciación afectaría a la balanza comercial negativamente mientras que una depreciación la afectaría positivamente, esto es lo que dice la teoría básica, siempre y cuando se cumpla con la condición Marshall-Lerner la cual señala que una depreciación de la moneda mejorará la balanza comercial sólo si las exportaciones e importaciones son suficientemente elásticas.

En la realidad, los cambios en el tipo de cambio pueden tener o no efectos en la balanza comercial. Los efectos, si los hubiera, pueden ser diferentes en el corto y en el largo plazo. Muchos investigadores han estudiado un patrón en el cual la depreciación cambiaria empeora la balanza de pagos total debido a la baja elasticidad de la demanda de exportaciones e importaciones. La demanda inelástica refleja los contratos pre-existentes para los bienes importados que los importadores firmaron antes de la depreciación. La depreciación hace que las importaciones cuyos contratos ya fueron firmados sean más caras, provocando mayores valores de importación. Esto explicaría el empeoramiento de la balanza comercial. En el largo plazo, los consumidores domésticos desplazarán su demanda desde los bienes importados más caros a los bienes domésticos relativamente más baratos. De manera similar, los consumidores extranjeros sustituirán bienes domésticos por bienes extranjeros relativamente más baratos. Así, la balanza comercial mejorará con el tiempo (Dang, 2009).

Tipo de Cambio Nominal, Real y Efectivo

El tipo de cambio nominal y el tipo de cambio real son dos precios relativos asociados a la existencia de economías abiertas con diferentes monedas. El tipo de cambio nominal es el precio relativo de una moneda con respecto a otra. Se define como el número de unidades de moneda doméstica por unidad de moneda extranjera o, alternativamente, como el precio de una unidad de moneda extranjera en términos de moneda doméstica. Cuando este precio disminuye se dice que se

ha producido una apreciación de la moneda doméstica. Por el contrario, si aumenta, ha ocurrido una depreciación o devaluación de la moneda doméstica.

Una disminución (aumento) del tipo de cambio nominal es equivalente entonces a una apreciación (depreciación) de la moneda doméstica.

El tipo de cambio real es el precio de los bienes extranjeros en términos de los bienes domésticos. Si el precio de los bienes extranjeros es P^* y el de los bienes domésticos es P , el tipo de cambio real es igual a: $TCR = EP^*/P$, donde E es el tipo de cambio nominal. La apreciación real es una disminución del tipo de cambio real y significa que los bienes domésticos son relativamente más caros o que los precios de los bienes extranjeros, en términos de los bienes domésticos, han disminuido. La depreciación real es un incremento del tipo de cambio real y significa que los precios de los bienes extranjeros son relativamente más altos o que los bienes domésticos son relativamente más baratos, por lo que el tipo de cambio real afecta la asignación de recursos en la economía.

Paridad del Poder de Compra (purchasing power parity - PPP)

Este concepto fue desarrollado en 1914-1918 por Gustav Cassel. La paridad del poder de compra, PPP por sus siglas en inglés o PPC por sus siglas en español o también PPA, siglas de Paridad del Poder Adquisitivo, no es otra cosa que una reformulación de la “ley de un sólo precio”, según la cual un producto homogéneo debe tener un mismo precio a nivel internacional. Si P es el precio doméstico cotizado en moneda nacional y P^* es el precio externo para el mismo bien, pero cotizado en moneda extranjera, entonces la PPP, establece que:

$$P = EP^*$$

O, alternativamente:

$$\hat{E} = P/P^* \quad (1)$$

Donde \hat{E} es un número índice.

La PPP se cumple sí y sólo si no existen costos de información, costos de transporte y otras restricciones al comercio internacional (tarifas, cuotas, etc.). Como es obvio, se trata de un supuesto muy restrictivo (Félix Jiménez, 1998). La versión menos restrictiva, o relativa, de la PPP establece que:

$$TCE_t = TCN \text{ en un período base} * (IP_t/IP_t^*). \quad (2)$$

Donde TCE_t es el tipo de cambio real de equilibrio. Se parte del supuesto de que en el período base la cuenta corriente estuvo en equilibrio. Así, este tipo de cambio se calcula tomando en cuenta el diferencial de inflación y ya no es sólo la relación de precios entre dos países.

La expresión (2) puede escribirse de la forma siguiente:

$$Q_t^{PPA} = \frac{S_0^{PPA} IP_t}{S_t^{PPA} IP_t^*} \quad (3)$$

Donde Q_t^{PPA} es el tipo de cambio real de acuerdo con la PPA.

Como no se dispone de información sobre S_0^{PPA} y S_t^{PPA} , en la práctica se utiliza la siguiente expresión $Q_t = \frac{S_0 IP_t}{S_t IP_t^*}$ (4)

Donde S_0 y S_t son los tipos de cambio nominal en el periodo 0 y en el t, respectivamente.

Si el tipo de cambio real así obtenido Q_t , fuera constante e igual a uno, se diría que se cumple la versión relativa de la PPA. Lo que se espera es que Q oscile alrededor de uno, de forma tal que tienda siempre a volver a ese valor cada vez que se aleje de él (Alonso, 2003).

