

**REICE**  
**Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas**  
**Abriendo Camino al Conocimiento**

Área de Conocimiento de Ciencias Económicas y Administrativas  
Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua, Managua (UNAN-Managua)

**Vol. 13, No. 26, Julio – diciembre 2025**

**REICE ISSN: 2308-782X**

<https://revistas.unan.edu.ni/index.php/reice>  
[revista.reice@unan.edu.ni](mailto:revista.reice@unan.edu.ni)

**Comprobación de la hipótesis Prebish Singer para Nicaragua 2006-2023**

**Verification of the Prebish-Singer hypothesis for Nicaragua 2006-2023**

Fecha de recepción: 30 de octubre 2025

Fecha de aceptación: 12 de diciembre 2025

DOI: <https://doi.org/10.5377/b3bkfx76>

**Junieth Nallely López Baquedano**

Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua, Managua (UNAN – Managua),  
Managua, Nicaragua

E-mail: [juniethlopez092001@gmail.com](mailto:juniethlopez092001@gmail.com)

ORCID: <https://orcid.org/0009-0005-8701-9939>

**Karelis Melissa Treminio Jiménez**

Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua, Managua (UNAN – Managua),  
Managua, Nicaragua

E-mail: [meli76826@gmail.com](mailto:meli76826@gmail.com)

ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-5491-8404>

**Yubran Javier Alemán Gutiérrez**

Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua, Managua (UNAN – Managua),  
Managua, Nicaragua

E-mail: [yubranaleman08@gmail.com](mailto:yubranaleman08@gmail.com)

ORCID: <https://orcid.org/0009-0003-1816-197X>



Derechos de autor 2025 REICE: Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas. Esta obra está bajo licencia internacional [Creative Commons Reconocimiento -No Comercial-Compartir-Igual 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/). Copyright (c) Revista Electrónica de Investigación en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua, Managua (UNAN-Managua).

## Resumen

Este estudio analiza la validez de la hipótesis Prebish-Singer en el contexto de Nicaragua durante el periodo 2006-2023. Utilizando modelos econométricos como regresión múltiple, modelo de ajuste parcial y modelo ARL, se evalúa la relación entre los precios de exportación e importación, el tipo de cambio real y el comportamiento del PIB. A diferencia de otros estudios centrados en América Latina en general, esta investigación aporta evidencia empírica específica para Nicaragua, un país cuya economía depende en gran medida de exportaciones primarias. Los hallazgos ofrecen insumos relevantes para el diseño de políticas comerciales que busquen mitigar las desventajas históricas del país en el comercio internacional y proponen nuevas líneas de investigación para economías con estructuras productivas similares.

**Palabras claves:** Prebish-Singer, desarrollo económico, estructuras productivas.

## Abstract

This study examines the validity of the Prebisch-Singer hypothesis in the Nicaraguan context over the 2006–2023 period. Using econometric models such as multiple regression, partial adjustment, and ARL models, the study evaluates the relationship between export and import prices, real exchange rates, and the GDP. Unlike previous research focused on Latin America as a whole, this investigation provides country-specific empirical evidence for Nicaragua, a nation heavily reliant on primary exports and marked by a chronic trade balance deficit. The findings offer critical insights for the formulation of trade policies aimed at reducing Nicaragua's historical disadvantages in international trade and propose new avenues of research for economies with similar productive structures.

**Keywords:** Prebish-Singer, economic development, productive structures.

## Introducción

Con antelación, se solía pensar que el comercio internacional era beneficioso para cada una de las partes que participaban en él. De hecho, surgieron diversas teorías enfocadas en demostrar las ventajas de este, destacando los aportes de Adam Smith y David Ricardo. Sin embargo, al pasar el tiempo, nacieron distintos cuerpos teóricos como, la teoría centro periferia y la hipótesis Prebish-Singer, que refutan esta afirmación y argumentan que quienes se benefician más del comercio internacional, son los países desarrollados.

Visto desde el enfoque de Prebish la asimetría en cuanto a las pérdidas y ganancias de las relaciones comerciales nicaragüenses, se debe a la existencia de un deterioro de los términos de intercambio, el cual, podría comprobarse mediante el análisis de la estructura productiva de Nicaragua, el cálculo de la elasticidad ingreso de la demanda de las exportaciones e importaciones y el impacto de las fluctuaciones ~~acaecidas~~ en el contexto internacional sobre la economía nacional.

