



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

LII Reunión Anual

Noviembre de 2017

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-5-3

Tipo de cambio real y ahorro público en Argentina

Gay, Alejandro

Tipo de cambio real y ahorro público en Argentina

Alejandro Gay¹

Resumen

En este trabajo se deducen los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio a partir de un modelo de dos bienes y dos países con sector público. Resolviendo el problema de optimización del agente representativo se puede deducir la ecuación del tipo de cambio real, que está determinado por: ingresos por tenencia de activos externos netos, términos de intercambio, productividades transable y no transable, recaudación fiscal y gasto público, los cuatro últimos determinantes expresados en relación a sus equivalentes del resto del mundo. A partir de estos determinantes se elabora un modelo de corrección al equilibrio del tipo de cambio real para Argentina en el período 1950-2017. Se constata que el ahorro público juega un rol clave en la determinación del tipo de cambio real de equilibrio.

Palabras claves: ahorro público, tipo de cambio real, modelo VAR cointegrado, Argentina.

Clasificación JEL: F31, F41, C32, F37

¹Universidad Nacional de Córdoba, CONICET, Facultad de Ciencias Económicas, Córdoba, Argentina.

1. Introducción

En una visión de largo plazo, uno de los principales problemas estructurales de la economía Argentina ha sido la gran volatilidad del tipo de cambio real, que impide una adecuada asignación de recursos entre los sectores transable y no transable. La historia económica argentina está plagada de crisis cambiarias que han entorpecido el crecimiento, deteriorado la distribución del ingreso y aumentado la pobreza. Estas crisis cambiarias o ataques especulativos contra las reservas se originan en situaciones de atraso cambiario y de sospecha, por parte de los agentes económicos, de que el Banco Central no podrán defender la paridad. Un elemento clave en la dinámica que conduce a la crisis es el desalineamiento cambiario previo, esto es, la discrepancia entre tipo de cambio real observado y el tipo de cambio real de equilibrio.

En Argentina es habitual ver que en algunos períodos el tipo de cambio real sube y que en otros baja. Para saber si estos eventuales movimientos implican un desalineamiento cambiario o no, es necesario comparar los valores observados con los respectivos valores de equilibrio.

Como los agentes económicos no disponen de un marco de referencia intuitivo para estimar el valor de largo plazo de la moneda, el tipo de cambio pueda ubicarse fuera de su nivel de equilibrio durante períodos prolongados.

El valor de equilibrio del tipo de cambio real no es una variable observable, sin embargo, la teoría económica nos indica que sus determinantes si son variables observables, y que el tipo de cambio real observado converge al tipo de equilibrio en el tiempo. Esto permite utilizar un modelo de corrección al equilibrio para estimar, tanto el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo, como el mecanismo de ajuste ante desequilibrios de corto plazo. El modelo VAR cointegrado se adapta perfectamente a nuestras necesidades de construir un modelo de corrección al equilibrio, ya que postula la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo, y la estima conjuntamente con la dinámica de corto plazo.

En una oportunidad, ya hicimos ese ejercicio (Gay y Pellegrini, 2003)¹ cuando analizamos el colapso de la Convertibilidad. Hacia fines del 2015 reaparecieron en Argentina los problemas de déficit fiscal, atraso cambiario y solvencia externa, por lo que cobra sentido repetir el ejercicio. Como en aquella oportunidad utilizaremos un modelo de dos bienes (transables y no transables) y dos países, incluyendo ahora la recaudación fiscal y el gasto público, esto es, incluiremos el ahorro público en el modelo.

El objetivo del trabajo consiste en estimar la ecuación del tipo de cam-

¹allí derivamos la ecuación del tipo de cambio real de equilibrio a partir de un modelo de optimización intertemporal en una pequeña economía abierta con dos sectores y dos países, siguiendo el planteo con bienes no transables del apéndice de Obstfeld y Rogoff (1995). Ese modelo incluye rigideces de precios en el corto plazo, lo que aquí se omite porque es superfluo a los efectos de deducir la ecuación de equilibrio de largo plazo.

bio real de equilibrio para analizar la sensibilidad del tipo de cambio real ante sus determinantes, en particular ante cambios en el ahorro público. El gobierno podrá utilizar esta información para diseñar políticas macroeconómicas consistentes, orientadas a estabilizar la economía y evitar la alta variabilidad del tipo de cambio real en Argentina. Un mejor conocimiento de la dinámica del tipo de cambio real y de su reacción ante shock externos e internos representará un avance significativo en el análisis de la macroeconomía argentina.

El trabajo se organiza de la siguiente manera, en la segunda sección se presenta el modelo y se resuelve el problema de optimización del consumidor-productor representativo, para deducir los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio. En la tercera sección se presenta la metodología del modelo VAR cointegrado que se utilizará para elaborar el modelo de corrección al equilibrio entre el tipo de cambio real y sus determinantes. La cuarta sección presenta las series a utilizar. La quinta muestra los resultados de las estimaciones empíricas y la sexta concluye.

2. El modelo

Consideraremos un modelo de dos países con dos sectores, transables y no transables. El agente representativo j en cada país recibe una dotación constante de transables Y_T en cada período y decide, en un mercado competitivo, cuantos bienes no transables producir. El número de productores en el país doméstico ha sido estandarizado en el intervalo $[0,n]$, mientras que los productores del resto del mundo están representados en el intervalo $(n,1]$. Todos los agentes tiene las mismas preferencias en términos de consumo real y esfuerzo laboral. Los individuos obtienen utilidad del consumo, las tenencias de dinero y el ocio. Un mayor nivel de producción representa más ingreso, lo que por un lado es gratificante, pero por otro lado, esto reduce el ocio, lo que genera una pérdida de utilidad. El agente representativo j maximiza intertemporalmente la siguiente función de utilidad sujeto a una restricción presupuestaria.

$$U_t = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[\frac{\sigma}{\sigma-1} C_s^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \frac{\chi}{1-\varepsilon} \left(\frac{M_s}{P_s} \right)^{1-\varepsilon} - \frac{\kappa}{\mu} Y_{N,s}^{\mu} \right] \quad (1)$$

dónde $0 < \beta < 1$ es la tasa (subjativa) de descuento temporal, $\sigma > 0$ es la elasticidad de sustitución intertemporal, y ε y $\kappa > 0$.