Uno de los objetivos de la teoría es predecir las tendencias del mundo real. La experiencia internacional desde la adopción del régimen de tipo de cambio flexible a principio de la década de los setenta del siglo pasado permite poner a prueba el poder de predicción de las distintas teorías sobre el tipo de cambio.

¿Cuál es la precisión que se desea tengan las teorías al predecir las variaciones en los tipos de cambio? Es claro que no se espera una predicción perfecta, pero sí disponer de un modelo útil capaz, al menos, de superar el modelo ingenuo que dice que el tipo de cambio previsto en el futuro es simplemente el mismo que el tipo de cambio *spot* actual. El modelo ingenuo es equivalente a decir que el tipo de cambio *spot* sigue una caminata aleatoria, de modo tal que no es capaz de predecir si subirá o bajará. Es de suponer que las predicciones de cualquier modelo económico estructural útil deben ser mejores que las de este modelo ingenuo (Pugel, 2004).

Sin embargo, en la actualidad hay un consenso generalizado en que los modelos económicos estructurales son de poca utilidad para predecir las variaciones en los tipos de cambio a corto plazo, es decir para períodos menores a un año. Frankel y Rose, 1995 (citados por Pugel, 2004), revisan muchos estudios que utilizan diversos modelos basados en variables económicas fundamentales, como la oferta monetaria y el ingreso real, la tasa de interés, las tasas esperadas de inflación, los saldos de la balanza comercial y de la cuenta corriente. Llegan a la conclusión de que los modelos estructurales no pueden superar en precisión la alternativa ingenua del paseo aleatorio para horizontes reducidos de predicción. No obstante, los fundamentos económicos enfatizados por la PPA y el enfoque monetario son valiosos para pronosticar los tipos de cambio a un año o más.

De lo anterior, cabe preguntarse, ¿por qué es tan difícil predecir los tipos de cambio *spot* empleando modelos económicos? Hay al menos dos razones para esto.

En primer lugar, el tipo de cambio reacciona fuerte e inmediatamente a la nueva información. Ya que las noticias son inesperadas no pueden incorporarse a cualquier predicción. La reacción a tales

noticias suele producir grandes movimientos en el tipo de cambio: las variaciones actuales en el tipo de cambio parece que sobreaccionan los movimientos más suaves en los ajustes a los tipos de cambio de equilibrio a largo plazo, como los dados por la PPA o los del enfoque monetario.

La segunda razón es que las expectativas sobre los tipos de cambio pueden formarse sin referirse a las variables económicas fundamentales. Muchos participantes en el mercado de divisas extrapolan las últimas tendencias al mes siguiente. Debido a que las acciones emprendidas por los inversionistas pueden hacer que sus expectativas se autoconfirman, las tendencias recientes en los tipos de cambio pueden reforzarse y persistir por algún tiempo. Si las variaciones resultantes en los tipos de cambio son incompatibles con cualquier modalidad de los fundamentos económicos, se denominan burbujas especulativas. La posibilidad de que ocasionalmente existan burbujas en el mercado de divisas sugiere que existe alguna ineficiencia económica en este mercado (Pugel, 2004).

El tipo de cambio efectivo real (TCER) es una medida de la competitividad doméstica de precios vis-a-vis sus socios comerciales. La evolución del TCER es frecuentemente un buen predictor del surgimiento de crisis de la balanza de pagos. Tiene dos componentes: el “real” y el “efectivo”.

El tipo de cambio real bilateral del país i con el país j, e^{ij} , es calculado como la razón de su tipo de cambio nominal E^{ij} , dividido por la relación entre el índice de precios domésticos y foráneo (p^i/p^j):

$$e^{ij} = \frac{E^{ij}}{p^i/p^j} = \frac{E^{ij}p^j}{p^i} \quad (5)$$

El TCER es simplemente un promedio ponderado de los tipos de cambio reales bilaterales, usando como ponderador el comercio con cada socio.