Es relevante destacar que, el contraste de dicha teoría se ha centrado a nivel de América latina. Por tanto, el aporte de la presente investigación es probar o refutar la teoría de Prebish en el contexto nicaragüense, proporcionando de esta forma un nuevo enfoque acerca de las relaciones comerciales de Nicaragua y brindando una nueva explicación al histórico déficit comercial.

Siguiendo esta misma línea, este trabajo pretende dar las pautas a futuros investigadores, para analizar los términos de intercambio de Nicaragua y el impacto que futuras políticas de comercio exterior, endógenas y exógenas podrían tener sobre los mismos, extendiendo el lente más allá de las fronteras económicas.

## Material y métodos

En este acápite se presenta la metodología utilizada; este artículo es de tipo longitudinal descriptivo, con un enfoque cuantitativo, y se sustenta en información secundaria que proviene de las estadísticas realizadas por Banco Central de

Nicaragua. Se utilizó el índice de los términos de intercambio e índices de precios con el fin de analizar el comportamiento de las exportaciones e importaciones y realizar una comparativa de las mismas. Adicional se realizaron tres modelos econométricos a fin de explicar el comportamiento de los términos de intercambio de Nicaragua.

El primer indicador calculado, es el índice de los términos de intercambio, el cual, mide la capacidad de compra de un país en un momento específico y su respuesta a las fluctuaciones de los precios de los bienes transables en los mercados internacionales. Este índice se calculó a fin de ser usado como variable dependiente en la modelización econométrica.

La estimación matemática es la siguiente:

$$ITI^{07} = \left( \frac{IPX^{07}}{IPM^{07}} \right) \times 100$$

En donde:

IPX: Índice de precios de las exportaciones

IPM: Índice de precio de las importaciones

ITI: la relación entre IPX e IPM, para un período determinado con respecto a la misma relación en el año de referencia.

El siguiente indicador utilizado, es el índice de Fisher, el cual, se orienta a medir el cambio en los precios de una canasta de bienes en un periodo temporal determinado. Es considerado una métrica “equilibrada” en comparación a otros índices, dado que, combina los enfoques de Laspeyres y Paasche.

El enfoque o índice de Laspeyres o también denominado como índice de cantidades, mide las fluctuaciones en los precios de una cesta de bienes, teniendo como base los precios y cantidades de un año determinado, por tanto, se argumenta que este no tiene en consideración los cambios en las preferencias del consumidor; en cambio Paasche calcula las variaciones, utilizando las cantidades actuales para

ponderar las variaciones en los precio; no obstante, se dice que este puede subestimar el los cambios en los precios, dado que no tiene en consideración las pautas pasadas de consumo.

El índice de Fisher se considera un indicador equilibrado, dado que aglutina los índices antes mencionados, aprovechando sus bondades. El cálculo matemático es el siguiente:

REICE | 81

$$IF = \sqrt{IL \times Ip}$$

$$IF = \sqrt{\frac{\sum(p_t * Q_0)}{\sum(p_0 * Q_0)} * \frac{\sum(p_t * Q_t)}{\sum(p_0 * Q_t)}}$$

En donde:

- **Qt:** Cantidad en el periodo actual.
- **Pt:** Precio en el periodo actual.
- **Q0:** Cantidad en el periodo base.
- **P0:** Precio en el periodo base

Se emplearon modelos de regresión múltiple, ajuste parcial y ARL, para ello, se recolectaron datos mensuales desde enero de 2006 hasta diciembre de 2023, con el objetivo de brindar mayor robustez a la estimación esperada. Dada la naturaleza de los datos (216 observaciones), estos fueron desestacionalizados en el software EViews 12 mediante el método Census-X12. Posteriormente, se aplicaron pruebas de raíces unitarias, incluyendo las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron y la prueba de raíz unitaria con punto de quiebre, con el fin de determinar si las variables presentan raíces unitarias, es decir, si son de orden I (1) o I (0). Esto es crucial, ya que las pruebas de cointegración que se realizaron consecuentemente, como las de Engle-Granger, Phillips-Ouliaris y Johansen, requieren que todas las variables sean de orden I (1).

