



FACULTAD  
DE CIENCIAS  
ECONÓMICAS



Universidad  
Nacional  
de Córdoba

# REPOSITORIO DIGITAL UNIVERSITARIO (RDU-UNC)

## La relación entre señoreaje y deuda externa: límites al financiamiento del déficit fiscal

Benjamín Castiglione, Ricardo Descalzi, Micael Sánchez,  
Dariela Sposetti

Ponencia presentada en LIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política  
realizado en 2018 en la Facultad de Ciencias Económicas – Universidad Nacional de La Plata.  
La Plata. Buenos Aires, Argentina



Esta obra está bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual  
4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/)



ASOCIACION ARGENTINA  
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

# LIII Reunión Anual

Noviembre de 2018

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-6-0

La relación entre señoreaje y deuda externa:  
límites al financiamiento del déficit fiscal

**Ricardo Descalzi**  
**Benjamín Castiglione**  
**Micael Sánchez**  
**Micael Sánchez**  
**Dariela Sposetti**

**Asociación Argentina de Economía Política.**  
**LIII Reunión Anual**  
**14, 15 y 16 de noviembre de 2018**  
**Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de La Plata.**

**La relación entre señoreaje y deuda externa: límites al  
financiamiento del déficit fiscal**

Benjamín Castiglione<sup>1</sup>, Ricardo Descalzi<sup>2</sup>, Micael Sánchez<sup>3</sup> y Dariela Sposetti<sup>4</sup>

**Resumen**

Se estima un modelo corrección del error con el fin de analizar la relación de largo plazo entre la deuda externa y la inflación en la economía argentina. Se aprecia que la relación entre estas dos variables es negativa, y que este resultado es coherente con un modelo de economía pequeña y abierta, en la que los individuos ahorran moneda extranjera para llevar a cabo transacciones en el futuro, debido a que desconfían de la moneda local. También se observa que la variable deuda externa se comporta como exógena dentro del sistema de ecuaciones estimado, indicando ello que la economía no tendría a su disposición una cantidad ilimitada de financiamiento, tal como podría sugerir un modelo que opere bajo el supuesto de libre movilidad de capitales.

**Palabras Clave:** Deuda Externa, Señoreaje, Déficit fiscal, Tipo de cambio nominal

**Clasificación JEL:** E31, E42, E58.

**Abstract**

An error correction model is estimated in order to analyze the long-term relationship between external debt and inflation in the Argentine economy. It can be seen that the relationship between these two variables is negative, and that this result is consistent with a small and open economy model, in which individuals save foreign currency to carry out transactions in the future, because they distrust the local currency. It is also observed that the external debt variable behaves as exogenous within the system of estimated equations, indicating that the economy would not have an unlimited amount of financing, as a model under the assumption of free capital mobility might suggest.

**Keywords:** External Debt, Seigniorage, Fiscal Deficit, Nominal Exchange Rate

**JEL Classification:** E31, E42, E58.

---

<sup>1</sup> Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. Mail: castiglionebenjamin@gmail.com

<sup>2</sup> Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. Mail: ricdes@eco.uncor.edu

<sup>3</sup> Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. Mail: micaeleconomia@gmail.com

<sup>4</sup> Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. Mail: darielasposetti@gmail.com

# La relación entre señoreaje y deuda externa: límites al financiamiento del déficit fiscal

Benjamín Castiglione<sup>5</sup>, Ricardo Descalzi<sup>6</sup>, Micael Sánchez<sup>7</sup> y Dariela Sposetti<sup>8</sup>

## Introducción

El estudio de la persistencia de altas tasas de inflación parece haber quedado atrás en la literatura económica. Posiblemente porque éste ha dejado de ser unos de los problemas más preponderantes de la macroeconomía de los países desarrollados, y hasta de las naciones emergentes. Sin embargo, el crecimiento elevado y sostenido de los precios en Argentina en los últimos quince años aún motiva el análisis de sus determinantes. En este trabajo se analizan de manera empírica las conclusiones provenientes de un trabajo anterior (Descalzi y Neder; 2017), dónde se planteó una adaptación de un modelo *cash in advance*, con un patrón bimonetario *de facto* que permite la existencia de un *Pass-through* completo de las variaciones en el tipo de cambio nominal.

En el mencionado modelo se trabaja con una economía pequeña y abierta (que enfrenta una oferta de fondos perfectamente elástica), en la que existen bienes transables y no transables, y un bien de consumo compuesto. En segundo lugar, se introduce tanto la demanda de moneda doméstica como también una de moneda extranjera. En este último caso, la población demanda la moneda extranjera "por adelantado"; se pretende modelar el hecho que el público desconfía de la moneda local (esta sólo se usa para realizar transacciones en las que se requiere de manera obligatoria la extinción de las obligaciones con moneda de curso legal) y ahorra en moneda extranjera para tratar de mantener su poder adquisitivo. Finalmente, se trata de una especificación en la cual el déficit fiscal se financia mediante dos canales: mediante emisión de dinero (señoreaje) y a través de la colocación de deuda externa.

