



# DETERMINANTES DE LA BALANZA COMERCIAL EN MÉXICO, 2000-2014.

DETERMINANTS OF THE TRADE BALANCE IN MEXICO, 2000-2014.

Recepción: 2 de Febrero del 2018

Aceptación: 2 de Marzo del 2018

Publicación: 30 de Abril del 2018

Juan Carlos Mruez Ortiz <sup>1</sup>

## RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es determinar empíricamente las principales variables macroeconómicas que influyen en los movimientos de la balanza comercial dentro de la economía mexicana para el período 2000.I-2014.II, mediante datos trimestrales. A través de la metodología de vectores de corrección de error (VEC), encontramos que una depreciación del tipo de cambio real, así como un aumento en la actividad económica del país son factores que presionan hacia un superávit en la balanza comercial de México. Mientras que un incremento en la producción industrial de Estados Unidos tiene un efecto inverso.

**Clasificación JEL:** F11, F14

## PALABRAS CLAVE

**Condición Marshall-Lerner, Lerner Depreciación, Tipo de cambio, Balanza Comercial**

## ABSTRACT

The objective this paper is to empirically determine the main variables macro that influence the movements of the trade balance in the Mexican economy for the period 2000.I-2014.II. Through the methodology of Vector Error Correction (VEC's), we find that a depreciation of the real exchange rate and an increase in economic activity in the country are factors that push towards a surplus in the trade balance of Mexico. While an increase in industrial production in the United States has a reverse effect.

**JEL Classification:** F11, F14

## KEY WORDS

**Marshall-Lerner condition, Depreciation, Exchange Rate, Balance of Trade**

<sup>1</sup>Profesor-Investigador de Tiempo Completo en la Universidad Politécnica Metropolitana de Hidalgo (UPMH), adscrito al programa educativo en Administración y Gestión de Pymes.

El autor es el único responsable de lo que se dice u omite en el presente trabajo. Correo electrónico: jortiz@upmh.edu.mx

DOI: <http://doi.org/10.18583/umr.v3i1.143>

Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

No. de Reserva 04-2014-08111025600-203

ISSN: 2007-977X

2018

La balanza comercial es una de los indicadores más importantes para una economía pequeña y abierta dentro de un contexto de apertura comercial y financiera que es una de las principales características de la economía mexicana a partir de mediados de la década de los 90. La importancia en el estudio de este indicador es fundamental, debido a que permite visualizar el dinamismo que tiene el comercio de un país con el exterior y además posibilita determinar qué sectores son los más activos en la generación de empleo. Por lo cual, se considera que el comercio exterior es uno de los principales motores de la economía.

Reconocer la relación que guarda la balanza comercial de México con sus principales determinantes macroeconómicos tales como: el tipo de cambio real, la actividad económica nacional y el dinamismo de la economía de los Estados Unidos han sido históricamente complejas y difícil de dilucidar a corto y largo plazos. Por lo cual, es uno de los temas más debatidos dentro de la literatura económica nacional.

Esto se debe a que existen posturas opuestas sobre como las apreciaciones y depreciaciones del tipo de cambio real afectan a la balanza comercial. Galindo y Guerrero (1997), documentan que existe un consenso bien definido de economistas tales como: Dornbusch y Werner, quienes piensan que mantener un tipo de cambio real competitivo es una mejor política que la de propiciar apreciaciones cambiarias debido a que éstas últimas tienden a detener el crecimiento económico ya que generan un creciente déficit comercial. Mientras que economistas como: Krugman, Taylor y entre otros, piensan que las depreciaciones del tipo de cambio real que tienen por objetivo mejorar la competitividad de la economía en realidad producen serios efectos negativos sobre la trayectoria del producto en el largo plazo.

En el presente trabajo se pretende profundizar sobre el análisis de las relaciones de largo plazo que guardan la balanza comercial, el tipo de cambio real, la actividad económica nacional y la actividad industrial de nuestro principal socio comercial. Por lo que esperamos que en el largo plazo existan relaciones parecidas a las propuestas por

Dornbusch y Werner (1994), en el sentido que las depreciaciones cambiarias generan un superávit comercial.

Por lo tanto, el documento se encuentra estructurado de la siguiente manera: en la sección primera se discuten los principales aspectos teóricos del trabajo. Para el siguiente apartado se plantean los principales hechos estilizados de las variables involucradas en la estimación estadística. Para la sección tercera se presenta la metodología econométrica propuesta. En la cuarta sección se procede a realizar la estimación estadística y se discuten los resultados econométricos. Finalmente, se establecen las conclusiones principales.

## I. Aspectos teóricos

En la teoría económica se establece una importante relación entre las depreciaciones del tipo de cambio real y la balanza comercial. Dicha relación es conocida por la condición o teorema de Marshall-Lerner. Formalmente, dicho teorema es una relación empírica que establece que las depreciaciones reales del tipo de cambio provocan un aumento en las exportaciones y ayudan a mejorar la balanza comercial en el corto plazo. Sin embargo, para que este resultado prevalezca es fundamental que la suma de las elasticidades precio de las importaciones y de las exportaciones sean mayores a 1 en términos de valor absoluto (Blanchard, Amighini y Giavazzi, 2012).