El primer término refleja la utilidad del consumo. Los individuos tiene gustos por ambos bienes (transables y no transables), y la canasta de consumo de la familia puede representarse por un índice de elasticidad de sustitución constante (CES) que agrega al consumo transable (C_T) y al no

transable (C_N).

$$C = \left[\gamma^{\frac{1}{\theta}} C_T^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} C_N^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (2)$$

dónde $\theta > 0$ es la elasticidad de sustitución entre consumo transable y no transable, y $0 < \gamma < 1$.

El segundo término en la función objetivo refleja la utilidad que derivan los agentes de sus tenencias de saldos monetarios reales, por ejemplo, para facilitar sus transacciones. El índice de precios P basado en la utilidad del consumo es igual a

$$P = \left[\gamma P_T^{1-\theta} + (1-\gamma) P_N^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3)$$

siendo P_T el precio del bien transable y P_N el precio del bien no transable.

El tercer término $-\frac{\kappa}{\mu} Y_{N,s}^{\mu}$, captura la desutilidad del esfuerzo laboral, en este caso, con una elasticidad respecto al producto de μ . Si la utilidad del esfuerzo l_N está dada por $-\Psi l_N$ y la función de producción está dada por $Y_N = A_N l_N^{1/\mu}$, entonces ², $\kappa = \mu \Psi / A_N^{\mu}$.

El agente representativo puede invertir en un activo externo (F) denominado en unidades del bien transable que tiene un retorno real r dado exógenamente, de manera que la restricción presupuestaria del agente j está dada por

$$P_{Tt} F_{t+1} + M_t = P_{Tt} (1+r_t) F_t + M_{t-1} + P_{Nt} Y_{Nt} + P_{Tt} Y_{Tt} - P_{Nt} C_{Nt} - P_{Tt} C_{Tt} - P_t T_t \quad (4)$$

Cada agente recibe además una dotación exógena Y_{Tt} del bien transable en cada período, cuyo precio se ajusta a la ley de un solo precio. Los impuestos están representados por T .

Suponemos que el gasto público no brinda, de manera directa, utilidad al consumidor-productor. El gasto público real per capita, G , es un consumo público compuesto por transables y no transables, con idéntica estructura a la del consumo privado.

$$G = \left[\gamma^{\frac{1}{\theta}} G_T^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-\gamma)^{\frac{1}{\theta}} G_N^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (5)$$

El gobierno toma los precios como dados cuando asigna su gasto entre bienes. El gasto público es financiado por impuestos y señoreaje.

$$G_t = T_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (6)$$

²Nótese que un aumento en la productividad A_N puede capturarse en el modelo por una caída en κ

Finalmente, el tipo de cambio real (e_t) se define como el ratio entre los precios del resto de mundo y los precios domésticos.

$$e = \frac{P_t^*}{P_t} \quad (7)$$

Maximizando la función de utilidad del consumidor-productor sujeto a la restricción presupuestaria y resolviendo el modelo en torno del equilibrio de estado estacionario nos permitirá obtener la ecuación del tipo de cambio real de equilibrio.

2.1. Condiciones de primer orden

Maximizando la función de utilidad (1) sujeto a la restricción presupuestaria, y definiendo la tasa de interés nominal como

$$1 + i_t = \frac{P_{Tt+1}}{P_{Tt}}(1 + r_t) \quad (8)$$

Obtenemos las condiciones de primer orden del problema de maximización del agente³

$$\frac{C_{Tt+1}}{C_{Tt}} = [\beta(1 + r_t)]^\sigma \left[\frac{\frac{P_t}{P_{Tt}}}{\frac{P_{t+1}}{P_{Tt+1}}} \right]^{\sigma-\theta}, \quad (9)$$

$$\frac{C_{Nt}}{C_{Tt}} = \frac{(1 - \gamma)}{\gamma} \left(\frac{P_{Nt}}{P_{Tt}} \right)^{-\theta}, \quad (10)$$

$$\frac{M_t}{P_t} = \left[\chi C_t^{\frac{1}{\sigma}} \frac{1 + i_t}{i_t} \right]^{1/\varepsilon}, \quad (11)$$

$$Y_{Nt}^{\mu-1} = \frac{1}{\kappa} C_t^{-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{P_{Nt}}{P_t} \right) \quad (12)$$

El equilibrio está caracterizado por estas cuatro relaciones en conjunto con la restricción presupuestaria [4], una ecuación análoga a [10] para el consumo público y la condición de transversalidad

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{s=t}^{t+T} \left[\left(\frac{1}{1+r} \right) F_{t+T+1} + \frac{M_{t+T}}{P_{t+T}} \right] = 0 \quad (13)$$

En primer lugar, la ecuación [9] es la condición de Euler que describe la dinámica del consumo. El consumo depende de la secuencia de precios relativos (el efecto tasa de interés real basado en el consumo). Si el nivel

³Ellas se derivan de diferenciar respecto a F_{t+1} , C_{Nt} , M_t y Y_{Nt}

de precios agregado en relación al precio de los transables está hoy en un nivel bajo en relación a su valor futuro, esto incentiva el consumo presente por sobre el futuro (ya que la tasa de interés basada en el consumo es más baja). Sin embargo, los precios relativos inter-temporales también incentivan la sustitución de bienes transables a no transables. El primer efecto dominará si la elasticidad de sustitución inter-temporal es mayor que la intra-temporal $\sigma > \theta$; en consecuencia, se prefiere el consumo transable actual, en relación al consumo transable futuro.

En segundo lugar, la ecuación [10] vincula el consumo de bienes no transables y transables con los precios relativos y muestra que la elasticidad de sustitución está parametrizada por θ .

