

# Documentos de trabajo

## **Economía y Finanzas**

**N° 21 - 03**  
2021

---

**Caída y convergencia mundial de las tasas de  
inflación**

Wilman Gómez, Carlos Esteban Posada,  
Remberto Rhenals

# Caída y convergencia mundial de las tasas de inflación

Wilman Gómez<sup>1</sup>; Carlos Esteban Posada<sup>2</sup>; Remberto Rhenals<sup>3</sup>

Marzo del 2021

## Resumen

La tendencia observada desde 1998 a la desinflación mundial y a que las inflaciones nacionales se estabilicen en niveles bajos obedece al comportamiento de la inflación de Estados Unidos. Esto es lo que podemos decir a la luz de resultados econométricos con cifras de frecuencia trimestral de Estados Unidos y de otros 30 países de varios continentes. En efecto, estos resultados son favorables a tal hipótesis y desfavorables a hipótesis alternativas que harían énfasis en las políticas monetarias nacionales o choques deflacionistas de origen “real” (no monetario). Adicionalmente, la evidencia empírica indica que, en general, las políticas monetarias nacionales han sido laxas, en el siguiente sentido: los hacedores de la política monetaria han aprovechado las fuerzas desinflacionarias (o deflacionarias) provenientes de Estados Unidos para ejecutar políticas laxas previendo algunos beneficios de esto (sobre la actividad económica u otros) sin temer que se haga evidente su costo en términos de una mayor inflación.

## Abstract

*The trend observed since 1998 towards global disinflation and for national inflation rates to stabilize at low levels is due to the behavior of inflation in the United States according to the econometric exercises reported in this paper with a quarterly frequency data from the United States and 30 other countries. Additionally, the empirical evidence indicates that, in general, national monetary policies have been lax, in the following sense: monetary policy makers have taken advantage of disinflationary (or deflationary) forces coming from the United States to execute lax policies anticipating some benefits from those without fearing that its cost in terms of higher inflation will become evident.*

**Palabras claves:** inflación, convergencia, economía abierta, política monetaria, modelo de cointegración con datos en panel.

**Key Words:** Inflation, Convergence, Open Economy, Monetary Policy, VECM, Panel Data.

**Clasificación JEL (JEL Code):** C12, C23, E31, E52, E65, F41

---

Los conceptos expresados en este documento de trabajo son responsabilidad exclusiva de los autores y en nada comprometen a la Universidad EAFIT ni al Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (Cief). Se autoriza la reproducción total o parcial del contenido citando siempre la fuente.

<sup>1</sup> Grupo de Macroeconomía Aplicada, Departamento de Economía, Universidad de Antioquia. Profesor e investigador, [wilman.gomez@udea.edu.co](mailto:wilman.gomez@udea.edu.co),

<sup>2</sup> Grupo de Investigación en Economía y Empresa, Departamento de Economía, Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (Cief), Universidad EAFIT, Carrera 49 Número 7 Sur 50, Medellín, Colombia. Profesor e investigador, [cposad25@eafit.edu.co](mailto:cposad25@eafit.edu.co)