La condición empírica se debe a que una disminución de los precios relativos de los bienes transables repercutirá en un aumento de la demanda externa de estos bienes, lo que implica también una caída de las importaciones de manera simultánea. Ambos efectos incidirán sobre la balanza comercial, pero la cuantía del efecto dependerá de las elasticidades relativas de la demanda de estos bienes a los precios, de esta manera, si la demanda de los bienes exportados es elástica, mayor será su demanda en relación a la disminución de los precios, lo que provocará el mejoramiento de la balanza comercial. Por otro lado, si la demanda de los bienes importados es también elástica respecto a los precios, el egreso total por importaciones será cada vez menor y el efecto tendrá un impacto positivo sobre la balanza comercial.

Dentro del ámbito internacional, la condición Marshall-Lerner, ha sido debatida ampliamente. De acuerdo con Bustamante y Morales (2009: 107) dicha hipótesis no ha podido ser corroborada de manera amplia dado que "los trabajos clásicos realizados Houthankker y Magge (1969), Khan (1974), Goldstein y Khan (1978), Wilson y Takaes (1979), Warner y Kreinin (1983), Krugman y Baldwin (1987), en general han concluido en contra de la condición Marshall-Lerner." Sin embargo, hacen hincapié que todos los trabajos mencionados se encuentran estimados a través de la técnica de mínimos cuadrados ordinarios (OLS), la cual presenta regresiones espurias cuando se utilizan series no estacionarias, tal y como es el caso de los trabajos anteriores.

A través de métodos estadísticos modernos que toman en cuenta la problemática de las series no estacionarias se encuentran los modelos multivariados de series de tiempo. En particular la metodología de la cointegración propuesta por Engle y Granger (1987), así como por Johansen (1988 y 1992) que poseen la virtud principal de estimar la presencia de relaciones de largo plazo entre las variables, además de considerar el número de relaciones estables, las condiciones de exogeneidad prevalecientes y sus relaciones de causalidad.

Todas estas propiedades de estimación son un punto de partida eficiente para evaluar cuantitativamente el cumplimiento del teorema señalado.

Mediante esta técnica estadística, Bustamante y Morales (2009: 107) señalan que los estudios han sido numerosos y que entre los más influyentes se encuentran los efectuados por "Bahmani-Oskooee y Nirooman (1998), Coparale y Chui (1999) y Rose y Yellen (1989), en los cuales se concluye que no se cumple la curva J2 para los países pertenecientes al G-7. El mismo estudio fue realizado por estas últimas autoras al año siguiente, pero ahora para ciertos países en desarrollo y nuevamente rechazaron la presencia de la curva J. Por otro lado, Onafowara (2003), al utilizar datos del comercio bilateral entre Estados Unidos y Japón encuentra evidencia a favor de la existencia de la curva J en algunos países del este asiático."

---

<sup>2</sup>La llamada curva J representa el empeoramiento inicial de la balanza comercial provocada por una depreciación real, seguida de una mejora en la balanza comercial (Blanchard, et al., 2012).

Para el caso latinoamericano, destacan los trabajos de Bustamante y Morales (2009), para el caso peruano y el de Rendón y Ramírez (2005) para la economía colombiana, en ambos estudios se aplica la técnica de cointegración a la Johansen (1992).

Para este último trabajo los autores concluyen la presencia de la condición Marshall-Lerner para Colombia y además puntualizan los efectos tanto positivos como negativos que ejerce la tasa de crecimiento de la economía de los Estados Unidos sobre su balanza comercial. Para el caso de Perú, los autores sostienen que existe evidencia suficiente que satisface el teorema de Marshall-Lerner, pero no así la existencia de la curva J<sup>2</sup> en Perú. Finalmente, encuentran que las variables que determinan los cambios en la balanza comercial de la economía peruana es en particular: el tipo de cambio real y las importaciones mundiales. Mientras que el producto interno bruto del Perú no tiene efectos significativos sobre los movimientos de su balanza comercial.

En México los estudios sobre la validez de la condición Marshall-Lerner no son totalmente concluyentes ya que para Guerrero de Lizardi (2004), existe evidencia suficiente para validar dicha condición. Sin embargo, Garcés (2002), encuentra lo contrario ya que en su estudio la suma de las elasticidades precio es menor a la unidad, por lo que concluye que una depreciación del tipo de cambio real provoca un déficit en el saldo de la balanza comercial.

Es importante precisar que dentro del trabajo no tenemos como objetivo principal validar empíricamente la condición de Marshall-Lerner, sino determinar dinámicamente las variables que influyen en los movimientos de la balanza comercial de la economía mexicana. Para lo cual, se analizan las relaciones existentes entre el saldo de la balanza comercial, el tipo de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso del resto del mundo<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup>Debido al amplio grado de integración que tienen muchos sectores la economía mexicana con la estadounidense y al ser este último su principal socio comercial, se tomará como variable proxy del ingreso mundial al índice de producción industrial de Estados Unidos.

Por otro lado, es importante matizar que dentro de la teoría económica no existe un consenso unificado sobre el mecanismo de transmisión y los efectos dinámicos entre las variables involucradas y por tanto, de sus relaciones de causalidad. Por lo que es pertinente utilizar un modelo multivariado de series de tiempo con la intención de poder determinar la exogeneidad entre las variables o en su caso verificar si el sistema a calcular es endógeno. La muestra de las series utilizadas es de frecuencia trimestral para el período de 2000.I a 2014.II