La ecuación [11] representa la condición de equilibrio en el mercado monetario que iguala la tasa marginal de sustitución entre el consumo y los servicios de los saldos monetario reales a $i_t/(1 + i_t)$, esto es, a el costo de oportunidad en términos de consumo de poseer saldos monetario reales. Como de costumbre, los saldos monetarios reales disminuyen cuando aumenta la tasa de interés, pero nótese que que la demanda de dinero depende del consumo y no del ingreso, lo que constituye una importante distinción de una economía abierta.

Finalmente, la ecuación [12] indica que la utilidad marginal del ingreso adicional obtenido por producir una unidad extra del bien, iguala la desutilidad marginal del esfuerzo necesario. Esta relación representa la oferta de equilibrio del bien no transable, mientras más alto el índice del consumo C , menor el nivel de producción, ya que el agente aumenta el ocio junto con el consumo de otros bienes.

2.2. La solución del modelo

Por simplicidad, supongamos que $\beta(1 + r) = 1$, que descarta el deseo de endeudarse o prestar en el estado estacionario. Consideremos el caso en el que todas las variables exógenas, incluyendo la cantidad de dinero, son constantes. Asumamos que el stock inicial de activos externos netos es cero ($F_0 = 0$). Normalicemos la dotación del bien transable de manera que el precio relativo de los bienes no transables en términos de bienes transables sea la unidad en el estado estacionario ($P_N/P_T = 1$).

En este equilibrio simétrico, $C_N + G_N = Y_N = (1 - \gamma)(C + G)$ y la producción y el consumo de estado estacionario de bienes no transables está dada por

$$Y_N = C_N + G_N = \left[\frac{1}{\kappa} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma(\mu-1)+1}} (1 - \gamma)^{\frac{1}{\sigma(\mu-1)+1}} \quad (14)$$

Esta expresión indica que la producción de bienes no transables será mayor mientras, menor sea la elasticidad respecto al producto μ , menos costoso sea el esfuerzo laboral (menor κ), más pequeña sea la elasticidad de

sustitución intertemporal σ , y mientras más grande sea el peso $(1 - \gamma)$ que se le de al consumo de no transables en la función de utilidad.

La dotación en el estado estacionario es

$$Y_T = C_T + G_T = \frac{\gamma}{1 - \gamma} Y_N \quad (15)$$

Estas dos ecuaciones describen el producto y consumo óptimo de ambos bienes en el estado estacionario.

El próximo paso es encontrar la relación que gobierna el precio relativo de los no transables.

2.3. Aproximación en el estado estacionario

Realicemos una aproximación lineal en torno del estado estacionario. Para cualquier variable X , denominemos $\hat{X} \equiv dX/X_0$ el desvío porcentual de X respecto a X_0 , el valor inicial de X en el estado estacionario.

La restricción presupuestaria en el estado estacionario es

$$P_{Nt}C_{Nt} + P_{Tt}C_{Tt} = P_T r F + P_N Y_N + P_T \bar{Y}_T - PT \quad (16)$$

Esto implica que el consumo en el estado estacionario es igual al ingreso disponible. O sea, los ingresos, por tenencias de activos externos netos, por la producción de bienes no transables, por la dotación de bienes transables, menos los impuestos.

Considerando el equilibrio en el mercado de bienes no transables podemos escribir

$$P_T C_T = P_T r F + P_N G_N + P_T \bar{Y}_T - PT \quad (17)$$

Teniendo en cuenta que $PG = P_N G_N + P_T G_T$, [17] puede escribirse

$$P_T C_T + P_T G_T = P_T r F + P_T \bar{Y}_T + PG - PT \quad (18)$$

El estado estacionario de referencia se caracteriza por $F_0 = 0$, $Y_{N0} = C_{N0} + G_{N0}$, $Y_{T0} = C_{T0} + G_{T0}$ y $Y_0 = C_0 + G_0$. La dotación de transables ha sido normalizada para que $P_N/P_T = 1$, por lo que en el estado estacionario $P = P_N = P_T$.

Dividamos cada miembro de [18] por P_T o su equivalente y aproximemos la ecuación resultante en torno del estado estacionario de referencia

$$\hat{C}_T + \hat{G}_T = r\hat{F} + \hat{Y}_T + \hat{G} - \hat{T} \quad (19)$$

dónde $\hat{F} \equiv \frac{dF}{C_{T0} + G_{T0}} = \frac{dF}{\gamma Y_0}$, $\hat{G} \equiv \frac{dG}{C_{T0} + G_{T0}} = \frac{dG}{\gamma Y_0}$, $\hat{T} \equiv \frac{dT}{C_{T0} + G_{T0}} = \frac{dT}{\gamma Y_0}$.

Suponiendo que los cambios en la oferta de bienes transables provienen de shocks en la productividad \hat{A}_T o de variaciones en los precios de exportación \hat{P}_T^X , obtenemos

$$\hat{C}_T + \hat{G}_T = r\hat{F} + \hat{A}_T + \hat{P}_T^X + \hat{G} - \hat{T} \quad (20)$$

La ecuación [20] muestra como las variaciones en el consumo transable total (privado y público) están determinadas por las variaciones en: los ingresos de los activos externos netos $r\hat{F}$, la productividad transable \hat{A}_T , los precios de exportación \hat{P}_T^X , el gasto público \hat{G} y los impuestos \hat{T} .

Log linearizando en torno del estado estacionario definido por [14] y [15], para el consumo [10], obtenemos

$$\hat{Y}_N = \hat{C}_N + \hat{G}_N = \hat{C}_T + \hat{G}_T - 2\theta (\hat{P}_N - \hat{P}_T) \quad (21)$$

De la versión log linearizada de la ecuación [12] podemos deducir

$$\hat{Y}_N = \hat{C}_N = \left(\frac{\sigma - \theta}{\sigma(\mu - 1) + 1} \right) \gamma (\hat{P}_N - \hat{P}_T) + \frac{\mu\sigma}{\sigma(\mu - 1) + 1} \hat{A}_N \quad (22)$$