Consecuentemente se realizó una regresión múltiple simple, cuya ecuación estándar es la siguiente:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_n X_n + u_t$$

Aplicando esta ecuación al contexto del presente estudio y sustituyendo la variable dependiente y las variables explicativas específicas, obtenemos nuestra ecuación Número 1.

$$(1) \text{Índice\_de\_TI\_Nic\_sa}_t = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Índice\_de\_Precios\_M\_Nic\_sa} + \beta_2 \cdot \text{Índice\_de\_Precios\_X\_Nic\_sa}_t + \beta_3 \cdot \text{PIB\_Nic\_sa}_t + \beta_4 \cdot \text{PIB\_USA\_sa}_t + \beta_5 \cdot \text{Índice\_Tipo\_de\_Cambio\_Real\_sa}_t + u_t$$

Posteriormente, con el fin de corregir la posible autocorrelación en los residuos, se utilizó el modelo autorregresivo de Cochrane-Orcutt, que incorpora un rezago de la variable dependiente. Este enfoque permite mejorar la precisión de las estimaciones. La ecuación estándar de este modelo es:

$$Y_t = \alpha + \delta X_t^* + \gamma Y_{t-1}^* + u_t$$

Aplicando esta ecuación al contexto del presente estudio, obtenemos la Ecuación Número 2.

$$(2) \text{Índice\_de\_TI\_Nic\_sa}_t = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Índice\_de\_Precios\_M\_Nic\_sa} + \beta_2 \cdot \text{Índice\_de\_Precios\_X\_Nic\_sa}_t + \beta_3 \cdot \text{PIB\_Nic\_sa}_t + \beta_4 \cdot \text{PIB\_USA\_sa}_t + \beta_5 \cdot \text{Índice\_Tipo\_de\_Cambio\_Real\_sa}_t + \gamma \text{índice\_de\_ti\_nic\_sa}_{t-1} + u_t$$

Finalmente, para validar las estimaciones anteriores y analizar los efectos tanto de corto como de largo plazo, se aplicó un Modelo de Corrección de Errores (ECM) basado en la metodología de (Engle, 1987). Este modelo permite trabajar con variables estacionarias y estimar el equilibrio de largo plazo a través de las desviaciones respecto al mismo, evitando así regresiones espurias. La forma estándar del ECM es:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_1 \Delta X_t^* + \beta_2 \Delta X_t^* + \beta_3 \Delta X_t^* + \gamma Y_{t-1}^* + \gamma_1 X_{t-1}^* + \gamma_2 X_{t-1}^* + \gamma_3 X_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

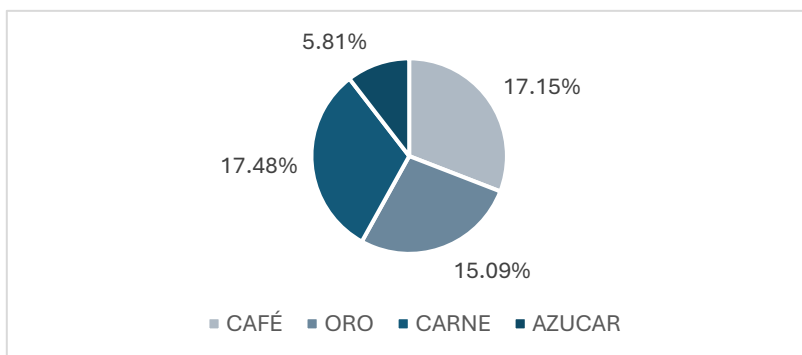
Al aplicarlo al contexto del presente estudio, se obtiene la Ecuación Número 3:

$$\begin{aligned} (3) \Delta \text{índice\_ti\_nic\_sa} = & \alpha + \beta_1 \Delta \text{índice\_precios\_m\_nic\_sa} + \\ & \beta_2 \Delta \text{índice\_precios\_x\_nic\_sa} + \beta_3 \Delta \text{pib\_nic\_sa} + \beta_4 \Delta \text{pib\_usa\_sa} + \\ & \beta_5 \Delta \text{índice\_tipo\_de\_cambio\_real\_sa} + \gamma_1 \text{índice\_ti\_nic\_sa}(-1) + \\ & \gamma_2 \text{índice\_precios\_m\_nic\_sa}(-1) + \gamma_3 \text{índice\_precios\_x\_nic\_sa}(-1) + \\ & \gamma_4 \text{pib\_nic\_sa}(-1) + \gamma_5 \text{pib\_usa\_sa}(-1) + \\ & \gamma_6 \text{índice\_tipo\_de\_cambio\_real\_sa}(-1) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

## Resultados y discusión

En esta sección se presentan los resultados obtenidos en la investigación enfocados en obtener evidencia que compruebe o refute la hipótesis Prébish-Singer en el caso de Nicaragua en el lapso temporal 2006-2023.