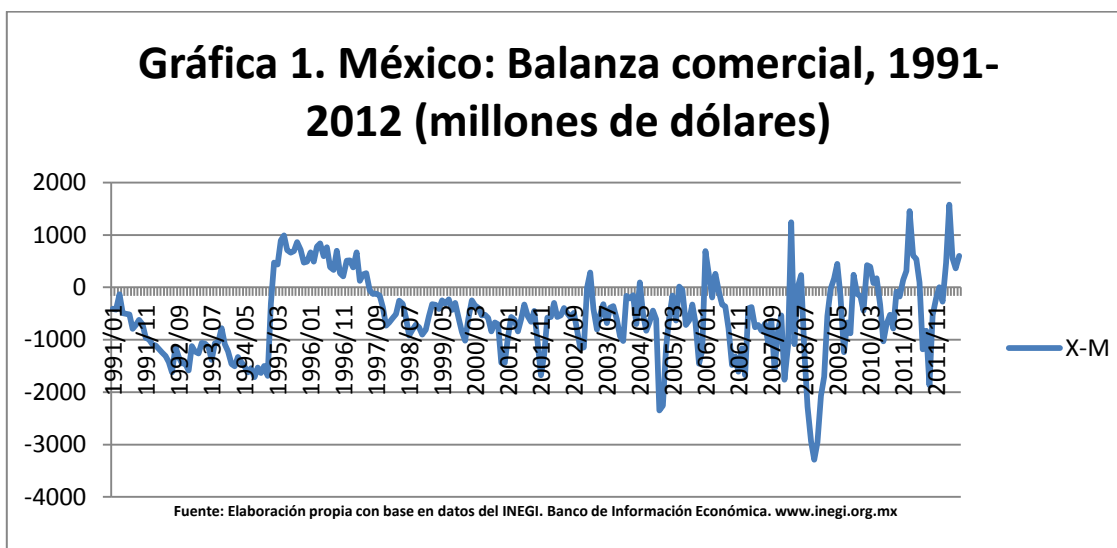
Sea $\gamma_t^{ij} = \frac{X_t^{ij} + M_t^{ij}}{X_t^i + M_t^i}$, la participación del país j en el comercio del país i, incluyendo exportaciones e importaciones. Entonces:

$$e_t^i = \sum_{j=1}^n \gamma_t^{ij} e_t^{ij} \quad (6)$$

Los cálculos del TCER consumen mucho tiempo pero están incluidos en *Estadísticas Financieras Internacionales* del Fondo Monetario Internacional y en *Indicadores del Desarrollo Mundial* del Banco Mundial. Históricamente, los episodios de sustanciales y prolongadas apreciaciones de una moneda, medidas por el TCER, han sido frecuentemente advertencias tempranas de crisis cambiarias (UNCTAD-WTO, 2012).

3. Tipo de cambio y balanza comercial: un primer acercamiento

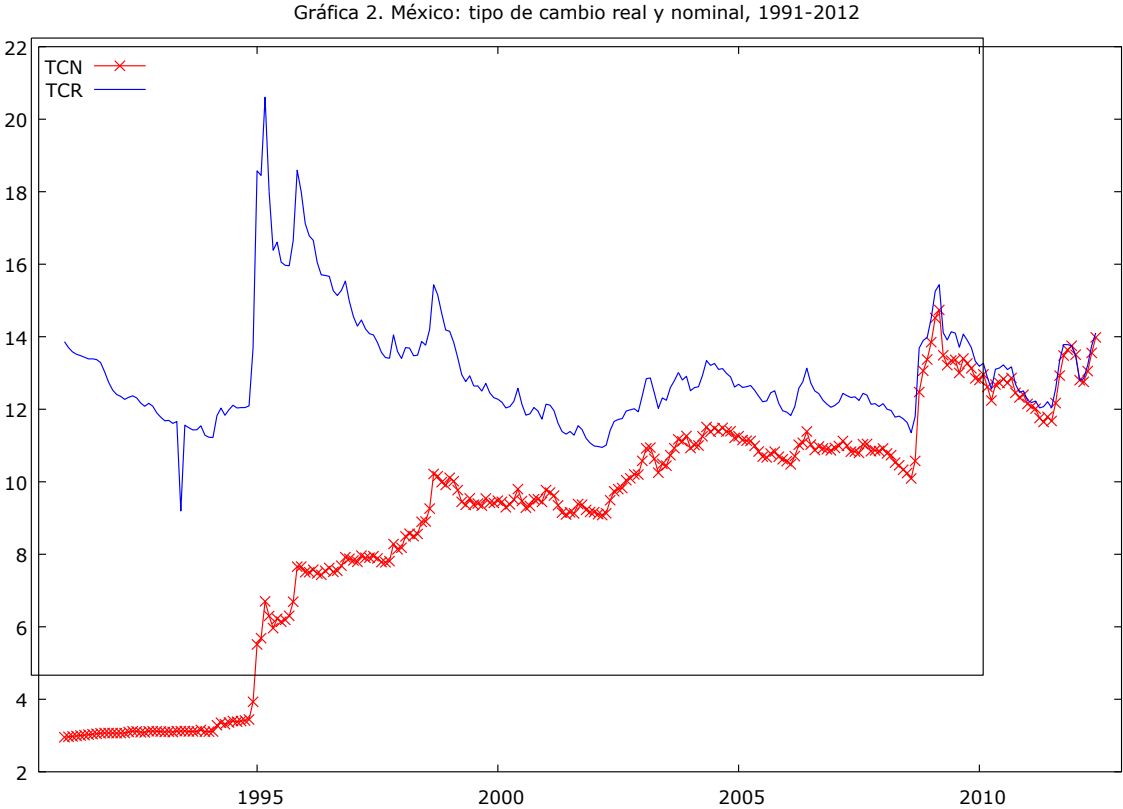
En esta sección se hará una breve descripción de la evolución de la balanza comercial y del tipo de cambio en México. Se puede observar en la gráfica 1 que la balanza comercial de México en el período enero de 1991-junio de 2012 ha sido fundamentalmente deficitaria. Así, de enero de 1991 a enero de 1995 fue persistentemente deficitaria. A partir de febrero de 1995 y hasta junio de 1997 presentó un superávit fluctuante. En julio de 1997 se inicia un nuevo período de déficit que abarca hasta enero de 2010, con superávit esporádicos en febrero de 2003, mayo de 2004, mayo de 2005, enero, febrero y abril de 2006, junio de 2008, abril-mayo y septiembre de 2009. En febrero-mayo de 2010 se presenta un breve período de superávit, seguido por un déficit que abarca de junio de 2010 a diciembre de ese año. En el primer semestre de 2011 la balanza comercial tiene superávit. A partir de julio de 2011 y hasta enero de 2012 la balanza comercial entra nuevamente en déficit. De febrero de 2012 a junio del mismo año se observa de nueva cuenta superávit. Se puede afirmar que después de la crisis de 2008-2009, la balanza comercial de México ha experimentado una mejoría, leve pero mejoría al fin.