La ecuación [22] expresa los cambios porcentuales en la oferta de bienes no transables en torno al estado estacionario. \hat{A}_N representa el impacto de los shocks de productividad no transable. Combinar los resultados obtenidos en [20], [21] y [22]. El cambio en el precio relativo de los bienes no transables esta dado por

$$\hat{P}_N - \hat{P}_T = \Phi \left[r\hat{F} + \hat{A}_T - \frac{\mu\sigma}{\sigma(\mu - 1) + 1} \hat{A}_N + \hat{P}_T^X + \frac{\sigma(\mu - 1)}{\sigma(\mu - 1) + 1} \hat{G} - \hat{T} \right] \quad (23)$$

donde $\Phi = \frac{\sigma(\mu - 1) + 1}{2\theta[\sigma(\mu - 1) + 1] + \gamma(\sigma - \theta)}$

Y su contraparte del resto del mundo definida de manera análoga ⁴

$$\hat{P}_N^* - \hat{P}_T^* = \Phi \left[-\frac{n}{1-n} r\hat{F} + \hat{A}_T^* - \frac{\mu\sigma}{\sigma(\mu - 1) + 1} \hat{A}_N^* + \hat{P}_T^M + \frac{\sigma(\mu - 1)}{\sigma(\mu - 1) + 1} \hat{G}^* - \hat{T}^* \right] \quad (24)$$

De acuerdo a ambas expresiones, por un lado, el precio de los no transables aumenta cuando lo hace el nivel de ingresos por tenencia de activos externos, el nivel de la producción transable y los términos del intercambio. La intuición es directa, cualquier factor que incremente el consumo de transables ejerce también un efecto riqueza positivo que reduce la oferta laboral en el sector de no transables, conduciendo a un aumento en el precio relativo de los no transables y entonces a una apreciación real. Por otro lado, en el mercado no transable, si el consumo de no transables aumenta (por mas gasto público) o la oferta disminuye (porque cae la productividad no transable), el precio relativo también aumenta.

⁴hemos considerado un mundo de dos países, entonces la condición de vaciamiento en el mercado de activos externos netos es $nF_t + (1-n)F_t^* = 0$, y también suponemos que la producción transable que exporta el resto de mundo es consumida por el país doméstico, entonces $P_t^{*X} = P_t^M$

2.4. La ecuación del tipo de cambio real de equilibrio

Tomando logaritmo en la definición de tipo de cambio real [7] y derivando, obtenemos que los cambios en el tipo de cambio real están dados por

$$\hat{Q}_t = \hat{P}_t^* - \hat{P}_t \quad (25)$$

Log linearizando el índice de precios [3] en torno del estado estacionario de referencia, obtenemos

$$\hat{P}_t = \gamma \hat{P}_{Tt} + (1 - \gamma) \hat{P}_{Nt} \quad (26)$$

Suponiendo idénticas preferencias, introducimos [26] y su contraparte del resto del mundo, en [25], y reordenamos

$$\hat{Q}_t = (\hat{P}_{Tt}^* - \hat{P}_{Tt}) - (1 - \gamma)(\hat{P}_{Nt} - \hat{P}_{Tt}) + (1 - \gamma)(\hat{P}_{Nt}^* - \hat{P}_{Tt}^*) \quad (27)$$

Finalmente, introduciendo [23] y [24] en [27], obtenemos la ecuación de la variación en el tipo de cambio real de equilibrio en torno del estado estacionario de referencia

$$\hat{Q}_t = (\hat{P}_{Tt}^* - \hat{P}_{Tt})$$

$$-(1-\gamma)\Phi \left[\frac{1}{1-n} r \hat{F}_t + (\hat{A}_{Tt} - \hat{A}_{Tt}^*) - \frac{\mu\sigma}{\sigma(\mu-1)+1} (\hat{A}_{Nt} - \hat{A}_{Nt}^*) + (\hat{P}_{Tt}^X - \hat{P}_{Tt}^M) + \frac{\sigma(\mu-1)}{\sigma(\mu-1)+1} (\hat{G} - \hat{G}^*) - (\hat{T} - \hat{T}^*) \right] \quad (28)$$

Esta ecuación resume las claves del modelo. De la ecuación [27] sabemos que el comportamiento de raíz unitaria en el tipo de cambio real e_t puede estar inducido por un comportamiento no estacionario en el precio relativo de los no transables en el país y/o en el resto del mundo. Conforme a [28], esta no estacionariedad puede estar originada en shocks tecnológicos, shocks de demanda, shocks fiscales o shocks en los términos del intercambio.

Luego de integrar [28] encontramos la ecuación del tipo de cambio real de equilibrio que utilizaremos en el trabajo empírico.

$$\ln Q_t = \eta + \beta_2 \frac{r_t F_t}{Y_t} + \beta_3 \ln \frac{A_{Tt}}{A_{Tt}^*} + \beta_4 \ln \frac{A_{Nt}}{A_{Nt}^*} + \beta_5 \ln \frac{P_{Tt}^X}{P_{Tt}^M} + \beta_6 \frac{G/Y}{G^*/Y^*} + \beta_7 \frac{T/Y}{T^*/Y^*} + v_t \quad (29)$$

dónde $\eta = \ln \frac{P_T^*}{P_T}$. Se espera que la perturbación aleatoria v_t sea estacionaria, ya que los desvíos de la ley de un solo precio en los bienes transables pueden ser grandes y persistentes, pero son estacionarios. Adicionalmente de [28],

$$\beta_2 = -\frac{(1-\gamma)\Phi}{\gamma(1-n)} < 0; \quad \beta_3 = \beta_5 = -(1-\gamma)\Phi < 0; \quad \beta_4 = \frac{(1-\gamma)\mu\sigma\Phi}{\sigma(\mu-1)+1} > 0;$$

$$\beta_6 = -\beta_7 \frac{\sigma(\mu-1)}{\sigma(\mu-1)+1} = -(1-\gamma)\Phi \frac{\sigma(\mu-1)}{\sigma(\mu-1)+1} < 0;$$

$$\beta_7 = -\beta_3 = -\beta_5 = (1-\gamma)\Phi > 0;$$

$$\Phi = \frac{(\sigma(\mu-1)+1)}{2\theta[\sigma(\mu-1)+1]+\gamma(\sigma-\theta)}$$

Los supuestos del modelo requieren que los coeficientes en la ecuación [29] tengan los siguientes signos. En el caso de β_2 , hay que tener en cuenta dos elementos. Los países endeudados externamente necesitan generar superávit en la balanza comercial para poder pagar la deuda, y por lo tanto necesitan un tipo de cambio real alto. Asimismo, Obstfeld y Rogoff (1995) señalan que una transferencia del país doméstico al país resto del mundo, reduce la riqueza nacional y por tanto eleva el trabajo y la oferta de no transables. Esto empuja a la baja al precio de los no transables, por lo que el tipo de cambio real aumenta, se espera entonces que el coeficiente β_2 sea negativo.