En primera instancia se analizó el comportamiento de los principales productos exportados por Nicaragua con una frecuencia de datos anuales tanto a nivel de precios, como en volúmenes; los datos demuestran que los 20 principales productos de exportación son materias primas y alimentos, siendo los productos de mayor representatividad con relación al total exportado el café, oro, carne y azúcar; estos representaron en promedio para los 27 años analizados el 55.54 por ciento.



**Figura 1.** Participación Promedio de los 4 Principales Productos exportados (porcentaje).  
Fuente: Elaboración propia con datos del BCN (BCN, 2006-2024)

El estudio de estos cuatro productos muestra que, en el periodo, el precio de estos es altamente fluctuante ante cambios en el contexto internacional, teniendo auges en las etapas de bonanza y declives durante las crisis, lo cual, se ha tenido que compensar exportando mayores volúmenes. No obstante, el oro muestra una característica particular, dado que, al ser un activo de reserva, en los momentos de crisis económica sus precios tienden al alza, por lo cual, su comportamiento difiere del resto de la canasta exportada.

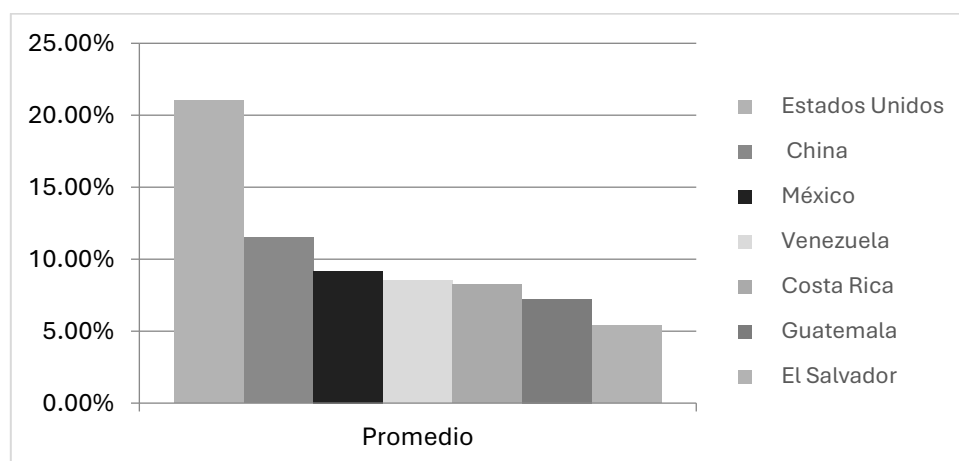
Dado que, dentro de los factores de mayor incidencia en la conducta de la canasta exportadora seleccionada, destaca el comportamiento de los precios internacionales, se construyó un índice de Fisher, teniendo como año base el 2006 (2006=1). Los cálculos realizados muestran un índice promedio de 1.7031, es decir, los precios de los productos exportados han incrementado un 70.31 por ciento con relación al año base; no obstante, al estudiar su comportamiento interanual, se observa que este tiene una dinámica cambiante, experimentando variaciones interanuales que van desde (-9.81) por ciento (en 2013), hasta 30.18 por ciento (en 2011), lo que refuerza las aseveraciones realizadas en cuanto a su comportamiento inestable.

Analizando el comportamiento de las exportaciones de Nicaragua, desde una dinámica general, se observa que al igual que la canasta seleccionada, muestran una conducta altamente cambiante, con tasas de variación interanual que van desde (-9.39) por ciento (en 2015) hasta (+23.1) por ciento (en 2022), ello es explicado primordialmente por alteraciones del contexto global, a destacar, las variaciones en los precios internacionales de las materias primas y las crisis internacionales con sus consecuentes rezagos.

Históricamente, se puede traer a colación la conducta de las exportaciones durante el año 2009, es decir, luego de la crisis financiera mundial, dado que, en dicho año se mantuvo un comportamiento decreciente, a causa de la caída de los precios internacionales y a una disminución en las cantidades demandadas, por lo cual se experimentó una variación interanual de (-5.52) por ciento; así mismo, durante el 2012 el crecimiento del sector exportador se vio mermado por el

endurecimiento de la política fiscal en los países desarrollados, ante riesgos de insostenibilidad de esta, lo que, hizo que Nicaragua tuviera que exportar un mayor volumen para compensar la disminución en los precios.