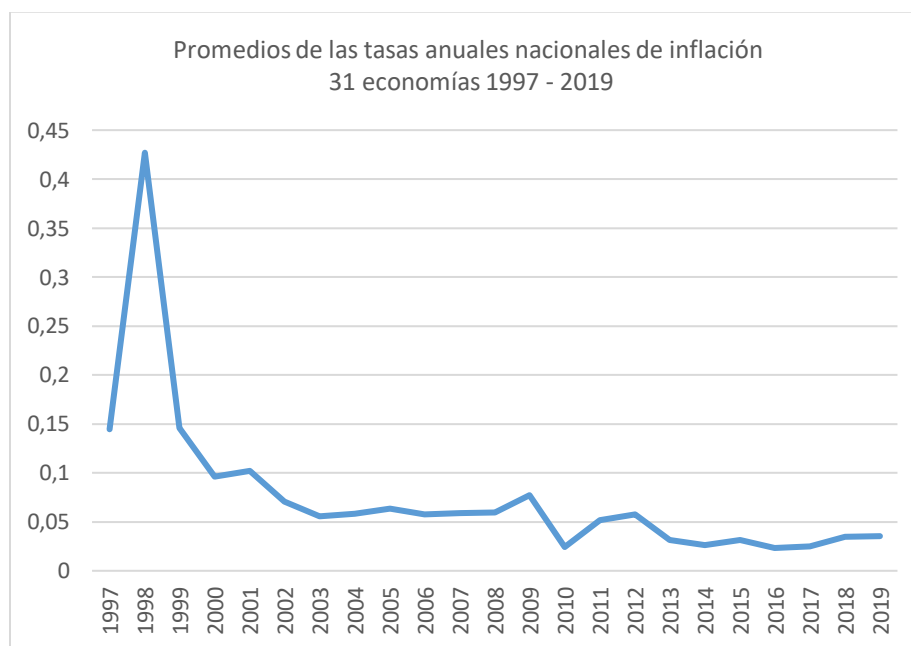
<sup>3</sup> Grupo de Macroeconomía Aplicada, Departamento de Economía, Universidad de Antioquia. Profesor e investigador, [remberto.rhenals@udea.edu.co](mailto:remberto.rhenals@udea.edu.co)

Los autores agradecen los comentarios de Cristian Castrillón a una primera versión de este documento.

## I. Introducción

En los últimos 23 años se ha hecho evidente la tendencia mundial de la inflación a caer y estabilizarse en niveles bajos. Esto sugiere un comportamiento común entre inflaciones nacionales aun si los diversos países y sus inflaciones mantienen rasgos idiosincráticos. El gráfico 1 muestra los promedios anuales de las tasas de inflación de 31 países de diferentes niveles de ingreso, diferentes estados de desarrollo, diferentes arreglos institucionales, y ubicación geográfica diversa, entre estos Estados Unidos (ver Anexo 1 con lista de países y fuentes de datos). Aun teniendo en cuenta el pico de 1998, con poco más de 40% para la inflación promedio, es claro que ha habido una tendencia decreciente de esta, lo que hace presumir que han operado fuerzas conducentes a la reducción y posterior estabilización de la inflación incluso en economías con grandes inflaciones iniciales. Lo mostrado en el gráfico 1 parece señalar también que puede haber una fuerza directriz o atrayente que genera este comportamiento.

**Gráfico 1**



Fuente: *International Financial Statistics*, FMI

En la sección II tomamos esta regularidad, esto es, la aparente tendencia de las inflaciones nacionales a caer y converger a una única tasa baja y estable, como una hipótesis a someter

al contraste empírico. En la sección III proponemos un sencillo modelo macroeconómico que nos puede permitir entender la fuerza común que ha llevado a todas las economías involucradas a la convergencia internacional y a la estabilización de sus inflaciones en los últimos 23 años. En esta misma sección hacemos referencia a la literatura internacional sobre este tema. Las secciones IV y V contienen la descripción de nuestra estrategia y los métodos para contrastar las hipótesis del modelo macroeconómico, los resultados empíricos de tal contraste y un resumen con las conclusiones de este trabajo. El Anexo contiene la lista de países utilizados en nuestra muestra.

### **El comportamiento de la inflación a través del tiempo**

Afirmar que la inflación promedio de los países en cuestión tiende a estabilizarse es equivalente a decir que en el largo plazo los índices nacionales de precios tienen una tendencia parecida y que, por tanto, su diferencia con respecto a un promedio a través del tiempo tiende a reducirse.