A continuación se señalan las principales predicciones teóricas. En primer lugar, se tiene una situación dónde el señoreaje impacta sobre la tasa de inflación de largo plazo; esta última se traslada a la tasa de interés nominal en moneda doméstica, y finalmente al tipo de cambio nominal (mediante la operación del arbitraje, reflejado a través de la ecuación de la paridad descubierta de la tasa de interés). En otras palabras, se tendría un *pass through* "al revés", en el que la tasa de inflación actúa sobre el tipo de cambio (vía arbitraje de tasas de interés), y no de manera recíproca (tipo de cambio nominal afecta la inflación) como se modela en algunos otros casos. En segundo lugar, la política cambiaria óptima en el largo plazo reside en dejar flotar al tipo de cambio nominal en torno al nivel de inflación de largo plazo (asociada a su vez

---

<sup>5</sup> Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. Mail: castiglionebenjamin@gmail.com

<sup>6</sup> Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. Mail: ricdes@eco.uncor.edu

<sup>7</sup> Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. Mail: micaeleconomia@gmail.com

<sup>8</sup> Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Córdoba. Mail: darielasposetti@gmail.com

al señoreaje que se encuentra operando para financiar el déficit fiscal que no se cubre con deuda externa). Sólo si la tasa de inflación fuera igual a cero (i. e. el déficit fiscal sería financiado completamente con deuda) la política cambiaría óptima estaría representada por un régimen de tipo de cambio fijo. En tercer lugar, en un esquema de este tipo se tiene una demanda de saldos reales que depende negativamente de la tasa de inflación; y también se llega al resultado estándar, donde el señoreaje es una función creciente de la tasa de inflación (Bayley; 1959).

En definitiva, presentamos un enfoque complementario que trata de explicar el comportamiento de una economía "emergente" y abierta, donde el público se decide por "fugar capitales", mediante el atesoramiento de moneda extranjera (en muchas ocasiones, en efectivo, bajo el paraguas de una economía informal) para resguardar su poder adquisitivo y realizar transacciones en el futuro. Paradójicamente, esta situación no desmotiva al gobierno, puesto que este último decide endeudarse en moneda extranjera (proveyendo los dólares que demanda el público) y evita financiar el déficit fiscal mediante señoreaje e inflación.

El esquema propuesto por Descalzi y Neder (2017) presenta un esquema con dos alternativas de financiamiento del déficit fiscal: deuda externa o señoreaje. Sin embargo, no presenta una regla de decisión para determinar cuál es la fracción que se financia mediante una forma y cuál de otra. En el esquema presentado, se aproxima una recta que muestra las combinaciones entre deuda e inflación compatibles con un nivel sostenible de endeudamiento en el largo plazo (reflejando un *trade-off* entre deuda e inflación). La emisión de deuda tiene la ventaja de preservar el consumo real (en la medida que éste depende negativamente de la tasa de inflación de largo plazo), proveyendo stocks adicionales de moneda extranjera demandados por el público. El señoreaje, en tanto, tiene la ventaja de representar una vía de financiamiento que no requiere aprobaciones del Congreso (influenciado en ocasiones políticos populistas), ya que evita la discusión de la política de endeudamiento del Estado o de la aprobación de un nuevo impuesto.

La tasa de interés internacional (corregida por la inflación doméstica) juega un papel importante para medir la relación a la que se sustituye una fuente de financiamiento por otra (i.e. endeudamiento por inflación). Si la tasa de interés internacional corregida por la inflación doméstica es "baja" entonces sería posible disminuir el financiamiento mediante la emisión monetaria (menor señoreaje) contrayendo un endeudamiento menor al que tendría en caso de una tasa real más alta. Si por el contrario, la relación tasa de interés internacional - inflación doméstica es "elevada" la reducción del señoreaje traería aparejado un mayor costo en términos de endeudamiento externo.

Desde el punto de vista empírico, Descalzi y Neder (2017) estudian el *trade-off* entre inflación y deuda para la economía argentina durante el período 2004-2017 utilizando datos trimestrales. Ajustan un modelo de corrección del error y estiman la ecuación de cointegración resultante. Encuentran que el coeficiente que mide la respuesta (del logaritmo) de la tasa de inflación a (el logaritmo) la deuda pública externa es negativo y significativamente distinto de cero, tal como se espera (debido a que el señoreaje y el endeudamiento constituyen fuentes alternativas para financiar el déficit fiscal), y que cuando la inflación se incrementa en un 1% la deuda pública externa debería disminuir en aproximadamente el mismo porcentaje.

En este trabajo llevamos a cabo nuevas estimaciones sobre la relación deuda externa-inflación considerando una especificación alternativa de un modelo de corrección del error. En primer lugar, se ha considerado un período de tiempo más extenso: 1994-2017, utilizando datos trimestrales. En segundo lugar, se consideró la posibilidad de existencia de cambio estructural. Finalmente, se indaga sobre la recursividad del modelo propuesto; en otras palabras, se somete a test la hipótesis que la deuda es débilmente exógena. Ello indicaría que ante un *shock* negativo de inflación, la deuda externa no respondería (no aumentaría), puesto que el nivel de endeudamiento no se ajustaría a los requerimientos de la economía doméstica. Por el contrario, y de acuerdo a una hipótesis de existencia de imperfecciones en el mercado internacional de capitales, éste estaría determinado por las condiciones del mercado internacional y no del doméstico.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. En la próxima sección se describe la estrategia de estimación de un modelo de corrección del error. Luego, se presentan los principales resultados. Finalmente, se mencionan las conclusiones.