En segundo lugar, si la productividad de los transables crece más rápido en el país doméstico que en el resto del mundo, se incrementan las exportaciones netas y el tipo de cambio real baja, β_3 es negativo. A su vez si el aumento de la productividad en el sector de no transables es más elevada en el país doméstico que en el resto de mundo, el tipo de cambio real sube, β_4 es positivo, porque el precios relativo de los no transables cae mas en el país doméstico que en el resto del mundo. Los dos últimos coeficientes que acabamos de ver representan el efecto Balassa-Samuelson.

En tercer lugar, mejoras en los términos de intercambio elevarían el consumo de bienes transables y generarían efectos riqueza positivos que reducirían la oferta de trabajo no transable. Ello conduce a un incremento en el precio relativo de bienes no transables y por tanto a una baja en el tipo de cambio real (β_5 es negativo). Un aumento en la relación gasto público PIB (G/Y) en el país doméstico respecto al equivalente en el resto del mundo aumenta el precio relativo de los no transables y el tipo de cambio real baja, β_6 . Finalmente, lo opuesto ocurre con el coeficiente β_7 de la presión impositiva de Argentina en relación a la del resto del mundo.

3. El modelo VAR cointegrado

La idea de utilizar técnicas de cointegración para estimar el tipo de cambio real de equilibrio surge naturalmente si adoptamos la hipótesis de que el proceso de determinación del tipo de cambio real puede describirse a partir de un modelo de corrección al equilibrio, dada la endogeneidad que existe entre el tipo de cambio real, los ingresos de los activos externos netos, las productividades transables y no transables, los términos de intercambio y el ahorro público.

La estimación econométrica estará basada en la metodología del modelo VAR cointegrado (Johansen y Juselius, 1990), que permite construir un modelo de corrección de errores y establecer la existencia de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y sus determinantes.

En el análisis empírico consideraremos una versión simplificada de la ecuación (29) dónde utilizamos la variable agregada ahorro público ($\frac{T-G}{Y}$), en lugar de las variables recaudación y gasto ($\frac{T}{Y}$, $\frac{G}{Y}$).

Definiendo el vector:

$$X_t = \left(\ln Q_t, \frac{r_t F_t}{Y_t}, \ln \frac{A_{Tt}}{A_{Tt}^*}, \ln \frac{A_{Nt}}{A_{Nt}^*}, \ln \frac{P_{Tt}^X}{P_{Tt}^M}, \frac{(T_t - G_t)}{Y_t} \right) \quad (30)$$

de dimensión 6×1 que contiene las variables que serán utilizadas en la estimación del producto. Suponiendo que el tipo de cambio real y sus determinantes están vinculados por relaciones de cointegración, construiremos un modelo de corrección al equilibrio, es decir, un modelo VAR I(1) de dimensión $p = 6$ del tipo:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (31)$$

donde las X son fijas, $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ son *iid* $N_p(0, \Omega)$ y D_t es un vector de variables determinísticas que puede incluir una constante, una tendencia lineal y/o variables *dummies*.

Siguiendo a Juselius (2007), en términos de corrección al equilibrio dicho modelo puede expresarse como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (32)$$

donde $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_i - I_p$ y $\Gamma_i = -\sum_{i=i+1}^k \Pi_i$.

Las propiedades del modelo de corrección al equilibrio están determinadas por las propiedades del polinomio característico del proceso. Si se asume que todas las raíces de dicho polinomio poseen un módulo mayor a uno, luego el vector X_t será estacionario. Sin embargo, si dicho polinomio posee raíces unitarias entonces el vector X_t puede ser I(1). Si $z = 1$ es una de las raíces, entonces la matriz Π será de rango reducido $r < p$. Esto implica que Π puede ser escrita como $\Pi = \alpha\beta'$, donde α y β son matrices de dimensión $p \times r$ y de rango columna completo.

La hipótesis de cointegración puede interpretarse como una condición de rango reducido sobre la matriz Π . Dicha condición, particularmente implica que los procesos ΔX_t y $\beta' X_t$ son estacionarios, mientras que X_t no lo es. De esta manera, es posible interpretar las relaciones contenidas en $\beta' X_t$ como relaciones estacionarias entre variables que no lo son. En particular, las relaciones de cointegración implican que ciertas combinaciones lineales de las variables contenidas en el vector X_t son de orden inferior al del propio proceso X_t . Asimismo, las variables que están cointegradas se encuentran influenciadas por los mismos *shocks* persistentes. Por lo tanto, si la no estacionariedad de una variable está asociada a la no estacionariedad de otra, existirá entonces una combinación lineal entre ambas que es en sí misma estacionaria. Estas relaciones de cointegración comprendidas en el vector $\beta' X_t$ pueden ser interpretadas como relaciones económicas de largo plazo, lo cual es de particular interés para la estimación del tipo de cambio real que nos interesa.

4. Datos

La base de datos que hemos construido abarca el período 1950-2017. El tipo de cambio real multilateral mide el precio relativo de los bienes y servicios de nuestra economía con respecto a los de un grupo de países con los cuales se realizan transacciones comerciales. Se obtiene a partir de un promedio ponderado de los tipos de cambio reales bilaterales de los 17 principales socios comerciales de la Argentina. Este índice captura las fluctuaciones de las monedas y de los precios respecto de los principales socios comerciales y es, por lo tanto, una de las medidas amplias de competitividad. Se considera la evolución de los deflatores del PIB de los socios comerciales expresados en moneda local en términos del deflactor del PIB de Argentina. Los ponderadores δ_i se calcularon para cada año como el ratio de las exportaciones e importaciones de Argentina al país i respecto al total de exportaciones e importaciones de la Argentina.