Más concretamente, si definimos  $\ln P_{jt}$  como el logaritmo del índice de precios de la economía  $j$  para cada período  $t$ , y si definimos  $\overline{\ln P}_t$  como el promedio en la dimensión de corte transversal para cada período  $t$ , nuestra primera afirmación debería implicar que se cumpliera:

$$(II.1) \ln P_{jt} - \overline{\ln P}_t = \mu_j, \frac{d|\mu_j|}{dt} < 0 \text{ para } j = 1, 2 \dots N$$

Poner a prueba esta hipótesis equivale a un contraste de raíz unitaria en panel de la siguiente forma:

$$(II.2) \ln P_{jt} - \overline{\ln P}_t = \mu_j + \rho(\ln P_{jt-1} - \overline{\ln P}_{t-1}) + \varepsilon_{jt} \text{ para } j = 1, 2 \dots N$$

Nótese que en la ecuación II.2 está implícito el supuesto de que todas las series tienen la misma raíz por lo que la hipótesis  $H_0$  es que todos los niveles de precios divergen y por tanto  $|\rho| \geq 1$  mientras que la hipótesis  $H_1$  implica que estos convergen y por tanto  $|\rho| < 1$ .

La tabla 1 muestra un sumario de pruebas de raíz unitaria bajo los supuestos de raíz unitaria común y raíz unitaria individual (con tendencia determinística y constantes diferentes entre

países en la regresión). Las pruebas estadísticas construidas bajo el supuesto de normalidad sugieren, para la diferencia entre el logaritmo del nivel de precios observado y el promedio, la no existencia de raíz unitaria ni de manera común ni individual, para todos los niveles de significancia.

Usando metodología panel, Weber y Beck (2005), encontraron evidencia de convergencia beta o de reversión a la media en la inflación de los países de la Unión Monetaria Europea para todo el período de análisis, mientras que solo hasta 1999 encontraron evidencia de convergencia sigma, sin evidencia reducciones adicionales en la dispersión de la inflación a partir de ese año.

Similarmente, con metodología panel, para los períodos previo y posterior a la creación del euro Buseti *et al.* (2007) encontraron evidencia de convergencia en la inflación de los países pertenecientes a la zona del euro entre 1980 y 1997 con pruebas de raíz unitaria en panel, y destacaron el papel preponderante de la política cambiaria, mientras que de 1997 a 2004 sus resultados evidencian divergencia en inflaciones y la conformación de dos grupos de países: uno de inflaciones bajas y otro de inflaciones altas. Karanasos *et al.* (2016) encontraron unos resultados similares para el período 1980 - 2013.

<b>Tabla 1. Pruebas de raíz unitaria (frecuencia trimestral)</b>					
Variable	Prueba	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
DIFlndefGDP	Ho: Raíz unitaria(Raíz unitaria común)				
	Levin, Lin & Chu t*	-13.3912	0.0000	30	2670
	Breitung t-stat	2.17924	0.9853	30	2640
	Ho: Raíz unitaria (raíz unitaria individual)				
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-7.99003	0.0000	30	2670
	ADF - Fisher Chi-square	209.274	0.0000	30	2670
	PP - Fisher Chi-square	240.585	0.0000	30	2730

Nota: la prueba de Breitung tiene como Ho la estacionaridad de las variables.

## II. Literatura y modelo

De manera casi simultánea con los procesos de desinflación de varias (e importantes) economías del mundo desde mediados de los años 80 del pasado siglo hasta el presente, siendo el de Estados Unidos el más sobresaliente, los economistas han prestado atención a las desinflaciones, unos preocupados por la posibilidad de transformarse en tendencias deflacionistas, otros por explicar aquellos factores que han dado origen a tales procesos o, al menos, a diferentes determinantes potenciales de una reducción de la tasa de inflación.

Entre el primer grupo ha sobresalido Calvo, quien ha hecho énfasis en factores que han impactado la demanda de dinero y otros activos líquidos más allá de lo que se explicaría por la actividad económica y el costo de oportunidad de mantener activos altamente líquidos y generado tendencias a crear situaciones con características de “trampas de liquidez” y, tarde o temprano, reducido permanentemente la tasa de inflación (Calvo, 2016).