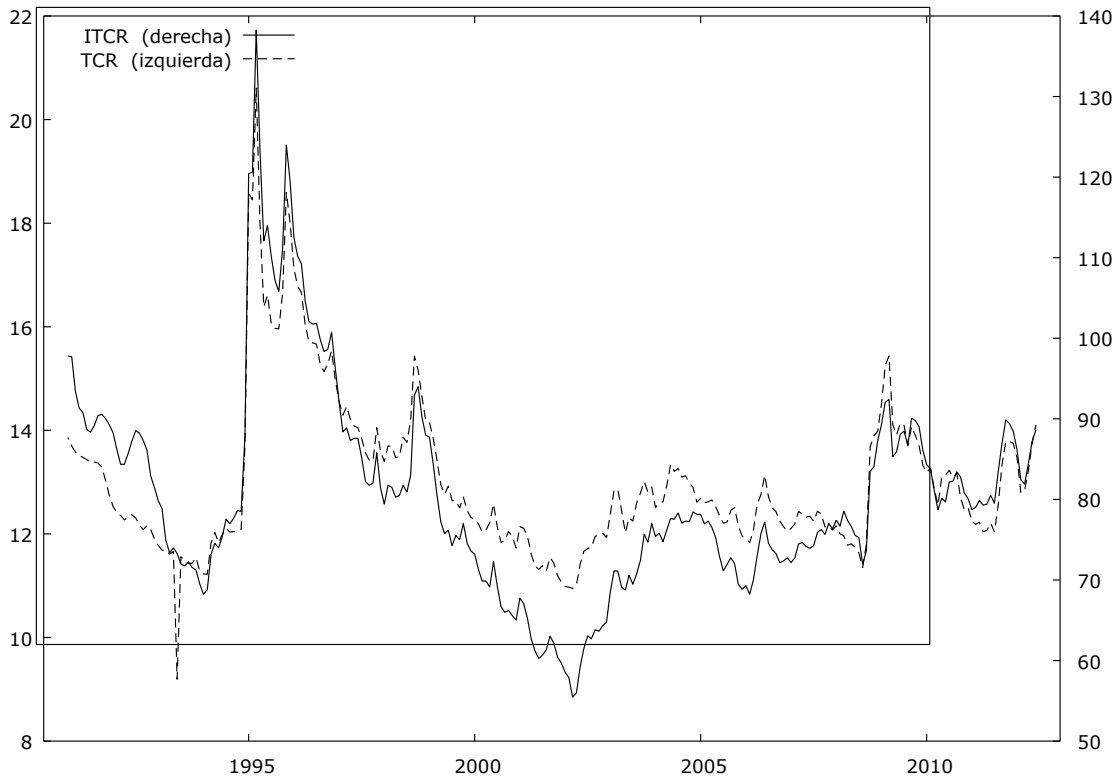
En la gráfica 2 se muestra la evolución de las series del tipo de cambio nominal y del tipo de cambio real. Se observa que a partir de enero de 1995 hay una tendencia a la convergencia entre ambos tipos de cambio. Esto significa, dada la gran diferencia entre los dos, que el tipo de cambio real, que es la línea que aparece sistemáticamente por arriba, tiene una tendencia a bajar mientras que el tipo de cambio nominal tiene una tendencia a subir, sin que haya una relación aparente entre ambas. A partir de septiembre de 1998 se empieza a observar una cierta sincronización entre ambas series, siendo esta más estrecha a partir de marzo de 2003, lo que significa que cuando una aumenta

la otra también lo hace. Con base en la gráfica 2, se puede afirmar que al menos desde octubre de 2008 no ha habido un problema fuerte de desalineación del tipo de cambio.

Para concluir con este primer acercamiento al desempeño del tipo de cambio, en la gráfica 3 se presenta la evolución del tipo de cambio real bilateral peso/dólar calculado conforme se menciona en la siguiente sección y el índice del tipo de cambio real que corresponde al concepto del tipo de cambio efectivo real definido en la sección anterior. Este cálculo lo realiza el Banco de México y es un índice que considera 111 países. En dicha gráfica se observa que ambos tipos de cambio guardan una estrecha correlación, es decir, cuando uno sube el otro también lo hace y viceversa. Se puede observar también la sobre-reacción del tipo de cambio durante la crisis financiera de 2008-2009.