## II. Algunos hechos estilizados sobre la balanza comercial y sus determinantes

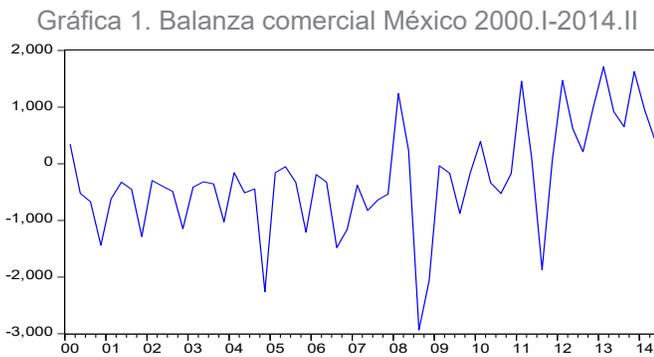
Nuestro análisis empírico comienza a partir del año 2000 mediante datos trimestrales y finaliza en el segundo trimestre de 2014. En la gráfica 1 podemos observar que el saldo de la balanza comercial<sup>4</sup> hasta finales de 2007 se mantenía persistentemente negativo. Sin embargo, a principios del año 2008 la balanza comercial revierte su tendencia y tiene un pico positivo, el cual a su vez se restablece en los siguientes años.

---

<sup>4</sup>El saldo de la balanza comercial no le fueron descontado las exportaciones petroleras, lo que implica que puede diferir respecto a la misma variable a la cual se le haya descontado dicho rubro.

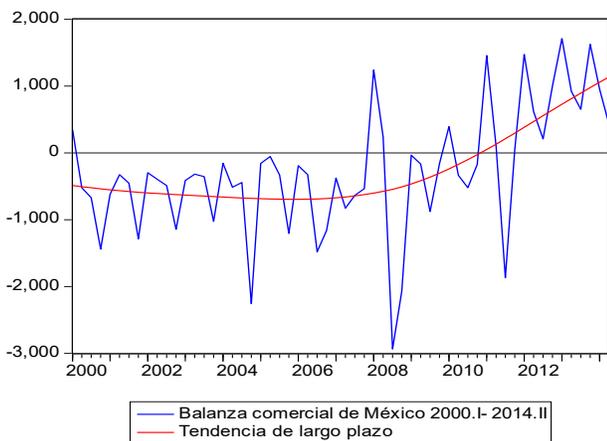
Estas variaciones pueden ser explicados por los primeros síntomas de la gran recesión mundial que comenzó a finales de ese año, y que sus efectos aún permanecen sobre todo en las economías industrializadas y que tales secuelas se han visto reflejado en las economías emergentes con un saldo negativo de la balanza comercial, ya que los países llamados “ricos” han reducido su comercio con los países de “ingreso medio y bajo” debido a que su ingreso nacional ha descendido de manera importante, por lo cual sus importaciones se han visto reducidas durante los años señalados por la recesión. Sin embargo, a inicios de 2010 comienza en México una tendencia positiva en el saldo de la balanza, debido a la recuperación del ingreso de las economías avanzadas, que aunada a una depreciación cambiara registrada a finales de 2008 y sostenida en 2009, ha provocado que el saldo de la balanza presente una recuperación en su tendencia de largo plazo, la cual es calculada a través de un filtro de Hodrick-Prescott.<sup>5</sup>

<sup>5</sup>El Filtro de Hodrick- Prescott, es un método para extraer el componente de largo plazo de una serie de tiempo, descompone la serie en dos componentes, uno de tendencia y otro de ciclo. El ajuste de sensibilidad para la extracción de dichos componentes se obtiene a través de un factor multiplicativo  $\lambda$ , que para series trimestrales se sugiere un valor de  $\lambda = 1600$ . Gráfica 1. Balanza comercial de México 2000.I-2014.II



Fuente: Cálculos propios con datos de INEGI

Gráfica 2. Tendencia de largo plazo de la balanza comercial 2000.I-2014.II



Fuente: Cálculos propios con datos de INEGI

Por otro lado, analizamos el comportamiento del tipo de cambio dado que es una de las variables más importantes dentro de la economía, ya que esta es una variable clave para el diseño de la política económica y se encuentra estrechamente vinculada con el desempeño de diversas variables macroeconómicas como son: la inflación, los tipos de interés y el saldo de la balanza comercial, entre otras<sup>6</sup>.

<sup>6</sup>Un ejemplo particular, es el efecto que tiene las fluctuaciones del tipo de cambio sobre la inflación interna y que es conocida como Pass-Through (traspaso del tipo de cambio a precios).

El tipo de cambio real proporciona una medida de valor del dólar en términos de su poder de compra y se calcula multiplicando el tipo de cambio nominal, por la razón del índice de precios de México y Estados Unidos.

El tipo de cambio real<sup>7</sup> en México se presenta en la gráfica 3, el cual muestra una tendencia errática a través del tiempo, debido a que en el año de 2002 obtuvo su pico más bajo, a partir de ese momento ha presentado un incremento. El cual, no obstante, a su alza se ha comportado de manera estable hasta el inicio de la llamada recesión mundial.

Durante el inicio de la "crisis mundial" en 2008, el tipo de cambio se depreció en 40.6%, mientras que para los años de 2011 y 2012, se han presentado depreciaciones más moderadas de un orden del 10.8% y 13% respectivamente. Tales efectos pueden observarse mediante el análisis de la gráfica 3, dado que al trazar una línea promedio de la trayectoria del tipo de cambio podemos determinar el cambio en el nivel de depreciación ya que hasta antes de la crisis su nivel era entre cinco a seis y durante la crisis rebasó esa cifra.

A partir de la recuperación económica de los países industrializados la depreciación del tipo de cambio ha regresado a su nivel previo a la crisis, lo que implicaría un ajuste gradual de la balanza comercial para los siguientes años ya que el peso vuelve a tener un cierto nivel de apreciación frente al dólar, condición que prevalecía hasta antes de la crisis.