Entre el segundo grupo, Razin fue uno de los primeros en destacar la existencia de un proceso ya claramente internacional causado, según este autor, por otro proceso: el de la globalización, gracias a su influencia sobre las políticas monetarias nacionales para hacerlas más anti-inflacionarias (Razin, 2004). Forbes (2020) también puso el énfasis en la globalización para explicar la tendencia a la menor inflación pero centrándose en el caso de Estados Unidos.

Aizenman *et al.* (2008) encontraron evidencia econométrica del impacto negativo de la política monetaria restrictiva sobre la inflación en los casos de 16 economías emergentes. Su hallazgo se hizo en el marco de una hipótesis específica: la política monetaria es reactiva: se sujeta a una función de reacción con dos argumentos: brecha de producto y brecha de inflación.

En un trabajo más reciente, pero restringido al caso de Estados Unidos, Heise *et al.* (2020) hicieron énfasis en otro factor que, a su juicio, sería importante en la explicación del proceso desinflacionario: el debilitamiento del “mecanismo de transmisión” que opera desde los salarios hacia los precios. Estos asuntos (esto es, los referidos a los papeles jugados eventualmente por la política monetaria y los salarios), de acuerdo con Calvo (2016), parecerían relativamente secundarios.

Nuestro punto de partida para explicar el proceso desinflacionario de 30 economías, algunas desarrolladas y otras en desarrollo, y casi paralelo al de Estados Unidos, es un modelo teórico altamente simplificado. Algunas de sus hipótesis son muy sencillas e irrealistas, si se juzgasen de manera aislada, pero su forma reducida tiene una interpretación intuitiva clara y da origen a hipótesis contrastables en términos econométricos. El modelo tiene relación estrecha con los modelos utilizados por Dornbusch (1985) y Álvarez *et al.* (2016) en sus ejercicios econométricos sobre la dependencia (estadística) de los niveles de precios (el caso de Dornbusch) o de la inflación (el caso de Álvarez *et al.*) de la tasa de cambio nominal con respecto al dólar o la devaluación externa de la moneda nacional (la variación porcentual de aquella). Esto se verá de manera más específica a continuación.

El presente modelo está diseñado para una economía abierta que sólo produce y comercia bienes internacionalmente transables, enfrenta una demanda ilimitada por su producción y tiene tasa de cambio flexible. La forma estructural comprende 3 ecuaciones, a saber:

$$(1) \quad P_t = \lambda_t P_t^* E_t$$

$$(2) \quad E_t = \alpha E_{t-1} + (1 - \alpha) {}^e_t E_{t+1} + \mu_{1,t} ;$$

$$0 < \alpha < 1; \quad \mu_{1,t} \sim N; \quad \bar{\mu}_1 \approx 0$$

$$(3) \quad {}^e_t E_{t+1} = {}^e_t \tau_{t+1} + \mu_{2,t};$$

$$\mu_{2,t} \sim N; \quad \bar{\mu}_2 \approx 0$$

Siendo:  $P$ ,  $\lambda$ ,  $P^*$ ,  $E$ ,  ${}^e_t E$ ,  ${}^e_t \tau$ ,  $\mu_k (k=1,2)$  el nivel de precios domésticos, un factor de escala (que resulta de efectos duraderos de choques reales de oferta y demanda agregadas y de demanda de dinero que afectan la tasa de cambio real; este factor de escala es el inverso de la tasa de cambio real), el nivel de precios externo (el de Estados Unidos), la tasa de cambio nominal (con respecto al dólar), la tasa de cambio nominal esperada hoy para mañana, el componente esperado hoy para mañana de la política monetaria relativa y un factor de sorpresa (aleatorio), respectivamente.