### Estrategia de estimación

A partir del siguiente modelo de corrección del error (VEC), o simplemente VAR cointegrado (CVAR):

$$\Delta p_t = \Pi p_{t-1} + \Gamma_1 \Delta p_{t-1} + \dots + \Gamma_{l-1} \Delta p_{t-l+1}$$

$p_t$  es un vector  $K \times 1$  que contiene al menos una variable  $I(1)$ ,  $\Pi$  es una matriz singular de orden  $K \times K$  con rango igual a  $r$ .  $\Pi$  puede ser escrita como  $\Pi = \alpha \beta'$ , donde  $\beta$  es una matriz de cointegración de orden  $K \times r$ . Estamos interesados en analizar el vector  $c_{t-1} = \beta' p_{t-1}$  de orden  $r \times 1$  que contiene las relaciones de cointegración entre las variables endógenas (en este caso la inflación y la deuda externa pública).

Suponiendo que el rango de cointegración es conocido, el estimador de máxima verosimilitud de rango reducido  $(\alpha_e, \beta_e)$  puede ser calculado; sin embargo, éste estima de manera consistente el espacio de cointegración. En consecuencia, es necesario identificar  $K-r$  variables utilizando información obtenida *a priori*. Para ello, se supone que la primera parte del vector  $\beta$  es una matriz identidad, que toma la forma  $\beta' = [I_r; \beta'_{k-r}]$ , donde  $I_r$  es una matriz identidad de orden  $r$ , en tanto  $\beta'_{k-r}$  es una matriz  $r \times (K-r)$  con los coeficientes a ser identificados.

Juselius (2006) señala que todos los efectos de largo plazo están capturados por la matriz  $\Pi$ . Dado que  $\beta' p_{t-1}$  representa una combinación lineal estacionaria de las variables; los coeficientes de  $\beta$  describen las relaciones de estas variables en el estado estacionario. Cuando estas relaciones de cointegración son interpretadas de acuerdo a la teoría económica, entonces el concepto de cointegración se asocia a la noción de equilibrio de largo plazo. De esta forma, la metodología permite el cálculo de las relaciones de largo plazo entre la inflación y la deuda externa pública.

Analizando el término de largo plazo del CVAR:

$$\pi p_{t-1} \sim I(0)$$

$$\propto \beta' p_{t-1} \sim I(0)$$

donde  $\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \end{bmatrix}$ ,  $\beta = \begin{bmatrix} 1 \\ \beta_{12} \\ \beta_{13} \end{bmatrix}$  y  $p_{t-1} = \begin{bmatrix} Deuda_{t-1} \\ Inflaci3n_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix}$ . Suponemos aqu3 por lo tanto que  $r=1$ .

Finalmente:

$$\propto \beta' p_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \end{bmatrix} (Deuda_{t-1} + \beta_{12} Inflaci3n_{t-1} - \beta_{13}) \sim I(0)$$

Entonces el CVAR queda:

$$\begin{bmatrix} \Delta Deuda_t \\ \Delta Inflaci3n_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \end{bmatrix} (Deuda_{t-1} + \beta_{12} Inflaci3n_{t-1} - \beta_{13}) + \Gamma_1 \Delta p_{t-1} + \dots + \Gamma_{l-1} \Delta p_{t-l+1} \quad (1)$$

El t3rmino  $(Deuda_{t-1} + \beta_{12} Inflaci3n_{t-1} - \beta_{13})$  representa la relaci3n de largo plazo entre deuda externa e inflaci3n. La hip3tesis indica que  $\beta_{12}$  es positivo, de manera que en la expresi3n:  $Deuda_{t-1} = \beta_{13} - \beta_{12} Inflaci3n_{t-1} + e$  (d3nde  $e \sim I(0)$ ), la deuda externa y la inflaci3n est3n relacionadas negativamente en el largo plazo, puesto que son fuentes de financiamiento sustitutas del d3ficit fiscal.

La otra hip3tesis postulada en este trabajo es que la deuda externa es ex3gena; entonces se supone que:

$$\alpha_{11} = 0$$

Si por ejemplo, en el momento  $t-1$  hay un *shock* negativo que desv3a a la inflaci3n a un nivel m3s bajo de manera transitoria, el t3rmino de error es negativo:

$$Deuda_{t-1} + \beta_{12} Inflaci3n_{t-1} - \beta_{13} < 0$$

Esta desviaci3n transitoria (de los valores de largo plazo) deber3a ser corregida en el momento  $t$  con un nuevo aumento de la tasa de inflaci3n (que nuevamente la ubique en su nivel de *largo plazo*). Debido a que la deuda externa ex3gena, no habr3a posibilidad de utilizar el endeudamiento para sustituir el financiamiento del D3ficit fiscal que brindaba una tasa de inflaci3n m3s elevada.