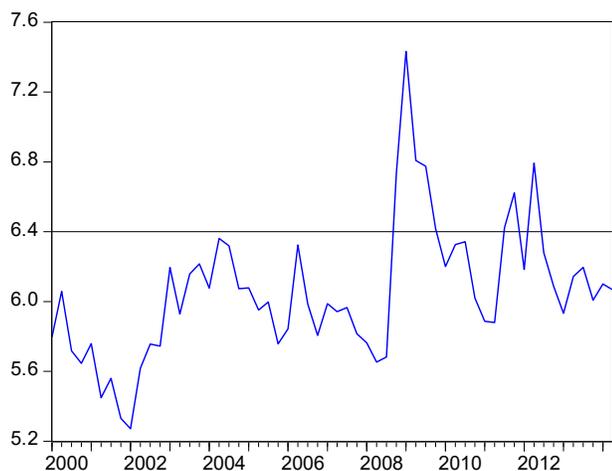
Por tanto, es notorio que excluyendo la crisis económica y financiera mundial el tipo de cambio en México sigue una tendencia de apreciación frente al dólar, lo cual es visible gracias a las grandes flujos de capital que ha tenido la economía mexicana en las últimas décadas lo que ha generado aumentos continuos de las reservas internacionales en poder del Banco de México, tal y como muestra la gráfica 4. No obstante, dicha estrategia de acumulación de reservas ha ayudado a mantener estable la inflación doméstica y cercana a su meta propuesta por el instituto central, pero que obliga a la apreciación cambiara y disminuye la competitividad de los

DOI: <http://doi.org/10.18583/umr.v3i1.143>

Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

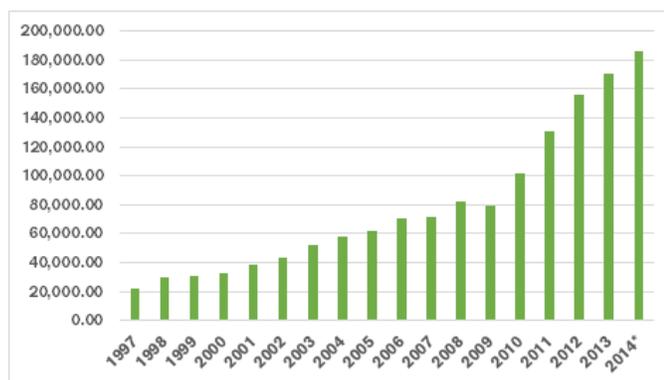
bienes transables mexicanos, lo que ayuda a persistentes saldos deficitarios de la balanza comercial.

Gráfica 3. Tipo de cambio real de México 2000.I-2014.II



Fuente: Centro de Estudios de las Finanzas Públicas, Cámara de Diputados.

Gráfica 4. Reservas internacionales anuales en México 1997-2014



\*Dato preliminar hasta 10/10/2014.

Fuente: Centro de Estudios de las Finanzas Públicas de la Cámara de Diputados.

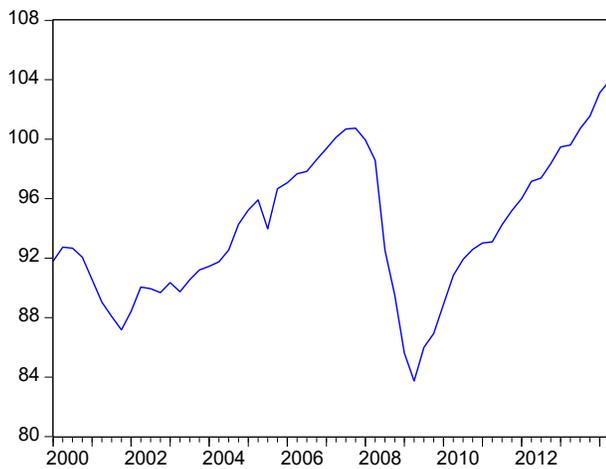
Por otra parte, en una economía abierta como la mexicana se esperaría un alto nivel de comercio entre sus principales socios comerciales. Es por ello, que el comercio exterior representa el 60% del PIB de México y su principal socio comercial son los Estados Unidos de Norteamérica (EE.UU), ya que las exportaciones que se operan con éste país es de un orden cercano al 80% (Díaz y Vergara, 2011).

Dentro de la literatura económica es importante analizar la relación que existe entre el ingreso mundial y el comercio de un país, dónde se asume que un aumento del producto internacional provoca un aumento de las exportaciones. Debido a que el comercio de la economía mexicana se encuentra estrechamente vinculada con la economía norteamericana asumiremos que las fluctuaciones del producto estadounidense son una proxy del ingreso mundial. Por lo que un crecimiento del ingreso de los Estados Unidos provocara un aumento de las exportaciones de México y de manera inversa una desaceleración de la economía americana disminuirá las exportaciones mexicanas.

Sin embargo, dentro de nuestro trabajo no tomamos directamente el PIB total de los Estados Unidos, sino el PIB industrial de ese país, debido a que dentro de la composición de las exportaciones, México vende a Estados Unidos bienes tales como: petróleo crudo, bienes manufacturados y productos agrícolas (INEGI, 2014), y no insumos intermedios que pueden ser útiles para la industria norteamericana con el objetivo producir bienes finales. Por tanto, dentro del trabajo asumimos que el PIB industrial de los Estados Unidos, no tiene efectos significativos sobre el saldo de la balanza comercial de México.