Puesto que no hay estimaciones independientes del factor de escala  $\lambda$ , nosotros lo estimamos como un residuo de la misma ecuación 1. Por tanto, podemos considerar que esta ecuación es una simple identidad. Un caso particular, que no contemplamos en este trabajo, consiste en suponer que  $\lambda$  es igual o tiende a 1. En tal caso la ecuación 1 (adicionando un componente

aleatorio) sería la hipótesis de paridad de poder adquisitivo o de constancia (al menos tendencial) de la tasa de cambio real.

El sentido de la ecuación 1 que consideramos pertinente es el siguiente: para el caso de una economía cualquiera del grupo de las 30 pertenecientes a nuestra muestra (distinta a Estados Unidos), su nivel de precios (lado izquierdo) depende, en primera instancia, del nivel de precios de Estados Unidos y de la tasa de cambio nominal, dado un cierto nivel de la tasa de cambio real. En Wickens (2011, cap. 7) se encuentra una explicación más detallada del sentido, alcances y limitaciones de la ecuación 1 (aunque nosotros vamos más allá suponiendo que el nivel de precios de Estados Unidos y la tasa de cambio nominal son factores causales, en primera instancia, del nivel de precios de cualquiera otra economía. Dornbusch (1985) utilizó una ecuación (su ecuación 5.a) similar a la 1 en una primera aproximación a su interpretación de la evolución de los precios de *commodities*<sup>4</sup>, en tanto que Álvarez *et al.* (2016) utilizaron otra (su ecuación 4) para predecir la inflación de un grupo de economías con inflaciones moderadas y tasas nominales de cambio flexibles que se podría derivar de la ecuación 1<sup>5</sup>.

La ecuación 2 es una manera simplificada de expresar una hipótesis, a saber: que la tasa de cambio observada es una combinación de una expectativa adaptativa (que “mira hacia atrás”) y una expectativa racional. ¿Por qué se mira hacia atrás? Hay al menos dos posibles razones: información imperfecta (por ejemplo: por estar la captura y análisis de información relevante al respecto sujeta a costos marginales crecientes de información) y creencia de que la autoridad monetaria puede intervenir en cualquier momento de manera *ad hoc* (e imprevista) para frenar movimientos al alza o a la baja de la tasa de cambio.

Además, la tasa de cambio observada puede incluir factores de sorpresa; uno de estos es el derivado de una política monetaria capaz de alterar los flujos de capital y, por tanto, incidir en la tasa de cambio. Así, un aumento sorpresivo de la tasa de interés local de política, dada la tasa externa, crea un exceso de oferta de divisas que se elimina casi instantáneamente con el reajuste a la baja de la tasa de cambio. Y, por tanto, se espera que la diferencia entre la tasa

---

<sup>4</sup> No obstante, la ecuación de Dornbusch incorpora posibles efectos de los niveles de producción doméstica y externa sobre el nivel de precios de tales bienes.

<sup>5</sup> Álvarez *et al.* (2016) siguieron a Burstein y Gopinath (2014) al plantear su ecuación 4.

de cambio observada y la resultante de la combinación de expectativas adaptativas y racionales, teniendo en cuenta posibles sorpresas (como la del ejemplo anterior u otras), tenga un comportamiento aproximadamente similar al de una variable aleatoria.

La ecuación 2 podría parecer, a primera vista, contradictoria con una hipótesis bien conocida y fundamentada, a saber: en una economía con plena movilidad de capitales (y, para simplificar, sin riesgo de impago de deuda) la tasa esperada de depreciación nominal de la moneda local es igual, agotado el arbitraje, a la diferencia entre las tasas de interés doméstica y externa, es decir:

$$(2.a) \log({}^e_t E_{t+1}) - \log(E_t) = \log(1 + {}^e_t i_{t+1}) - \log(1 + {}^e_t i^*_{t+1}) + \zeta_t$$