Gráfica 3. México: Índice del TCR multilateral y TCR bilateral



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INEGI y del BLS de los EU.

4. El Modelo

a. Descripción de las variables utilizadas y de las relaciones entre ellas

Las variables utilizadas son, la balanza comercial en términos reales, el tipo de cambio real, la tasa de crecimiento del Indicador Global de la Actividad Económica, la tasa de crecimiento del Índice de la Producción Industrial (IPI) de los Estados Unidos. Se utilizaron datos mensuales para el período enero de 1993-junio de 2012. El cálculo de la balanza comercial se realizó a partir de los datos publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) en el Banco de Información Económica (BIE). Las series en dólares corrientes fueron deflactadas con el índice general de precios de las exportaciones e importaciones. El cálculo del tipo de cambio real se realizó con base en la siguiente expresión: $TCR = EP^*/P$, donde E es el tipo de cambio nominal, P* es el índice de precios al consumidor de los Estados Unidos (CPI), P es el índice nacional de precios al consumidor de México (INPC). Tanto la serie del tipo de cambio nominal como la del INPC se obtuvieron del BIE. La serie del índice de precios al consumidor de los Estados Unidos, Consumer Price Index

(CPI), se obtuvo de la página de internet de *Bureau Labor Statistics* del Departamento del Trabajo de los Estados Unidos.

Los datos del Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE) se obtuvieron del BIE y los del índice de la producción industrial de los Estados Unidos (IPI) fueron obtenidos de www.econstats.com.

Todos los índices fueron ajustados para que el período base fuera diciembre de 2011 ya que fue en ese período cuando la balanza comercial, en dólares corrientes, estuvo prácticamente en equilibrio ya que el déficit fue de 584 mil dólares.

El modelo se especifica de la siguiente manera:

$$BCR = \beta_0 + \beta_1 TCR + \beta_2 IGAETASA(-1) + \beta_3 IPITASA + \mu \quad (7)$$

Donde BCR es la balanza comercial deflactada por el índice general de precios de las exportaciones e importaciones; TCR es el tipo de cambio real; IGAETASA es la tasa de crecimiento del indicador global de actividad económica, el cual muestra la evolución de la actividad económica del país y se le considera un indicador de la tendencia o dirección de la actividad económica en el país en el corto plazo; IPITASA es la tasa de crecimiento del índice de la producción industrial de los Estados Unidos; μ representa la perturbación o término de error, que es una variable aleatoria, sustituye a todas aquellas variables que no han sido incluidas en el modelo pero que conjuntamente afectan a la variable dependiente.

Se supone que existe una relación positiva entre el tipo de cambio real y la balanza comercial ya que cuando el primero aumenta se espera que también lo hagan las exportaciones y que las importaciones se encarezcan y por lo tanto disminuyan. De manera similar, también se supone una relación positiva entre el índice de la producción industrial de los Estados Unidos y la balanza comercial ya que la mayor parte de las exportaciones mexicanas están dirigidas al mercado estadounidense y el mayor porcentaje de dichas exportaciones está constituido por manufacturas, por lo que es de esperar que cuando aumente el nivel de actividad industrial en los Estados Unidos también lo hagan las exportaciones mexicanas con el consecuente impacto positivo sobre la balanza comercial.

Por otro lado, se supone una relación negativa entre el índice global de la actividad económica y la balanza comercial ya que cuando aumenta el nivel de actividad económica aumentan las

importaciones, tanto las de consumo final como las de productos intermedios y bienes de capital, deteriorando de esta manera la balanza comercial.

b. Estimación del modelo y análisis de resultados

La estimación se realizó con la versión 7 del paquete econométrico E-Views.

Antes de estimar la ecuación, con el fin de garantizar que no se obtenga una relación espuria, se procedió a realizar la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentada.

Con base en los resultados del cuadro 1, se puede afirmar que las series de la balanza comercial deflactada, del tipo de cambio real, de la tasa de crecimiento del índice de la producción industrial de los Estados Unidos y de la tasa de crecimiento del indicador global de la actividad económica son estacionarias y por lo tanto se puede utilizar el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar una regresión entre dichas variables. Los resultados de dicha estimación se presentan a continuación.

La regresión estimada es:

$$BCR = -5521.340 + 494.901TCR - 25.57155IGAETASA(-1) + 65.03624IPITASA + \mu$$

(8)

De acuerdo con los resultados del cuadro 2, existe autocorrelación ya que el estadístico Durbin-Watson es notablemente inferior a 2, además de que el coeficiente de determinación es muy bajo y los coeficientes de las tasas de crecimiento del IGAE y del IPI no son estadísticamente significativos.