Se deduce entonces que:

$$\alpha_{12} < 0$$

De esta manera, la reducci3n temporal de la inflaci3n en  $t-1$ , lleva a una correcci3n que opera en el sentido contrario en  $t$  sobre la misma variable, seg3n se aprecia en la ecuaci3n (1).

En la siguiente secci3n se estima el modelo CVAR, y se analizan los coeficientes pertenecientes al vector de cointegraci3n estimado.

## Resultados

En la siguiente sección se lleva a cabo la estimación del modelo CVAR. Para ello se realiza en primer término un análisis individual de la estacionariedad de las series de deuda e inflación. Los tests de raíces unitarias consideran la presencia de cambio estructural. Se incorpora la posibilidad de un "cambio de régimen" en la economía mediante la introducción de variables de tipo *shift* e *impulse* (Juselius; 2006).

En un segundo paso, se ajusta el modelo de corrección del error. Se estima el grado de cointegración. Luego se identifica y estima el vector de cointegración. Finalmente, teniendo en cuenta las estimaciones obtenidas para el vector de ponderadores (*loading matrix*), se analiza la hipótesis nula de exogeneidad de la deuda externa.

Posteriormente se llevan a cabo los tests para analizar la robustez de las estimaciones previas: i) Análisis de los componentes determinísticos relevantes; ii) Inspección de los módulos de los autovalores de la inversa del polinomio característico; iii) Diagnóstico de los residuos, y el análisis de normalidad correspondiente. iv) Análisis ARCH univariado; v) Prueba de Wald sobre los componentes determinísticos dentro del vector de corrección del error; vi) Estabilidad vía autovalores recursivos; vii) Análisis gráfico de los residuos estandarizados.

### A) Análisis de estacionariedad de las series de deuda e inflación

Para contrastar la existencia de raíces unitarias en la serie temporal, en primer lugar, se siguió el procedimiento sugerido por Lanne *et al.* (2003) para detectar un cambio estructural en los datos. Se detectó cambio estructural en el segundo trimestre de 2002. En segundo lugar, siguiendo a Lanne *et al.* (2002) se analizó la existencia de raíces unitarias teniendo en cuenta la existencia de cambios estructurales en las series de tiempo de deuda e inflación (en los períodos en que las rupturas han sido identificadas previamente).

**Tabla 1**  
**Test de raíces unitarias**  
**bajo presencia de cambio estructural en 2002Q2**

Seasonal dummies y constante			Seasonal dummies, constante y tendencia		
Variable	Rezagos	Estad.	Variable	Rezagos	Estad.
Deuda	0 (A, F, H y S)	-1,30 (-2,88)	Deuda	0 (A, F, H y S)	-1,34 (-3,03)
Deuda	0 (A, F, H y S)	-8,53(-2,86)*	Deuda	0 (A, F, H y S)	-8,36(-3,03)*
Inflación	1 (A, F, H y S)	-2,57(-2,88)	Inflación	3 (A y F)	-2,63(-3,03)
				1 (H y S)	-2,87(-3,03)
Inflación (dif.)	4 (A, F y H)	-5,89(-2,88)*	Inflación (dif.)	4 (A, F y H)	-7,01(-3,03)*
	1 (H y S)	-7,28(-2,86)*		1 (S)	-7,75(-3,03)*

Nota: A: Akaike Information Criteria; F: Final Prediction Error; H: Hannan Quinn; S: Schwarz Criterion. Entre paréntesis figura el valor crítico. El "\*" marca que se rechaza la hipótesis nula (no estacionariedad de la serie) con un 95% de confianza. Ver Lanne *et al.* (2002) para más detalles sobre el test de raíces unitarias.

Bajo esta especificación la deuda y la inflación sigue siendo I(1) son I(1) en los dos escenarios propuestos: a) con tendencia y constante, y b) sólo con constante. En la siguiente tabla se lleva a cabo un análisis de raíz unitaria bajo la hipótesis de cambio estructural en el segundo



trimestre de 2005. Si bien este cambio no es "detectado" por el procedimiento de Lanne *et al.* (2003), se hizo una prueba con su incorporación por el impacto que produjo la restructuración de la deuda externa en el año 2005.

**Tabla 2**  
**Test de raíces unitarias**  
**bajo presencia de cambio estructural en 2005Q2 (sólo deuda)**

Seasonal dummies y constante			Seasonal dummies, constante y tendencia		
Variable	Rezagos	Estad.	Variable	Rezagos	Estad.
Deuda	3 (A y F)	0,609 (-2,88)	Deuda	0 (A, F, H y S)	-1,08 (-3,03)
	0 (H y S)	1,099 (-2,88)			
Deuda (dif)	0 (A, F, H y S)	-1,24(-2,86)	Deuda	0 (A, F, H y S)	-2,36(-3,41)*

Nota: A: Akaike Information Criteria; F: Final Prediction Error; H: Hannan Quinn; S: Schwarz Criterion. Entre paréntesis figura el valor crítico. El "\*" marca que se rechaza la hipótesis nula (no estacionariedad de la serie) con un 95% de confianza. Ver Lanne *et al.* (2002) para más detalles sobre el test de raíces unitarias.