Los principales socios comerciales en este periodo fueron: Estados Unidos (21.00) por ciento, China (11.52) por ciento, México (9.17) por ciento, Venezuela (8.53) por ciento, Costa Rica (8.27) por ciento, Guatemala (7.23) por ciento y El Salvador (5.39) por ciento, concentrando en conjunto el 71.11 por ciento del total importado, esta concentración refleja la importancia estratégica de los acuerdos comerciales regionales y bilaterales.



**Figura 2.** Principales destinos de importación (Porcentaje). Fuente: Elaboración propia con datos del BCN.

Respecto a la composición de la canasta importada, se observó que los bienes de consumo representaron un promedio del (69.61) por ciento del total, predominando los no duraderos, como medicamentos, alimentos y vestimenta; los medicamentos y productos farmacéuticos ocuparon un lugar destacado con una participación del (19.6) por ciento, en contraste, los bienes duraderos (electrodomésticos, muebles, etc.) que tuvieron un peso menor, representando solo el (11.73) por ciento.

En cuanto a los bienes intermedios estos fueron claves para las actividades agrícolas, industriales, mineras y de la construcción, destacando fertilizantes, productos químicos, metales, cemento, y otros insumos productivos, este tipo de importación muestra la vulnerabilidad estructural de Nicaragua, al no contar con una base industrial sólida que sustituya estas compras externa (BCN, 2023) así mismo, los bienes de capital, aunque con menor peso relativo, fueron esenciales para la modernización del aparato productivo, entre los más destacados figuran maquinaria para transporte y agricultura, así como equipos industriales.

Las importaciones de bienes de capital en Nicaragua muestran una estructura de demanda claramente concentrada en sectores clave para la economía nacional. La industria acapara el 54.41 por ciento de estos bienes, seguida de la construcción con un 37.15 por ciento, y la agricultura con un 5.62 por ciento. Esta distribución subraya la orientación de la inversión en capital productivo hacia actividades industriales y de infraestructura, que requieren maquinaria especializada y tecnología avanzada para expandir su capacidad y mejorar la eficiencia. En consecuencia, este patrón refleja un enfoque claro en la mejora tecnológica y en el aumento de la capacidad de procesamiento, factores clave para una economía en desarrollo que busca posicionarse estratégicamente en cadenas de valor con mayor valor agregado.

Siguiendo las mismas pautas de análisis del acápite anterior, se utilizó el Índice de Fisher, el cual, se ubica en promedio en 129.79, es decir, que los precios de las importaciones han incrementado un 29.79 por ciento dentro del lapso temporal analizado; al igual, que el índice de precios de las exportaciones refleja un comportamiento cambiante, inherente a la coyuntura global, pero con menor variabilidad que el IPX.

Mediante la aplicación de modelos econométricos, se identificaron relaciones de largo plazo entre los índices de precios de exportación (IPX), precios de importación (IPM), tipo de cambio real (TCR) y los PIB desestacionalizados. Para ello, se emplearon series mensuales desestacionalizadas correspondientes al período enero de 2006 a diciembre de 2023.

Las pruebas de raíces unitarias aplicadas (Dickey-Fuller Aumentada, Phillips-Perron y prueba de raíz unitaria con quiebre estructural) confirmaron que todas las series son integradas de orden uno ( $I(1)$ ), permitiendo así aplicar pruebas de cointegración. Tanto las pruebas bivariadas de Engle-Granger y Phillips-Ouliaris como la prueba multivariada de Johansen, mostraron valores  $p$  cercanos a cero, lo que permitió rechazar la hipótesis nula de no cointegración. Esto indica que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables analizadas.

La modelización de la regresión múltiple mostró que un aumento del 1 % en el IPM afecta negativamente los términos de intercambio en 0.94 puntos porcentuales, mientras que un aumento del 1 % en el IPX los mejora en 0.84 puntos. Adicionalmente, un aumento del PIB de Nicaragua genera un efecto positivo de 0.05 puntos sobre los términos de intercambio. También se identificó un impacto negativo del tipo de cambio real sobre los términos de intercambio, lo cual se explica por el encarecimiento relativo de las importaciones sin un beneficio equivalente en las exportaciones nacionales.