En la Gráfica 5, podemos verificar la trayectoria del PIB industrial de los Estados Unidos durante el período en estudio, medido a través de su índice. El desempeño del PIB industrial muestra las caídas registradas por la economía norteamericana particularmente las efectuadas en la crisis de 2001 y la "gran crisis" de 2008-2009, siendo la más significativa esta última.

Gráfica 5. Índice del PIB Industrial de Estados Unidos



Fuente: Economagic.

Otro variable importante que influye en la trayectoria del saldo de la balanza comercial es el comportamiento de la producción nacional, dado que se reconoce que un aumento del ingreso nacional aumenta el nivel de importaciones y presiona hacia un déficit comercial. Por tanto, es importante reconocer el desempeño que ha tenido la actividad económica en México (Blanchard, et al., 2012).

Por tanto, hemos incluido la variable del IGAE que es un índice que mide la tendencia de la actividad económica global de la economía mexicana en el corto plazo. Dicha variable puede ser interpretada como una medida proxy del PIB nacional.<sup>8</sup> La trayectoria de la serie del IGAE sigue una tendencia similar al índice de producción industrial del PIB de Estados Unidos, debido a la estrecha relación que existe entre la economía norteamericana y la de México. Ambas variables tienen una correlación cercana al 61%.<sup>9</sup> Por tal motivo, es normal que el IGAE presente las mismas caídas en los años de crisis presentadas por la economía de los Estados Unidos. Por tanto, dicho índice muestra una desaceleración de la actividad económica de México para el año de 2001. Sin embargo, la crisis tuvo efectos más prolongados ya que la desaceleración se mantuvo hasta mediados de 2002.

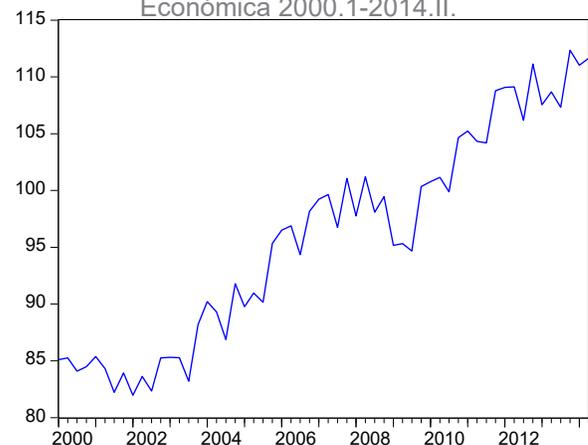
Por su parte, para la gran crisis mundial de 2008-2009, la economía mexicana tuvo un mejor desempeño que la de Estados Unidos, lo cual no es sorprendente debido a que la crisis tuvo su origen particularmente en ese sistema financiero y por la ineficacia de la política monetaria antes y durante la crisis ya que las tasas de interés en los Estados Unidos ya eran demasiado bajas (Villagómez y Navarro, 2010).

Lo que en estas circunstancias condiciona la efectividad de la política monetaria, por lo cual las medidas fiscales contra-cíclicas debieron adoptarse. En este ambiente, muchos países debieron implementar dichas medidas y México no fue la excepción. Sin embargo, dicho impacto aún se sigue discutiendo, pero lo que es claro es que en términos de producción la economía mexicana resintió en menor medida los efectos de la crisis que su homóloga norteamericana (Villagómez, et al., 2010).

<sup>8</sup>Utilizar el IGAE como medida proxy del ingreso nacional y no el PIB trimestral es más favorable en nuestra estimación estadística debido a que al ser un índice facilita el cálculo de una probable relación de cointegración.

<sup>9</sup>La correlación muestra una relación positiva y estadísticamente significativa con una t-estadística igual a 5.837. Es importante mencionar que la correlación a pesar de ser significativa no implica un sentido de causalidad.

Gráfica 6. Índice Global de la Actividad Económica 2000.1-2014.II.



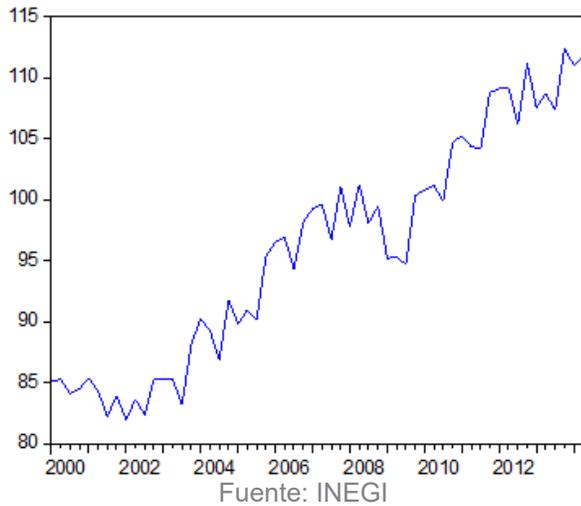
Fuente: INEGI

DOI: <http://doi.org/10.18583/umr.v3i1.143>Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

<sup>9</sup>Utilizar el IGAE como medida proxy del ingreso nacional y no el PIB trimestral es más favorable en nuestra estimación estadística debido a que al ser un índice facilita el cálculo de una probable relación de cointegración.

Gráfica 6. Índice Global de la Actividad Económica 2000.1-2014.II.

Gráfica 6. Índice Global de la Actividad Económica 2000.I-2014.II.



### III. METODOLOGÍA

El análisis de regresión aplicada a las series de tiempo son problemáticas, dado que pueden arrojar relaciones espurias (Newbold & Granger, 1974). En particular, se pueden inferir falsas relaciones de causalidad debido a que las series son *no estacionarias*. Por tanto, es fundamental el concepto de cointegración de las series de tiempo en la literatura econométrica.