Bajo esta especificación la deuda sigue siendo I(1) salvo un resultado "extraño" cuando solo hay constante, en el que parece ser I (2).

### B) Análisis de cointegración

En la tabla 3 se observan los resultados del test de cointegración. La tercera columna muestra el número de relaciones de cointegración que sugiere el test en función del número de rezagos utilizados. Si se incluye una constante y tendencia se llegaría a la conclusión que existe una relación de cointegración. Si se incluye en el test sólo la constante se concluiría que son dos, mientras que si sólo agregamos una tendencia lineal podríamos tener una o ninguna según los rezagos que se incluyan.

**Tabla 3**  
**Prueba de la traza de Johansen**  
**(con el shift en 2002Q2 y el impulse de la deuda en 2005Q2)**

Especificación	Rezagos	Nº rel. de coint.	LR	Valor crít. (95%)	p-value
C	4 (A y F)	2	14,18*	12,69*	0,0035*
	1 (H y S)	2	19,54*	12,69*	0,0027*
C + TREND	4 (A y F)	1	38,14*	25,73*	0,0006*
	1 (H y S)	1	41,07*	28,87*	0,0009*
TREND	4 (A y F)	0	13,39	15,41	0,1009
	1 (H y S)	1	19,04*	15,41*	0,0126*

Nota: En caso de que no se rechace la existencia de alguna relación de cointegración se colocará los valores de la prueba previa al no rechazo subsiguiente, si se concluye que no hay relaciones de cointegración se coloca el último valor sin rechazar.

Se seguirá adelante con la estimación suponiendo una sola relación de cointegración ( $r=1$ ) puesto que esta es la conclusión a la que se llega en la mayoría de los casos, y porque además es la que sugiere la teoría.

### c) El vector de cointegración ( $\beta$ )

La Tabla 4 presenta el vector de cointegración estimado. Se observa que dentro de la ecuación de cointegración aparecen una línea de tendencia y una ordenada al origen en el segundo trimestre de 2002 que representaría el cambio de régimen económico a partir de la salida de la Convertibilidad en diciembre de 2001.

**Tabla 4**  
**El vector de cointegración ( $\beta$ )**

Deuda	Inflación	Constante	Tendencia	Shift 2002Q2
1	2,48	-0,077	-0,002	-0,031
(---)	(0,27)	(0,010)	(0,000)	(0,017)
[---]*	[0,000]*	[0,000]*	[0,000]*	[0,073]*

Nota: Entre paréntesis se exhibe la desviación estándar y entre corchetes el p-value. El “\*” denota que se rechaza la hipótesis nula de no significatividad estadísticas. Se utilizaron tres rezagos.

Se observa que todas las variables dentro de la cointegración son significativamente diferentes de cero. Se aprecia que el coeficiente  $\beta_{12}$  es positivo y significativamente diferente de cero. Existiría entonces una relación negativa de largo plazo entre deuda e inflación.

Formalmente:

$$(Deuda_{t-1} + \beta_{12}Inflación_{t-1} - \beta_{13}) \sim I(0)$$

Entonces:

$$Deuda_{t-1} = \beta_{13} - \beta_{12}Inflación_{t-1} + e$$

### c) El vector de ponderadores (*loading matrix*)

En la siguiente tabla se aprecian los coeficientes de la *loading matrix*. Se aprecia que el coeficiente que pondera el efecto de la corrección sobre la deuda ( $\alpha_{11}$ ) no resulta significativamente diferente de cero.

**Tabla 5**  
**Matriz de ponderadores ( $\alpha$ )**

Deuda	Inflación
0,011	-0,321
(0,010)	(0,035)
[0,28]	[0,000]*

Nota: Entre paréntesis se exhibe la desviación estándar y entre corchetes el p-value. El “\*” denota que se rechaza la hipótesis nula de no significatividad estadísticas.

La no significatividad estadística del ponderador de la deuda denota que posiblemente la misma sea una variable débilmente exógena implicando esto que *shocks* inflacionarios no desatarían un proceso de ajuste en la deuda.

Este resultado corroboraría la hipótesis que sostiene que el stock de deuda, lejos de ajustarse a las necesidades de financiamiento de una economía pequeña y abierta que opera bajo libre

movilidad de capitales, resulta exógeno, y estaría determinado por la percepción que tienen los acreedores externos sobre la solvencia de la economía doméstica. Se aprecia también que el estimador del coeficiente  $\alpha_{12}$  es negativo y significativamente diferente de cero, como se esperaba.

#### d) Análisis de los componentes determinísticos relevantes

La *dummy* que refleja la reestructuración de la deuda en el segundo trimestre de 2005 es muy significativa para la deuda, aunque no es significativa para la inflación; dado que no resulta significativa para las dos variables, se decidió no agregarla a la estimación.