Se utiliza un índice de Laspeyres geométrico encadenado, con base 1993=1. La fórmula para el cálculo del índice en el año t es:

$$I_t = I_{t-1} \pi_j (Q_{j,t}/Q_{j,t-1})^{\delta_{j,t}} \quad (33)$$

dónde

$Q_{j,t} = E_{j,t} * P_{j,t}/P_t$ es el tipo de cambio real bilateral con el país j

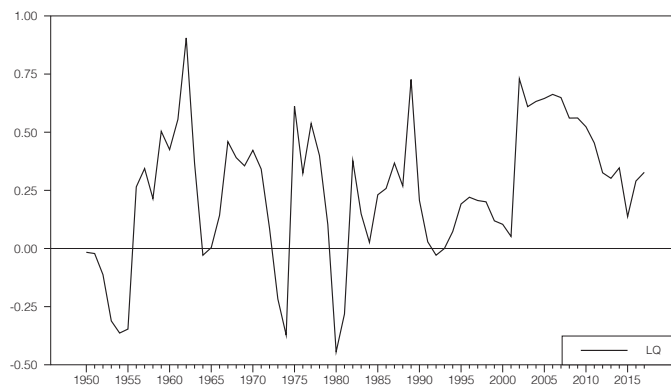
$\delta_{j,t}$ es la participación del país j en el comercio de Argentina

$E_{j,t}$ es el tipo de cambio nominal

P_t es el deflactor del PIB de Argentina en el año t

$P_{j,t}$ es el deflactor del PIB de país j en el año t

Figura 1: Tipo de cambio real

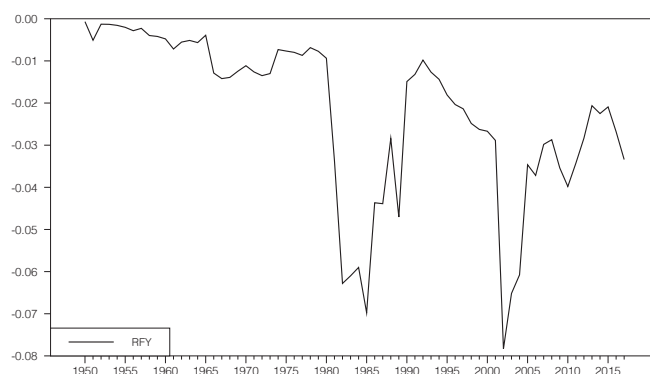


Los determinantes del tipo de cambio real a considerar serán: ingresos por tenencia de activos externos netos, términos del intercambio, productividades transable y no transable relativas respecto a socios comerciales, y

ahorro público. Las figuras 2 a 6 muestran la evolución de esas variables en el período 1950-2017.

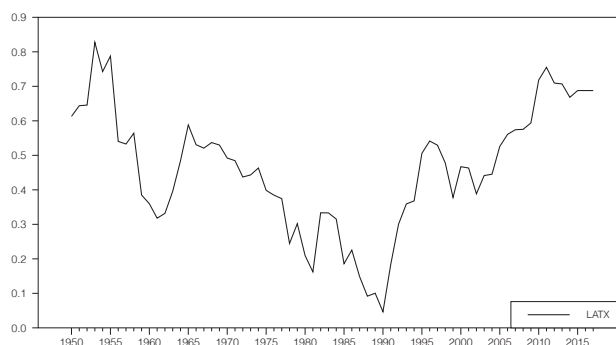
Los ingresos por tenencia de activos externos netos en porcentaje del PIB son negativos porque Argentina ha acumulado deuda externa en el período. Por construcción esta variable depende del tipo de cambio, por eso durante las maxidevaluaciones muestra valores mínimos que luego de pasada la crisis recuperan valores previos. Las crisis generan caídas en los ingresos de los activos externos netos y aumentos en el tipo de cambio real de equilibrio.

Figura 2: Ingresos de los activos externos netos en % del PIB



Para calcular la productividad transables de Argentina en relación a la de nuestros principales socios comerciales fue necesario elaborar un índice de productividad transable de los socios comerciales, utilizando los ponderadores del comercio con una metodología similar a la utilizada para elaborar el tipo de cambio real multilateral. La productividad transables de cada país se calcula como producto de los sectores transables dividido empleo el empleo en esos mismos sectores.

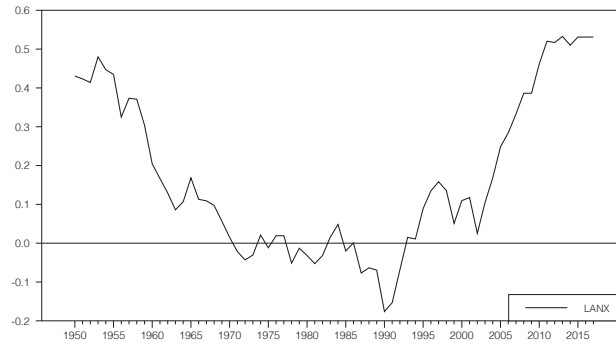
Figura 3: Productividad transable relativa



El mismo cálculo se hizo en el caso de la productividad no transable

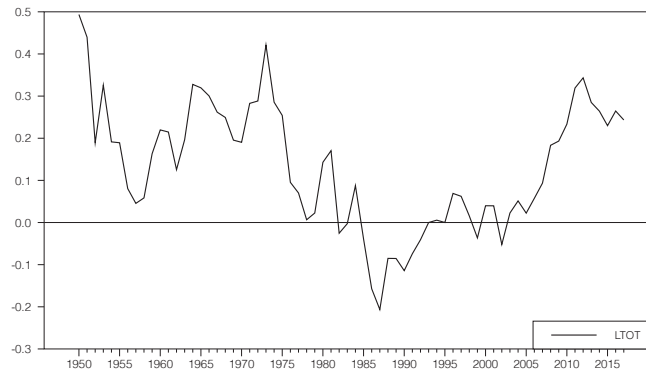
relativa. Los países socios considerados fueron: Estados Unidos, Brasil, Italia Alemania, Holanda, Japón, reino Unido, Chile, Francia, España, China, Uruguay, Bolivia, Mexico, Perú, Venezuela, Suiza, Canada, Suecia y Corea.