El concepto de cointegración implica la existencia de una relación de equilibrio de por lo menos dos series que presentan raíces unitarias a lo largo del tiempo (Stock y Watson, 2012).

Por lo cual, dos o más series de tiempo con tendencias estocásticas pueden evolucionar de manera conjunta a largo plazo que puede parecer que tienen el mismo componente tendencial. Es decir, poseen una tendencia común.

En términos generales la cointegración propuesta por Engle y Granger (1987), se lleva a cabo cuando las series presentan una raíz unitaria o un orden de integración  $I(1)$ <sup>10</sup>. Formalmente, sea  $Y_t$  un vector  $n \times 1$  de series con orden de integración  $I(1)$ , puede provocar una combinación lineal de éstas, ya que debe existir un vector de parámetros de dimensión  $n \times 1$ , tal que  $\beta'Y_t$  sea de orden  $\beta$  de integración  $I(0)$ , lo que implica que dicho vector es estacionario. Por tanto, se dice que las variables contenidas en el vector  $Y_t$  están cointegradas.<sup>11</sup>

Debido a que nuestro sistema de información posee en su mayoría variables  $I(1)$ , es pertinente utilizar el modelo de cointegración propuesto por Johansen (1982 y 1992) con lo cual podemos encontrar las relaciones de largo plazo existentes y el correspondiente modelo de corrección de error. Dicho procedimiento plantea en esencia la utilización de un modelo VAR sin restricciones con el objetivo de encontrar la presencia de variables no estacionarias y por tanto, sus posibles tendencias comunes y sus relaciones de cointegración de largo plazo.

A partir de dicho procedimiento se determina el rango de cointegración para después determinar el valor de una matriz  $\beta$  de vectores de cointegración, la cual está asociada con una matriz  $\alpha$  que se encuentra ligada con el modelo VAR inicial, a partir de ellas puede estimarse una matriz  $\Pi = \alpha\beta'$ . Finalmente, se estima un modelo VAR incorporando las relaciones de cointegración encontradas previamente y de esta manera estimar los coeficientes relacionados a las variables cointegradas (Johnston y Dinardo, 1997).

“El procedimiento de Johansen es el más poderoso en la prueba de cointegración ...y porque estima con precisión el número de relaciones de cointegración, a la vez que permite encontrar -dentro de la misma estimación- la ecuación de corrección de error” (Loría, 2007:289).

<sup>10</sup>El orden de integración es el número de veces que debe aplicarse la diferencia para que la serie sea estacionaria.

<sup>11</sup>La cointegración entre varias series se revela por la estacionariedad de los residuales de la regresión de la variable dependiente sobre las independientes. Metodologías más rigurosas pueden encontrarse en las propuestas por Engle & Granger (1987) y Johansen (1988).

Por lo cual, la ecuación de corrección de error se encuentra caracterizado por el hecho de que la variable endógena no se desviará por periodos prolongados de los valores promedio de las variables exógenas ya que poseen una relación de largo plazo. Por lo tanto, la corrección del error tiene por objetivo retornar el equilibrio de largo plazo a la variable endógena ya que el corto plazo pueden existir desajustes pero éstos serán únicamente temporales.

## IV. Discusión de Resultados

Con la intención de hacer inferencia estadística a partir de los hechos estilizados presentados con anterioridad, a continuación nos concentramos en las variables que participan en el modelo econométrico que usamos de base y constituye nuestro sistema de información completo y  $f$  (bal, tcr, ipusa, igae).

Dónde: BAL: balanza comercial; tcr: tipo de cambio real; ipusa: índice de la producción industrial de Estados Unidos; igae: índice global de la actividad económica.

En virtud de que todas las variables a excepción de la balanza comercial son  $I(1)$ , es pertinente usar el procedimiento de cointegración de Johansen (1988 y 1992). Por lo cual podemos obtener las relaciones de largo plazo y su correspondiente modelo corrección de error. En este sentido no partimos de una relación económica *a priori*, sino que dejamos que los datos indiquen libremente los vectores de cointegración existentes y los mecanismos de ajuste dinámicos

De acuerdo a la prueba de la traza y del máximo eigenvalor se encontró la existencia de al menos un vector de cointegración.<sup>13</sup> Al realizar las pruebas de exogeneidad y de identificación del sistema se encontró que todo el conjunto es endógeno.<sup>14</sup> Por lo cual, cualquier variable de nuestro sistema de información puede ser utilizada como variable endógena.

<sup>12</sup>Las variables en minúsculas indican logaritmos. Mientras que las mayúsculas indican niveles. Los datos de balanza comercial, tipo de cambio real e IGAE fueron tomados del INEGI y el índice de la producción industrial de Estados Unidos fue tomado de economagic. Además todas las series presentan un orden de integración  $I(1)$ . (véase anexo estadístico).

<sup>13</sup>Estadístico de la traza a 95% de nivel de confianza: 24.275 (0.2024). Mediante el estadístico del máximo eigenvalor a 95% de nivel de confianza: 17.797 (0.3571).

A través de los criterios de Akaike-Schwartz, Hannan-Quinn y una variable dummy de ajuste se encontró que el número óptimo de rezagos es 4, de lo que resulta que la ecuación estimada es:

$$\text{BAL} = 9278.140\text{tcr} - 7652.227\text{ipusa} + 4123.836\text{igae}$$

$$t = (3.296) \quad (-6.286) \quad (2.443)$$

El modelo VEC, además de pasar todas las pruebas de correcta especificación<sup>15</sup>, muestra relaciones teóricas importantes.