Sin embargo, y siguiendo a Juselius (2006), se decidió acompañar *shift* 2002Q2 (que está dentro de la ecuación de cointegración) con dos *impulses* fuera de la relación de cointegración (uno previo al *shift* 2002Q2 y uno simultáneo al *shift* 2002Q2).

#### e) Módulo de los autovalores de la inversa del polinomio característico

Se encontró una raíz unitaria, como era esperado. La tabla 6 muestra los valores más pequeños para los autovalores estimados. Estos son bastante más grandes que uno, con lo cual se aprecia que el modelo es estable.

**Tabla 6**  
**Autovalores del polinomio característico**  
**(Los cinco menores)**

1,4059	1,4059	1,4756	1,6408	1,6408
--------	--------	--------	--------	--------

Fuente: Elaboración propia.

#### f) Diagnóstico residual multivariado

La Tabla 7 muestra los resultados del análisis de los residuos CVAR. El modelo no exhibe problemas de autocorrelación ni de heteroscedasticidad condicionada. Habría problemas con la normalidad; sin embargo, y siguiendo a Cheung-Lai (1993) y Gonzalo (1994), esto no sería grave para este tipo de estimaciones, siempre que el problema provenga por un exceso de curtosis antes que por un problema de simetría.

**Tabla 7**  
**Test de Normalidad (Jarque Bera), de autocorrelación (estadístico LM de Breusch-Godfrey y Portmanteau) y de heteroscedasticidad (MARCH)**

Test	Estadístico	<i>p-value</i>
Jarque-Bera	66,27*	0,000*
LM test (1)	1,5546	0,8169
LM test (2)	5,9757	0,6500
LM test (3)	6,6613	0,8792
LM test (4)	11,0791	0,8046
LM test (6)	23,3163	0,5012
LM test (8)	29,6731	0,5848
Portmanteau (6)	17,2533	0,0689
Portmanteau (8)	22,8026	0,1983
Portmanteau (12)	34,8812	0,4259
MARCH (1)	9,3432	0,4062
MARCH (2)	15,3772	0,6359
MARCH (3)	17,3146	0,9231
MARCH (4)	49,4298	0,0673

Fuente: El “\*” denota que se rechaza la hipótesis nula de que no existen problemas de especificación en la materia concerniente a cada test a un 95% de confianza.

#### g) Análisis de normalidad univariado

El problema de curtosis en ambas variables podría ser señal de *outliers*. La variable deuda externa no tiene problemas de simetría; la inflación posee cierto problema de simetría, en rigor no despreciable.

**Tabla 8**  
**Análisis de normalidad**

Variable	Simetría	Exceso de Curtosis
Deuda	0,2419	1,78
Inflación	1,157	3,05

Fuente: Elaboración propia.

#### h) Análisis ARCH univariado

En la Tabla 9 se aprecia que no habría problemas de heteroscedasticidad condicionada para el caso univariado.

**Tabla 9**  
**Análisis de Heteroscedasticidad de los residuos**

ARCH(k)	Variable	Estadístico	p-value
ARCH (1)	Deuda	0,0019	0,9653
	Inflación	0,2720	0,6033
ARCH (2)	Deuda	0,0917	0,9125
	Inflación	0,2230	0,8066
ARCH (3)	Deuda	0,0797	0,9708
	Inflación	0,1645	0,9200
ARCH (4)	Deuda	0,3651	0,8328
	Inflación	0,1223	0,9741
ARCH (6)	Deuda	0,3224	0,9233
	Inflación	0,0978	0,9964
ARCH (8)	Deuda	0,5163	0,8404
	Inflación	2,5856*	0,0153*

El “\*” denota que se rechaza la hipótesis nula de que no existen problemas de especificación en la materia concerniente a cada test a un 95% de confianza.

#### i) Prueba de Wald

Para analizar la pertinencia de incluir en las relaciones de cointegración a la constante y las variables *shift* 2002Q2 y *shift* 2005Q2 se lleva a cabo la prueba de Wald. En la Tabla 10 no se rechaza la hipótesis nula de no significatividad de *shift* 2002Q2 y *shift* 2005Q2 con un nivel de confianza del 10%.

**Tabla 10**  
**Test de Wald. Significatividad de las variables en la relación de cointegración**  
**Inflación, 2002Q2, 2005Q2, Constante y Tendencia**

Variable	Inflación	2002Q2	2005Q2	Constante	Tendencia
Val. crít. (95%)	88,54*	3,5651	3,6426	81,87*	33,46*
P-value	0,0000*	0,0591	0,0563	0,0000*	0,0000*

El “\*” denota que se rechaza la hipótesis nula de no significatividad de la variable en el vector de cointegración.

En la Tabla 11 se ha dejado fuera *shift* 2005Q2 (que pretende marcar el acuerdo parcial con los acreedores de 2005) y se deja sólo *shift* 2002Q2, representativa del cambio estructural detectado mediante la aplicación del método de Lanne *et. al.* (2003). Se aprecia que la hipótesis de no significatividad se sigue rechazando con un nivel de confianza del 10%.