El modelo de ajuste parcial (MAP), incorporando rezagos y corrigiendo errores estándar mediante el método de Newey-West, mostró resultados consistentes: en el corto plazo, el IPM afecta negativamente en -0.89 y el IPX positivamente en 0.794. En el largo plazo, con -0.974 y 0.862 respectivamente, lo cual confirma que los incrementos en los precios de las importaciones ejercen una presión más fuerte que los beneficios derivados del aumento en los precios de exportación sobre los términos de intercambio.

El análisis se complementó con un modelo de corrección de errores (MAP-ARL), el cual refuerza los hallazgos anteriores. En este modelo, los impactos del IPM fueron de -0.94 en el corto plazo y -0.96 en el largo plazo, mientras que los del IPX fueron de 0.82 y 0.87 respectivamente. En este caso el tipo de cambio real, fueron excluidos por falta de significancia estadística. Este resultado muestra que la evolución de los términos de intercambio está explicada principalmente por la relación entre los precios de importación y exportación, más que por factores macroeconómicos agregados.

## Conclusión

Los resultados evidencian que los términos de intercambio de Nicaragua están determinados principalmente por la evolución de los precios de exportación e importación. Aunque los precios de exportación aumentaron en promedio un 70.31 % respecto al año base, su comportamiento fue variado. Por su parte, los precios de importación crecieron un 29.79 % y mostraron una trayectoria más estable. Sin embargo, los modelos econométricos indican que el efecto negativo de los precios de importación sobre los términos de intercambio es mayor que el efecto positivo generado por el incremento de los precios de exportación.

Asimismo, las pruebas de cointegración confirmaron la existencia de una relación de largo plazo entre las variables analizadas, mientras que los modelos estimados mostraron resultados consistentes tanto en el corto como en el largo plazo. Los coeficientes asociados a los precios de importación oscilaron entre -0.89 y -0.97, superando en magnitud los efectos positivos de los precios de exportación, ubicados entre 0.79 y 0.87. En consecuencia, los resultados sugieren la necesidad de impulsar estrategias que fortalezcan la generación de valor agregado en las exportaciones y reduzcan la dependencia de importaciones.

## Referencias bibliográficas

- BCN. (2006-2024). BCN. Obtenido de [https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/exportaciones?field\\_fecha\\_value%5Bvalue%5D%5Byear%5D=2024](https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/exportaciones?field_fecha_value%5Bvalue%5D%5Byear%5D=2024)
- BCN. (2023). INFORME ANUAL. Obtenido de <https://www.bcn.gob.ni/sites/default/files/documentos/Informe%20Anual%202023.pdf>
- Engle, R. F. (Marzo de 1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *ECONOMETRICA*, 251-276. Obtenido de [www.jstor.org/stable/1913236?seq=1&cid=pdf-reference#references\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/1913236?seq=1&cid=pdf-reference#references_tab_contents)

## Anexos

Tabla 1

*Prueba de cointegración de Johansen*

Date: 11/06/24 Time: 11:23  
 Sample (adjusted): 2006M07 2023M12  
 Included observations: 210 after adjustments  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: D\_INDICE\_DE\_PRECIOS\_M\_NIC\_SA D\_INDICE\_DE\_PRECIOS\_X\_NIC\_SA D\_INDICE\_DE\_TI\_NIC\_SA D...  
 Lags interval (in first differences): 1 to 4

REICE | 89

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.277307	238.2403	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.244103	170.0385	69.81889	0.0000
At most 2 *	0.165004	111.2698	47.85613	0.0000
At most 3 *	0.152645	73.40085	29.79707	0.0000
At most 4 *	0.108584	38.61736	15.49471	0.0000
At most 5 *	0.066625	14.47918	3.841465	0.0001

Trace test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.277307	68.20188	40.07757	0.0000
At most 1 *	0.244103	58.76861	33.87687	0.0000
At most 2 *	0.165004	37.86899	27.58434	0.0017
At most 3 *	0.152645	34.78349	21.13162	0.0004
At most 4 *	0.108584	24.13818	14.26460	0.0010
At most 5 *	0.066625	14.47918	3.841465	0.0001

Max-eigenvalue test indicates 6 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fuente: Elaboración propia en base a cálculos de los autores.