Debido a que la balanza comercial se encuentra en niveles y el resto de las variables en logaritmos tenemos una forma funcional conocida por nivel-log<sup>16</sup>.

Por tanto, una depreciación en 1% del tipo de cambio real provoca que la balanza comercial sea superavitaria en 92.781 millones de pesos. Mientras que un aumento del uno por ciento en la producción industrial de Estados Unidos provoca un efecto deficitario de la balanza comercial en México en 76.522 millones de pesos, lo que implica que el crecimiento de la producción industrial no tiene efectos superavitarios sobre la balanza comercial. Dicho resultado es contrario a lo postulado por la teoría económica. Sin embargo, es necesario mencionar que el PIB industrial de Estados Unidos solo refleja las variaciones que sufre ese sector y no muestra el efecto del ingreso total de la economía norteamericana a las exportaciones mexicanas, tal y como postula la teoría.

<sup>14</sup>Todas las variables muestran ser endógenas al 95% del nivel de confianza a excepción de la serie del índice de producción industrial de Estados Unidos que es endógena al 90%. Dichos resultados fueron encontrados mediante de las pruebas de causalidad en el sentido de Granger.

<sup>15</sup>Autocorrelación: LM(11)= 14.505 (0.5611); Normalidad (JB)= 65.065 (0.1662); Heterocedasticidad (N.C.)= 359.705 (0.4945)

<sup>16</sup>Debido a la forma funcional nivel-log, los resultados no pueden interpretarse directamente como elasticidades. Por lo cual, se interpretan como una combinación de variaciones porcentuales a cambios en niveles.

Sin embargo, tenemos un resultado relevante y deben considerarse las siguientes cuestiones dentro del resultado: 1) las severas crisis por las que ha pasado la economía norteamericana desde 2001, además deben incluirse la "gran crisis" de 2009 de la cual no se recuperado totalmente; b) la falta de crecimiento alto y sostenido en la última década de la economía norteamericana; c) China ha aparecido como un importante y nuevo socio comercial para los Estados Unidos. Todos estos factores han sido importantes para que el sector secundario de México haya dejado de abastecer las manufacturas estadounidenses tal y como lo hacía en décadas pasadas. Por lo cual, sólo la industria petrolera y el sector primario son los que pueden mantener una mayor relación con la economía de nuestro vecino del norte.

Por otra parte, un aumento en la actividad económica de México tiene un efecto superavitario sobre la balanza comercial, dicho resultado puede ser cuestionable desde el punto de vista teórico.

Sin embargo, es importante recalcar que nuestra serie de la balanza comercial tiene incluida las exportaciones petroleras, por lo cual, un choque positivo en la exportación de petróleo puede provocar un aumento del PIB nacional y de manera simultánea presionar hacia un superávit de la balanza comercial. De esta manera, se estimó que un aumento en la tendencia de la actividad económica del país en 1% provoca un superávit de la balanza comercial en 41,238 millones de pesos.

Finalmente, una de las bondades de la metodología de cointegración es que podemos encontrar la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo mediante el modelo de corrección de error. Obteniéndose los siguientes valores:

$$\begin{array}{l} \Delta(\text{Bal}) \\ -0.330^{17} \\ t (-4.688) \end{array}$$

<sup>17</sup>El coeficiente del mecanismo corrector de error debe asumir valores entre -1 y 0 con el objetivo de asegurar una relación de equilibrio estable.

# CONCLUSIONES

Mediante un modelo de vectores de corrección de error (VEC), encontramos los determinantes macroeconómicos de la balanza comercial para la economía mexicana en el período de 2000.I-2014.II. Además, identificamos a través de su correspondiente modelo de corrección de error la velocidad de ajuste del sistema ante un choque externo que saca a la balanza comercial de su equilibrio de largo plazo.

Destacamos los principales hechos estilizados de los determinantes de la balanza comercial en términos agregados y también los que resultaron de nuestra estimación econométrica. Entre los más relevantes se encuentran los siguientes:

1.- La condición Marshall-Lerner se valida, debido a que las depreciaciones del tipo de cambio real de la economía mexicana son competitivas, lo que implica que ante una depreciación real existe un mejoramiento sustancial en la balanza comercial.

2.- Encontramos la existencia de un vínculo entre la producción industrial de los Estados Unidos y la balanza comercial de México. Sin embargo, dicha relación se ha deteriorado en los últimos años, debido a las recesiones consecutivas que ha experimentado la economía norteamericana a principios del presente siglo. Así como su debilidad para recuperar la senda de crecimiento fuera de tales recesiones. Por otro lado, encontramos que un aumento en el índice de producción industrial de los Estados Unidos en el largo plazo tiene un efecto negativo sobre la balanza comercial de México, dicha situación se explica a través de la sincronización de los ciclos de negocios que existe entre la economía de los Estados Unidos y la de México, ya que si bien un aumento en la producción industrial del primero provoca un aumento en las exportaciones del segundo, el efecto final es un déficit en el saldo de la balanza comercial de la economía mexicana. Esto se debe a que el aumento de las exportaciones provoca un crecimiento en el PIB de México, lo que implicaría un ajuste positivo hacia las importaciones y por ende el déficit de la balanza comercial.<sup>18</sup>

Por lo cual, la excesiva dependencia de la economía mexicana respecto a estadounidense en el comercio exterior puede ser perjudicial tanto en el mediano como en el largo plazos, ya que no existe una diversificación de las exportaciones mexicanas hacia otros países. Por lo tanto, contar con diversos socios comerciales puede suavizar el déficit comercial, dado que podrían aumentar las exportaciones respecto a las importaciones y mantener el balance comercial cercano al equilibrio.