**Tabla 11**  
**Test de Wald. Significatividad de las variables en la relación de cointegración**  
**Inflación, 2002Q2, Constante y Tendencia**

Variable	Inflación	2002Q2	Constante	Tendencia
Val. crít. (95%)	83,08*	3,20	64,389*	31,51*
P-value	0,0000*	0,0735	0,0000*	0,0000*

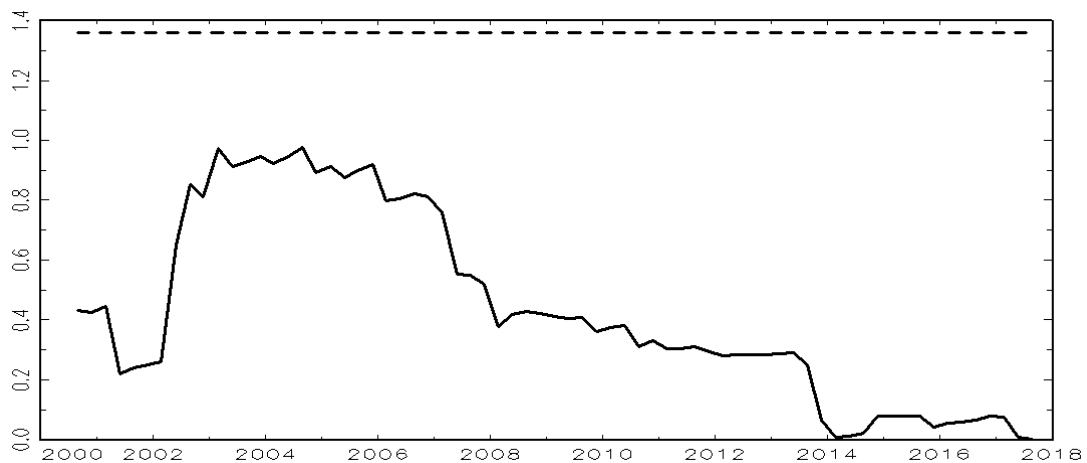
El “\*” denota que se rechaza la hipótesis nula de no significatividad de la variable en el vector de cointegración.

Finalmente, se decidió llevar a cabo la estimación (tal como se mencionó más arriba) incluyendo la variable *shift* 2002Q2 en función de lo determinado por el método de Lanne *et. al.* (2003), y por la importancia económica del *shock* de 2002 (salida de la convertibilidad).

#### j) Estabilidad vía autovalores recursivos

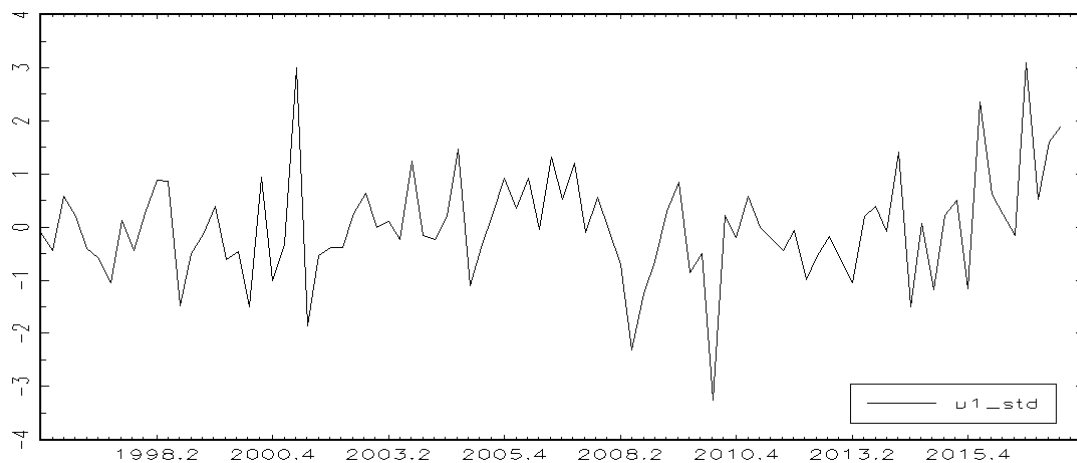
La relación de cointegración parece ser estable.