Cuadro 1. Prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada				
Null Hypothesis: BCR has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.283492	0.0168
Test critical ν_{α} 1% level			-3.45847	
5% level			-2.873809	
10% level			-2.573384	
Null Hypothesis: TCR has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.089001	0.0288
Test critical ν_{α} 1% level			-3.458594	
5% level			-2.873863	
10% level			-2.573413	
Null Hypothesis: IPITASA has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 14 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.560507	0.0073
Test critical ν_{α} 1% level			-3.460313	
5% level			-2.874617	
10% level			-2.573817	
Null Hypothesis: IGAETASA has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.137186	0.0253
Test critical ν_{α} 1% level			-3.460035	
5% level			-2.874495	
10% level			-2.573751	
Fuente: Elaboración propia				

De acuerdo con los resultados del cuadro 2, existe autocorrelación ya que el estadístico Durbin-Watson es notablemente inferior a 2, además de que el coeficiente de determinación es muy bajo y los coeficientes de las tasas de crecimiento del IGAE y del IPI no son estadísticamente significativos.

Cuadro 2. Resultados de la estimación de regresión de la balanza comercial				
Dependent Variable: BCR				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 1993M03 2012M06				
Included observations: 232 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5521.34	842.5162	-6.553394	0
TCR	494.9901	64.05429	7.727665	0
IGAETASA(-1)	-25.57155	30.02272	-0.85174	0.3953
IPITASA	65.03624	50.16101	1.29655	0.1961
R-squared	0.219022	Mean dependent var		943.1122
Adjusted R-sq	0.208746	S.D. dependent var		1738.371
S.E. of regress	1546.323	Akaike info criterion		17.54224
Sum squared r	5.45E+08	Schwarz criterion		17.60167
Log likelihood	-2030.9	Hannan-Quinn criter.		17.5662
F-statistic	21.31391	Durbin-Watson stat		0.212704
Prob(F-statisti	0			
Fuente: Elaboración propia				

Según Pérez (2007:127), el problema fundamental cuando existe autocorrelación en un modelo radica en que los estimadores MCO no son eficientes. Por el valor del estadístico D-W, sabemos que la autocorrelación es positiva. Así, el primer paso para corregir el problema de autocorrelación es detectar su orden, para lo cual se utiliza el correlograma residual, el cual se presenta en la figura 1.

Como se observa en la figura 1, los residuos presentan una estructura autorregresiva de orden uno AR(1), por lo que se procedió a estimar el siguiente modelo:

$$BCR = \beta_0 + \beta_1 TCR + \beta_2 IPITASA + \beta_3 IGAETASA(-1) + AR(1) + \mu \quad (9)$$

Los resultados se presentan en el cuadro 3. La estimación resultante es:

$$BCR = -2680.259 + 285.2424TCR - 21.57211IGAETASA(-1) + 39.01516IPITASA + 0.903999AR(1) + \mu \quad (10)$$

Esta nueva regresión presenta una mejor bondad de ajuste y no tiene problemas de autocorrelación, como se puede apreciar en el cuadro 3.

Autocorrelati		Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****		1	0.892	0.892	187.08	0
. *****	. *		2	0.825	0.141	347.64	0
. *****	. .		3	0.769	0.057	487.96	0
. *****	* .		4	0.689	-0.128	601.01	0
. *****	. .		5	0.624	-0.005	694.1	0
. ****	. *		6	0.59	0.125	777.72	0
. ****	. .		7	0.55	0.022	850.76	0
. ****	. *		8	0.547	0.17	923.18	0
. ****	. .		9	0.548	0.063	996.32	0
. ****	. .		10	0.537	-0.011	1066.9	0
. ****	. *		11	0.551	0.106	1141.4	0
. ****	. .		12	0.545	-0.036	1214.8	0
. ****	* .		13	0.498	-0.165	1276.3	0
. ***	* .		14	0.448	-0.131	1326.2	0
. ***	. *		15	0.42	0.098	1370.5	0
. ***	. *		16	0.392	0.098	1409	0
. ***	. *		17	0.381	0.095	1445.6	0
. ***	. .		18	0.365	-0.045	1479.4	0
. ***	. .		19	0.371	0.06	1514.6	0
. ***	. .		20	0.39	0.058	1553.6	0
. ***	. .		21	0.394	-0.035	1593.5	0
. ***	. .		22	0.401	0.025	1635.1	0
. ***	. .		23	0.406	-0.017	1677.9	0
. ***	. .		24	0.386	-0.05	1716.8	0
. **	* .		25	0.342	-0.101	1747.4	0
. **	* .		26	0.294	-0.067	1770.1	0
. **	. .		27	0.245	-0.049	1786.1	0
. *	. .		28	0.204	-0.058	1797.1	0
. *	. *		29	0.186	0.095	1806.4	0
. *	. *		30	0.19	0.147	1816.2	0
. *	. .		31	0.19	-0.027	1826	0
. **	. *		32	0.222	0.08	1839.3	0
. **	. .		33	0.243	0.004	1855.4	0
. **	. .		34	0.267	0.073	1874.9	0
. **	. .		35	0.283	-0.013	1896.9	0
. **	. .		36	0.29	0.039	1920.2	0

Fuente: Elaboración propia

El valor de 2.126931 del estadístico Durbin-Watson significa que no hay autocorrelación. El coeficiente de determinación de 0.847152 significa que el 84.7% de las variaciones en la balanza comercial es explicado por las variaciones en las variables independientes. El estadístico F indica que en conjunto los parámetros no son iguales a cero.