Figura 4: Productividad no transable relativa



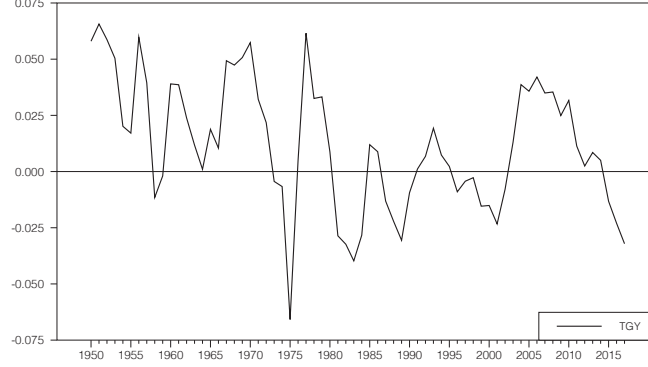
Los términos del intercambio interno, esto es, los que percibe el productor neto de aranceles y retenciones, muestran valores máximos en 1950, durante la crisis del petróleo en 1973 y en el 2012.

Figura 5: Términos del intercambio internos



EL INDEC no publica datos desagregados del ahorro nacional, en ahorro privado (S) y ahorro público ($T-G$). Hemos reconstruido una serie de ahorro público a partir de las cuentas del Sector Público Nacional No Financiero, computando ingresos corrientes menos gastos corrientes.

Figura 6: Ahorro público en % del PIB



5. Estimación Empírica

5.1. Especificación del modelo

El modelo que hemos utilizado parte del vector de variables endógenas X_t , al que se le añaden ciertos componentes determinísticos. A los efectos de comprender la forma en que los componentes determinísticos entran en el sistema hay que reescribir el modelo de corrección al equilibrio dado en (32) de la siguiente manera:

$$Z_{0t} = \alpha\beta'Z_{1t} + \Psi Z_{2t} + \varepsilon_t \quad (34)$$

donde $Z_{0t} = X_t$, $Z'_{1t} = (X_{t-1}, D_{t-1}^R)$ y $Z'_{2t} = (\{\Delta X_{t-i}\}_{i=1}^{k-1}, D_t^U)$. En esta especificación, D_t^R es un vector que contiene los componentes determinísticos restringidos al espacio de cointegración, mientras que D_t^U contiene a los componentes que no están restringidos a ese espacio.

El modelo básico que se utiliza en este trabajo permite que las relaciones de cointegración sean estacionarias en tendencia y posean ordenada al origen distinta de cero. Esta especificación es la que debe utilizarse siempre que se sospeche que alguna/s de las variables sea/n estacionaria/s en tendencia. Este modelo se caracteriza entonces por tener una tendencia lineal t restringida al espacio de cointegración e integrada en el vector D_t^R y una constante c que se incluye en el vector D_t^U con las demás variables no restringidas del sistema.

A los efectos de corregir shocks se incorporan entre los componentes no restringidos del modelo variables dummy transitorias en 1962, 1985, 2005, y variables dummy puntuales en 1956, 1959, 1975, 1981, 1982, 1989, 1990 y 2002. La dummy transitoria asume un valor 1 en el periodo correspondiente y un valor -1 en el período inmediatamente posterior, mientras que la puntual asume un valor unitario en el periodo correspondiente y nulo para todo

otro t . En general las variables dummy puntuales representan años de crisis macroeconómicas.

Al momento de analizar con más cuidado las variables, los test indican que la productividad no transable y los términos del intercambio deben ser considerados como variables débilmente exógenas, en concordancia con lo que sugiere la teoría económica. Para completar los aspectos vinculados a la especificación del modelo cabe aclarar que se utilizan dos rezagos para describir la conducta dinámica del sistema.

5.2. Los resultados de la estimación

El test de la traza de Johansen indicaría que estamos ante la presencia de dos relaciones de cointegración.

Cuadro 1: I1 Analysis - Rank Test Statistics

I(1)-ANALYSIS							
p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
4	0	0,563	121,327	109,453	82,501	0,000	0,000
3	1	0,454	66,757	61,641	57,316	0,006	0,020
2	2	0,296	26,874	23,714	35,956	0,322	0,504
1	3	0,055	3,709	3,391	18,155	0,972	0,981

En el cuadro 1 los valores críticos corresponden a un modelo sin variables dummy, puede consultarse en el apéndice (cuadro 2) los valores críticos simulados que confirman que existen dos relaciones de cointegración.

Cuadro : Estimación del modelo VAR cointegrado ($r = 2$)

Los vectores propios (transpuestos)							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
Beta(1)	2,873	21,375	3,269	-49,782	-3,602	2,377	-0,024
Beta(2)	1,015	-67,208	3,178	-0,234	-2,118	-1,061	-0,025

Las matrices basadas en 2 vectores de cointegración:

β'							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
Beta(1)	1,000	7,441	1,138	-17,330	-1,254	0,828	-0,008
Beta(2)	-0,015	1,000	-0,047	0,003	0,032	0,016	0,000

α		
	Alpha(1)	Alpha(2)
DLQ	-0,012 [-0,290]	-0,126 [-0,127]
DRFY	-0,002 [-1,746]	-0,175 [-6,661]
DLATX	-0,001 [-0,079]	0,731 [2,666]
DTGY	0,034 [7,972]	-0,185 [-1,851]

Π							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
DLQ	-0,010 [-0,231]	-0,217 [-0,208]	-0,008 [-0,120]	0,213 [0,289]	0,011 [0,186]	-0,012 [-0,316]	0,000 [0,109]
DRFY	0,001 [0,573]	-0,190 [-6,877]	0,006 [3,392]	0,033 [1,714]	-0,003 [-1,872]	-0,004 [-4,309]	-0,000 [-3,607]
DLATX	-0,012 [-0,962]	0,724 [2,517]	-0,036 [-1,915]	0,019 [0,091]	0,024 [1,419]	0,011 [1,015]	0,000 [1,981]
DTGY	0,037 [8,133]	0,068 [0,653]	0,047 [7,006]	-0,591 [-7,980]	-0,049 [-7,810]	0,025 [6,525]	-0,000 [-6,847]

Los resultados del modelo imponiendo restricciones en los dos vectores de cointegración se presentan a continuación. Hemos impuesto restricciones que se deducen de la teoría.