<sup>18</sup>Es importante mencionar que dicho efecto también es documentado por Rendón y Ramírez (2005), para el caso colombiano en el cual también encuentran efectos negativos y positivos del crecimiento económico de los Estados Unidos sobre la balanza comercial de Colombia. Nótese que en particular, dicha variable funciona como un estabilizador automático en los países con los que tiene un fuerte lazo comercial.

- Bustamante, R. y F. Morales (2009). "Probando la condición Marshall-Lerner y el efecto curva J: evidencia empírica para el caso peruano," *Estudios Económicos* Núm. 16. Banco Central de Reserva del Perú.
- Blanchard, O., A. Amighini y F. Giavazzi (2012). *Macroeconomía*, Pearson Educación, S.A., 5ta edición. Madrid. Pág. 688.
- Díaz, M. y R. Vergara (2011). "Tipo de cambio e inflación en México: Comportamiento y expectativas para 2012," *Revista trimestral de análisis de coyuntura económica*. UAEM. Vol. 4, Núm. 4, pp. 7-10.
- Engle, R. y Granger, C. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Econometric Society, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276, <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Garcés, D. (2002). "Agregados Monetarios, Inflación y Actividad Económica en México", Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, Documento de Investigación No. 7, México, D. F. pp. 1-31, <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2002.07>
- Guerrero de Lizardi, C. (2004). "Determinantes del crecimiento económico en México, 1929-2003: Una perspectiva Postkeynesiana," Documento de trabajo, EGAP-2004-06. Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México.
- Hendry, D. (1980). "Econometrics-Alchemy or Science?," *Economica*. Vol. 188, pp. 387-406, <https://doi.org/10.2307/2553385>
- \_\_\_\_\_, A. Pagan, y J. Sargan (1984). "Dynamic specification". *Handbook of econometrics*. Vol. 2. Edited, Z. Griliches and M. Intriligator, pp. 1023-1100. Amsterdam: North Holland, [https://doi.org/10.1016/S1573-4412\(84\)02010-9](https://doi.org/10.1016/S1573-4412(84)02010-9)
- Onafowara, O., (2003). "Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: Is there a J-Curve?" *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 8, pp. 1-13.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegración Vectors," *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3, Elsevier, pp.231-254, [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- \_\_\_\_\_. (1992). "Determination of Cointegration Rank in the presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, Vol. 54, No. 3, pp 383-397, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00008.x>
- Rendón, H. y A. Ramírez (2005). "Condición Marshall-Lerner: una aproximación al caso colombiano," *Ecos de economía*, No. 20, abril, pp. 29-58.
- Villagómez, A. y L. Navarro (2010). "Política fiscal contra-cíclica en México durante la crisis reciente: Un análisis preliminar," *Documentos de trabajo del CIDE*, Número 475. CIDE.

Copyright (c) 2018 Juan Carlos Márquez Ortiz



Este texto está protegido por una licencia [Creative Commons 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

Ustedes libre para Compartir (copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato), siempre que cumpla las condiciones de:

Atribución: Usted debe dar crédito a la obra original de manera adecuada, proporcionar un enlace a la licencia, e indicar si se han realizado cambios. Puede hacerlo en cualquier forma razonable, pero no de forma tal que sugiera que tiene el apoyo del licenciante o lo recibe por el uso que hace de la obra.

No Comercial: Usted no puede hacer uso de la obra con propósitos comerciales

Sin Derivadas: Si remezcla, transforma o crea a partir de la obra, no podrá distribuir la obra modificada

[Resumen de la licencia](#) – [Texto completo de la licencia](#)

DOI: <http://doi.org/10.18583/umr.v3i1.143>

No. de Reserva **04-2014-08111025600-203**

ISSN: **2007-977X**

**2018**

Prueba de raíz unitaria					
		BAL	tcr	ipusa	igae
	Intercepto	-0.980	-3.183	-2.180	-0.224
ADF	Intercepto y tendencia	-3.715	-3.566	-2.872	-3.481
	nada	-1.283	-0.069	0.456	1.804
	Intercepto	-10.005	-8.182	-4.064	-2.996
D(ADF)	Intercepto y tendencia	-9.960	-8.104	-4.146	-3.004
	nada	-9.999	-8.259	-4.055	-2.311
	Intercepto	-4.642	-3.202	-2.263	-0.006
PP	Intercepto y tendencia	-6.009	-3.653	-1.779	-4.606
	nada	-4.366	0.011	0.636	3.348
	Intercepto	-14.317	-8.458	-4.205	-19.983
D (PP)	Intercepto y tendencia	-14.562	-8.365	-4.289	-23.599
	nada	-14.188	-8.550	-4.193	-11.222
	Intercepto	0.7078	0.475	0.315	0.893
KPSS	Intercepto y tendencia	0.249	0.075	0.084	0.068
	Intercepto	0.150	0.047	0.117	0.212
D (KPSS)	Intercepto y tendencia	0.096	0.040	0.074	0.110

La prueba de raíz unitaria muestra que las series de balanza comercial es de orden de integración I(0), para prueba de ADF. Sin embargo, con las pruebas de Phillips-Perron y KPSS se muestra que son I(1). Por otra parte, las variables de tipo de cambio real, índice de producción industrial de Estados Unidos y el índice global de actividad económica presentan un orden de integración I(1). Por lo cual es pertinente la cointegración de las series.