Cuadro 3. Resultados de la estimación de regresión de la balanza comercial con un proceso AR(1)					
Dependent Variable: BCR					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 1993M04 2012M06					
Included observations: 231 after adjustments					
Convergence achieved after 9 iterations					
Variable		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C		-2680.259	1125.71	-2.38095	0.0181
TCR		285.2424	78.01933	3.656048	0.0003
IGAETASA(-1)		-21.57211	8.502612	-2.537116	0.0119
IPITASA		39.01516	13.54543	2.880319	0.0044
AR(1)		0.903999	0.028556	31.65721	0
R-squared		0.84981	Mean dependent var		949.6092
Adjusted R-squared		0.847152	S.D. dependent var		1739.321
S.E. of regression		680.002	Akaike info criterion		15.90348
Sum squared resid		1.05E+08	Schwarz criterion		15.97799
Log likelihood		-1831.851	Hannan-Quinn criter.		15.93353
F-statistic		319.6896	Durbin-Watson stat		2.126931
Prob(F-statistic)		0			
Inverted AR Roots		0.9			

Todos los coeficientes son estadísticamente significativos y los signos fueron los esperados. Así, ante un aumento en el tipo de cambio real la balanza comercial mejora en 285.2424 millones de dólares a precios de diciembre de 2011. Cuando el IGAE aumenta en un punto porcentual la balanza comercial se deteriora en 21.57211 millones de dólares a precios de diciembre de 2011 y ante un aumento en la tasa de crecimiento del índice de la producción industrial de los Estados Unidos la balanza comercial mejora en 39.01516 millones de dólares a precios de diciembre de 2011.

Para verificar la ausencia de autocorrelación se utiliza la prueba de Breusch-Godfrey. Los resultados se presentan en el cuadro 4. Los valores para la F (0.2084) y la Chi-cuadrada (0.2027) son mayores que 0.05, lo que permite aceptar la ausencia de autocorrelación.

Cuadro 4. Prueba de correlación serial LM de Breusch-Godfrey				
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic		1.591666	Prob. F(1,225)	0.2084
Obs*R-squared		1.622632	Prob. Chi-Square(1)	0.2027
Fuente: Elaboración propia				

Una vez que se verificó la ausencia de autocorrelación, se procede a realizar la prueba de heteroscedasticidad de White. Los resultados se presentan en el cuadro 5. Se observa en dicho cuadro que los valores-p de la F y de los términos cruzados son mayores que 0.05, lo que permite aceptar la ausencia de heteroscedasticidad al 95%.

Cuadro 5. Prueba de heteroscedasticidad de White				
Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic		1.609406	Prob. F(4,226)	0.1728
Obs*R-squared		6.397808	Prob. Chi-Square(4)	0.1713
Scaled explained SS		10.46469	Prob. Chi-Square(4)	0.0333
Fuente: Elaboración propia.				

Interesa ahora determinar el sentido de la relación entre las variables, esto si hay alguna causalidad entre ellas y la dirección de la misma. Esto se hace con la prueba de causalidad de Granger, la cual solo tiene sentido si las variables están cointegradas. Así que primero hay que determinar si existe cointegración entre las variables para lo cual se procede a efectuar la prueba de raíz unitaria a los residuales. Los resultados se presentan a continuación en el cuadro 6.

Cuadro 6. Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller				
Null Hypothesis: RESID03 has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-16.12655	0
Test critical values:		1% level	-3.458719	
		5% level	-2.873918	
		10% level	-2.573443	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Fuente: Elaboración propia				

En el cuadro 6 se puede observar que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo que las variables cointegran, con lo que se puede proceder a realizar la prueba de causalidad de Granger. Los resultados se presentan en el cuadro 7.

Cuadro 7. Pruebas de causalidad de Granger.				
Pairwise Granger Causality Tests				
Sample: 1993M02 2012M06				
Lags: 5				
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.	
TCR does not Granger Cause BCR	228	2.31061	0.0452	
BCR does not Granger Cause TCR		1.43926	0.2113	
IGAETASA does not Granger Cause BCR	228	5.49518	9.00E-05	
BCR does not Granger Cause IGAETASA		2.87054	0.0157	
IPITASA does not Granger Cause BCR	228	3.41926	0.0054	
BCR does not Granger Cause IPITASA		3.82731	0.0024	
IGAETASA does not Granger Cause TCR	228	2.21744	0.0537	
TCR does not Granger Cause IGAETASA		3.82319	0.0024	
IPITASA does not Granger Cause TCR	228	1.00019	0.4185	
TCR does not Granger Cause IPITASA		2.56113	0.0282	
IPITASA does not Granger Cause IGAETASA	228	9.40848	4.00E-08	
IGAETASA does not Granger Cause IPITASA		26.8152	4.00E-21	
Fuente: Elaboración propia.				