Cuadro: La estimación del modelo restringido

Prueba del modelo restringido: $\chi^2(5) = 2.902$ [0.715]

*** No Bartlett Correction for this test

Los vectores propios (transpuestos)							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
Beta(1)	3,000	0,000	2,820	-46,276	-3,646	2,820	-0,029
Beta(2)	0,000	67,887	0,000	-21,747	0,000	0,000	0,000

The matrices based on 2 cointegrating vectors:

β'							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
Beta(1)	1,000 [NA]	0,000 [NA]	0,940 [3,330]	-15,427 [-7,720]	-1,215 [-3,181]	0,940 [3,330]	-0,010 [-3,314]
Beta(2)	0,000 [NA]	1,000 [NA]	0,000 [NA]	-0,320 [-3,684]	0,000 [NA]	0,000 [NA]	0,000 [NA]

α		
	Alpha(1)	Alpha(2)
DLQ	-0,017 [-0,374]	-0,091 [-0,090]
DRFY	0,001 [1,073]	-0,180 [-6,713]
DLATX	-0,012 [-0,948]	0,643 [2,301]
DTGY	0,036 [7,995]	0,062 [0,611]

II							
	LQ	RFY	LATX	TGY	LANX	LTOT	TREND
DLQ	-0,017 [-0,374]	-0,091 [-0,090]	-0,016 [-0,374]	0,285 [0,393]	0,020 [0,374]	-0,016 [-0,374]	0,000 [0,374]
DRFY	0,001 [1,073]	-0,180 [-6,713]	0,001 [1,073]	0,038 [1,967]	-0,002 [-1,073]	0,001 [1,073]	-0,000 [-1,073]
DLATX	-0,012 [-0,948]	0,643 [2,301]	-0,011 [-0,948]	-0,025 [-0,126]	0,014 [0,948]	-0,011 [-0,948]	0,000 [0,948]
DTGY	0,036 [7,995]	0,062 [0,611]	0,034 [7,995]	-0,571 [-7,822]	-0,043 [-7,995]	0,034 [7,995]	-0,000 [-7,995]

Los coeficientes estimados tienen los signos y magnitudes esperadas y son significativos. Los errores son normales.

6. Conclusión

A partir de un modelo de una economía pequeña abierta con dos bienes transables y no transables hemos deducido la ecuación del tipo de cambio real de equilibrio. Hemos encontrado que el tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo depende del rendimiento de los activos externos como proporción del PIB, los términos de intercambio, el ratio de productividades relativas transable y no transable, el gasto público y la recaudación impositiva en porcentaje del PIB de Argentina en relación a la del resto del mundo.

La estimación de este modelo proporciona cuatro ecuaciones, cada una de las cuales describe la dinámica en términos de modelo de corrección al equilibrio de una de las variables endógenas. La primera de esas ecuaciones describe la dinámica del tipo de cambio real de equilibrio que es de nuestro principal interés.

El trabajo presenta dos partes bien diferenciadas de desigual grado de avance, una primer parte teórica donde se deducen los determinantes del tipo de cambio real de equilibrio a partir de un modelo con microfundamentos, y una segunda parte empírica en la que se estima un modelo VAR cointegrado teniendo en cuenta los fundamentals encontrados. La primer parte -que se presenta en estado definitivo- representa a nuestro entender un avance importante en términos de la literatura existente ya que se explicita formalmente el rol de la recaudación y del gasto público en la determinación del tipo de cambio real. La segunda parte de los resultados empíricos está en sus etapas iniciales.

En próximas versiones trataremos de analizar como los futuros esfuerzos fiscales afectaran el tipo de cambio real de equilibrio.

Referencias

Gay, A., y Pellegrini, S. (2003). The equilibrium real exchange rate of argentina. En *8th Annual Meeting of the Latin American and Caribbean*

Economic Association LACEA.

- Johansen, S., y Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Juselius, K. (2007). *The cointegrated var model: Methodology and applications* [Book]. Oxford University Press.
- Lane, P. R., y Milesi-Ferretti, G. M. (2004). The transfer problem revisited: Net foreign assets and real exchange rates. *Review of Economics and Statistics*, 86(4), 841-857.
- Obstfeld, M., y Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *The Journal of Political Economy*, 103(3), 624-660.

A. El rango de cointegración

Cuadro 2: Simulación de la distribución asintótica del test de rango

Cuantiles simulados para la distribución asintótica de la prueba del rango.

Especificación determinística: Tendencia lineal restringida (CIDRIFT)

Modelo parcial: 2 variables débilmente exógenas.

Número de replicaciones (N): 2500

Duración de los *random walks* (T): 400

Cuantiles de la distribución simulada de la prueba del rango									
p-r	r	50 %	75 %	80 %	85 %	90 %	95 %	97,5 %	99 %
4	0	62,011	10,349	61,496	68,463	70,469	72,843	75,613	80,229
3	1	40,892	8,393	40,192	45,852	47,504	49,339	51,581	56,280
2	2	23,444	6,287	22,765	27,369	28,388	29,821	31,796	34,706
1	3	9,820	4,396	9,096	12,147	12,952	14,099	15,814	18,078

El análisis I(1) basado en los valores críticos simulados:

Análisis I(1)							
p-r	r	Eig. Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
4	0	0,563	121,327	109,453	80,229	0,000	0,000
3	1	0,454	66,757	61,641	56,280	0,004	0,013
2	2	0,296	26,874	23,714	34,706	0,271	0,447
1	3	0,055	3,709	3,391	18,078	0,957	0,969

Como se observa en la tabla, puede rechazarse que no exista ninguna relación de cointegración y no se rechaza que haya como máximo dos relaciones de cointegración.