Tabla 2

*Modelo de Regresión Múltiple*

Dependent Variable: INDICE\_DE\_TI\_NIC\_SA  
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)  
 Date: 11/07/24 Time: 13:15  
 Sample: 2006M01 2023M12  
 Included observations: 216  
 Convergence achieved after 23 iterations  
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	124.5653	5.864331	21.24117	0.0000
INDICE_DE_PRECIOS_M_NIC_SA	-0.938735	0.014750	-63.64439	0.0000
INDICE_DE_PRECIOS_X_NIC_SA	0.836644	0.015977	52.36706	0.0000
PIB_NIC_SA	0.045172	0.015580	2.899384	0.0041
PIB_USA_SA	-0.077345	0.044083	-1.754515	0.0808
INDICE_TIPO_DE_CAMBIO_REAL_SA	-0.087497	0.043235	-2.023734	0.0443
AR(1)	0.610190	0.036734	16.61119	0.0000
SIGMASQ	1.086970	0.062471	17.39959	0.0000
R-squared	0.993092	Mean dependent var		111.3880
Adjusted R-squared	0.992860	S.D. dependent var		12.57331
S.E. of regression	1.062439	Akaike info criterion		2.997502
Sum squared resid	234.7856	Schwarz criterion		3.122512
Log likelihood	-315.7302	Hannan-Quinn criter.		3.048006
F-statistic	4271.904	Durbin-Watson stat		2.249462
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.61			

Fuente: Elaboración de autores en base a datos del BCN.

**Tabla 3**  
*Modelo de Ajuste Parcial*

Dependent Variable: INDICE\_DE\_TI\_NIC\_SA  
Method: Least Squares  
Date: 11/07/24 Time: 14:29  
Sample (adjusted): 2006M02 2023M12  
Included observations: 215 after adjustments  
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	113.6162	4.201427	27.04229	0.0000
INDICE_DE_PRECIOS_M_NIC_SA	-0.897484	0.031250	-28.71948	0.0000
INDICE_DE_PRECIOS_X_NIC_SA	0.794720	0.027698	28.69229	0.0000
PIB_NIC_SA	0.026689	0.011506	2.319695	0.0213
INDICE_TIPO_DE_CAMBIO_REAL_SA	-0.106906	0.024562	-4.352530	0.0000
INDICE_DE_TI_NIC_SA(-1)	0.078774	0.035768	2.202356	0.0287
R-squared	0.989085	Mean dependent var	111.4464	
Adjusted R-squared	0.988824	S.D. dependent var	12.57322	
S.E. of regression	1.329204	Akaike info criterion	3.434548	
Sum squared resid	369.2579	Schwarz criterion	3.528613	
Log likelihood	-363.2139	Hannan-Quinn criter.	3.472555	
F-statistic	3787.801	Durbin-Watson stat	0.970830	
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	1808.063	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

REICE | 90

Fuente: Elaboración de autores en base a datos del BCN.

**Tabla 4**  
*MAP mecanismo de errores*

Dependent Variable: D(INDICE\_DE\_TI\_NIC\_SA)  
Method: Least Squares  
Date: 11/07/24 Time: 14:25  
Sample (adjusted): 2006M02 2023M12  
Included observations: 215 after adjustments  
Huber-White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	35.92398	8.835346	4.065939	0.0001
D(INDICE_DE_PRECIOS_M_NIC_SA)	-0.948537	0.030285	-31.32056	0.0000
D(INDICE_DE_PRECIOS_X_NIC_SA)	0.823704	0.021821	37.74893	0.0000
INDICE_DE_TI_NIC_SA(-1)	-0.324926	0.078711	-4.128062	0.0001
INDICE_DE_PRECIOS_M_NIC_SA(-1)	-0.310867	0.078063	-3.982232	0.0001
INDICE_DE_PRECIOS_X_NIC_SA(-1)	0.282851	0.070036	4.038667	0.0001
R-squared	0.941654	Mean dependent var	0.239382	
Adjusted R-squared	0.940258	S.D. dependent var	4.384594	
S.E. of regression	1.071690	Akaike info criterion	3.003861	
Sum squared resid	240.0405	Schwarz criterion	3.097925	
Log likelihood	-316.9150	Hannan-Quinn criter.	3.041867	
F-statistic	674.6146	Durbin-Watson stat	2.347998	
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	516.2164	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración de autores en base a datos del BCN.