De acuerdo con estos resultados, no se puede rechazar la hipótesis de que la balanza comercial no causa en el sentido de Granger al tipo de cambio real mientras que si se puede rechazar la hipótesis de que el tipo de cambio real no causa en el sentido de Granger a la balanza comercial, por lo que se puede afirmar que la causalidad va del tipo de cambio real a la balanza comercial.

Hay causalidad bidireccional, en el sentido de Granger, entre la tasa de crecimiento del índice global de la actividad económica y la balanza comercial, lo mismo que entre la balanza comercial y la tasa de crecimiento del índice de la producción industrial de los Estados Unidos.

Por otro lado, no se puede rechazar la hipótesis de que la tasa de crecimiento del índice global de la actividad económica no causa en el sentido de Granger al tipo de cambio real pero si se puede rechazar la hipótesis de que el tipo de cambio real no causa en el sentido de Granger a la tasa de crecimiento del índice global de la actividad económica, con lo que la causalidad va del tipo de cambio real a la tasa de crecimiento del índice global de la actividad económica.

No se puede rechazar la hipótesis de que la tasa de crecimiento del índice de la producción industrial de los Estados Unidos no causa en el sentido de Granger al tipo de cambio real, pero sí la hipótesis de que el tipo de cambio real no causa en el sentido de Granger a la tasa de crecimiento del índice de la producción industrial de los Estados Unidos, por lo que la causalidad va del tipo de cambio real a la tasa de crecimiento del índice de la producción industrial de los Estados Unidos.

Finalmente, hay causalidad bidireccional en el sentido de Granger entre la tasa de crecimiento del índice global y la tasa de crecimiento del índice de la producción industrial de los Estados Unidos.

5. Conclusiones

El tipo de cambio, en cualquiera de sus modalidades (nominal, real o de equilibrio) es uno de los macro precios clave de la economía. Sus variaciones provocan cambios importantes en el sistema de señales de la economía. Reviste particular importancia el tipo de cambio real, el cual es una variable determinante de la competitividad de la economía.

El tipo de cambio real es un determinante importante de la balanza comercial real. En este caso, se encontró que la causalidad va del tipo de cambio real a la balanza comercial. Es decir una depreciación real de la moneda conduce a un mejoramiento en la balanza comercial. Además, existe causalidad bidireccional entre la tasa de crecimiento del indicador global de actividad económica y la balanza comercial real, esto significa que un aumento en la tasa de crecimiento del indicador global de la actividad económica provoca cambio en la balanza comercial real pero también los cambios en la balanza comercial real inducen cambios en la tasa de crecimiento del indicador global de actividad económica. También hay causalidad bidireccional entre la tasa de crecimiento del índice de producción industrial de los Estados Unidos y la balanza comercial real.

Es de destacar el hecho de que en el caso de México la depreciación real de la moneda no tiene efectos contractivos sino que cuando aumenta el tipo de cambio real también lo hace la tasa de crecimiento del indicador global de actividad económica, yendo la causalidad del tipo de cambio real al indicador global de actividad económica. Esto ratifica la importancia del tipo de cambio real como un elemento determinante de la competitividad.

REFERENCIAS

Alonso, J. y Maeso, F. (2003). Balanza de pagos, equilibrio externo y tipo de cambio. En Alonso, J. (Ed.), *Lecciones sobre economía mundial, introducción al desarrollo y a las relaciones económicas internacionales* (206-232). Madrid: Thomson Civitas.

Dang Trung, L. (2009). Trade competitiveness and exchange rate policies: Recent issues and lessons for developing economies, *ARTNeT GMS NOTES*, Asia-Pacific Research and Training Network on Trade, Brief No. 2. Recuperado de <http://www.unescap.org/tid/artnet/mtg/GMS%20Notes%20No.%202%20-%20Trung.pdf>

Econstats. Industrial Production Index. Recuperado de www.econstats.com.

Ingaramo, J. (2004). Reflexiones sobre tipo de cambio real y competitividad. Datos sobre el agro argentino. *Agro claves*, 1(3), 24-33.

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), Banco de Información Económica. <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>

Jiménez, F. (1998), *Notas sobre la determinación y dinámica del tipo de cambio*. Documento de Trabajo Núm. 158. Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú.

Kharroubi, E. (2011). The trade balance and the real exchange rate. *BIS Quarterly Review*, September, 33-42.

Pugel, T. (2004). *Economía internacional*. Madrid: McGraw-Hill.

UNCTAD (2004), *Trade and development report 2004*. New York: United Nations.

United Nations and World Trade Organization (2012), *A Practical guide to trade policy analysis*, New York: United Nations.

United States Department of Labor (2012). Bureau of Labor Statistics. *Consumer Price Index - All Urban Consumers*. Recuperado de <http://data.bls.gov/cgi-bin/surveymost>