**Gráfico 1**  
**Autovalores recursivos**

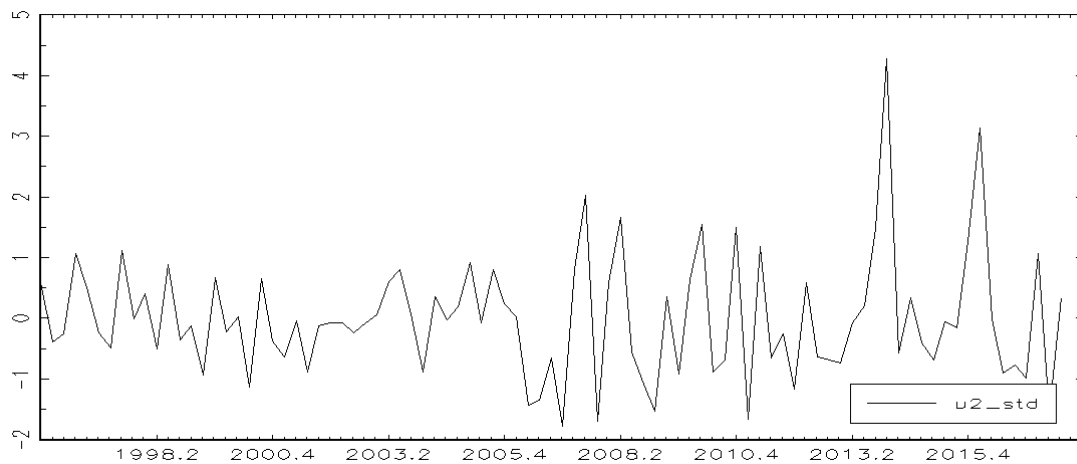


#### k) Ploteo de residuos estandarizados

**Gráfico 2**  
**Residuos estandarizados: Deuda Externa Pública**



**Gráfico 3**  
**Residuos estandarizados: Tasa de inflación**



### Conclusiones

Este trabajo tiene como finalidad analizar la relación entre tasa de inflación y deuda externa en la economía argentina. Se parte de la base que la economía argentina estaría representada por un patrón bi-monetario, donde el público acumula (sobre la base de un modelo *cash in advance*) moneda extranjera para realizar transacciones en el futuro. Interesa analizar el rol del Gobierno, que financia su déficit fiscal mediante dos mecanismos: emisión de deuda o señoreaje.

Se ajusta un modelo de corrección de errores o VAR cointegrado, y se identifica la ecuación de cointegración; se estiman los coeficientes respectivo. El modelo estadístico estimado permite también analizar la recursividad del modelo. En particular, se postula que la deuda es exógena, puesto que los acreedores externos no estarían dispuestos a ofrecer una "cantidad ilimitada" de fondos a una tasa de interés internacional dada. Los resultados obtenidos corroboran las hipótesis de correlación negativa de largo plazo entre ambas fuentes de financiamiento y de exogeneidad de la deuda externa pública.

### Referencias

- BAILEY, Martin J. (1956). "The Welfare Cost of Inflationary Finance". The Journal of Political Economy. Volume LXIV, Number 2, April.
- BIANCHI, Francesco and Leonardo MELOSI (2017). "The Dire Effects of the Lack of Monetary and Fiscal Coordination". NBER Working Paper, No. 23605. July.  
<http://www.nber.org/papers/w23605>.
- BUCACOS, Elizabeth (2003). "El financiamiento inflacionario del déficit fiscal". Documento de Trabajo Nº 001-2003. Banco Central del Uruguay.

- DESCALZI, Ricardo and Á. Enrique NEDER (2015). "Monetary Policy in Argentina: Seigniorage and Bailey's Curve 2001-2014". Anales de la Asociación Argentina de Economía Política: ISSN 1852-0022, ISBN 978-987-28590-3-9.
- DESCALZI, Ricardo and Á. Enrique NEDER (2016). "Assessing the short and medium term response of monetary shocks in Argentina". Anales de la Asociación Argentina de Economía Política: ISSN 1852-0022 ISBN 978-987-28590-4-6.
- DESCALZI, Ricardo and Á. Enrique NEDER (2017). "Financing Fiscal Deficits. Intertemporal approach under different exchange rate regimes" (con Á. Enrique Neder). Arnoldshain Seminar XV "The EU and Latin America Facing Globalization". 4 and 6 of September, 2017, Vienna, organized by the Wirtschaftsuniversität Wien, Austria.
- JUSELIUS, K. (2006). The cointegrated VAR model: Methodology and applications. Oxford University Press: New York.
- LANNE, M., H. LÜTKEPOHL, and P. SAIKKONEN (2002). Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of time series analysis*, 23, 667-685.
- LANNE, M., H. LÜTKEPOHL, and P. SAIKKONEN (2003). Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 91-115.
- LUCAS, Robert E. Jr. (1982). "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World". *Journal of Monetary Economics* 10 (3), pp 335-359.
- LÜTKEPOHL, H. and M. KRÄTZIG (2004). Applied Time Series Econometrics. Cambridge University Press: New York.
- McCANDLESS, George (2008). The ABCs of RBCs. An Introduction to Dynamic Macroeconomic Models. Harvard University Press. Cambridge, Massachusetts, and London, England.
- OBSTFELD, M. and ROGOFF, K. S. (1996). Foundations of International Macroeconomics, volume 1 of MIT Press Books. The MIT Press.
- SARGENT, T.J. and N. WALLACE (1981). "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 5(3), pp 1-17.
- URIBE, Martín (2016). "Is the Monetarist Arithmetic Unpleasant?" NBER Working Paper, No. 22866. November. <http://www.nber.org/papers/w22866>.
- WALSH, Carl E. (2010). Monetary Theory and Policy. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. Third Edition.