Siendo  $i, i^*, \zeta$  la tasa de interés doméstica, la tasa de interés externa y un componente estrictamente aleatorio (el caso de movilidad perfecta de capitales). Pero la ecuación 2 es compatible con la ecuación 2.a puesto que aquella lo único que afirma es que si la autoridad monetaria cambia de manera sorpresiva la tasa de interés de política crea una oportunidad de arbitraje transitorio que altera el flujo neto de capitales hasta que la modificación en la tasa de cambio que acarrea tal sorpresa agota el arbitraje. Agotado el arbitraje, el efecto final de la sorpresa es aumentar el lado derecho de la ecuación 2.a y, claro está, aumentar también su lado izquierdo por la vía de reducir  $E_t$  en una magnitud absoluta mayor de lo que disminuye  ${}^e_t E_{t+1}$ .

La ecuación 3 es otra hipótesis. Según esta, la tasa de cambio que hoy se espera para mañana depende de un factor supuestamente exógeno: el componente esperado de política monetaria; y esta expectativa está sujeta a un error aleatorio.

Nuestro indicador del componente esperado de la política monetaria relativa de una economía  $j$  distinta a Estados Unidos lo definimos así:

$${}^e_t \tau_j = \left( \frac{1 + i_{EEUU,t}}{1 + i_{j,t}} \right) \left( \frac{1 + \pi_j}{1 + \pi_{EEUU}} \right)$$

Siendo  $i$  la tasa de interés de política y  $\pi$  el promedio de largo plazo de la tasa de inflación tanto para Estados Unidos como para la economía  $j$ . Por tanto, cuanto mayor sea el nivel de esta variable mayor es el grado de laxitud de su política monetaria.

En ausencia de sorpresas y errores de expectativa, es fácil demostrar que la ecuación 3 implica que:

$$E_t = \tau_t$$

El modelo de las ecuaciones 1, 2 y 3 para un estado estable (es decir, en ausencia de sorpresas y errores de expectativas) queda reducido a la ecuación 4<sup>6</sup>:

$$(4) P = \lambda P^* \tau$$

La ecuación equivalente, en términos logarítmicos (logaritmos naturales), es:

$$(4.a) \ln P = \ln \lambda + \ln P^* + \ln \tau$$

Basándonos en el modelo anterior podemos establecer las siguientes hipótesis:

Hipótesis I: la desinflación mundial ha sido un proceso que ha obedecido, en lo fundamental, a la de Estados Unidos; otros factores han sido de poca o nula significancia.

Hipótesis II (alterna): la desinflación mundial ha dependido significativamente de las políticas monetarias restrictivas de países diferentes a Estados Unidos o de choques “reales” (es decir, choques diferentes a los de política monetaria pero que afectan la tasa de cambio real) de efectos deflacionistas.

### III. Estrategia econométrica y resultados

La siguiente ecuación se deriva de la ecuación 4 (que anida las hipótesis I y II) pero incluye constante y tendencia determinística no solo para lograr una especificación estadísticamente completa sino también porque los precios podrían tener una tendencia temporal cuya significancia tendría que ser apoyada (o no) por la información contenida en las variables.

$$(4') \ln P_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln \lambda_{j,t} + \beta_2 \ln \tau_{j,t} + \beta_3 \ln P_t^* + \beta_4 \text{tendencia} + \epsilon_{j,t};$$

---

<sup>6</sup> Por lo demás, un modelo para una economía con una autoridad monetaria que tenga una meta de inflación y sea plenamente creíble (y suponiendo que esta meta sea exógena) podría tener la ecuación 2.b en vez de la 2:

$$(2.b) \log ({}^e E_{t+1}^{1-\alpha}) = \log (1 + \bar{\pi}) + \log (E_t) + \epsilon_t$$

Siendo  $\bar{\pi}$  la meta de inflación. Pero, aun así se puede generar una forma reducida similar a la ecuación 4.

El conjunto de países  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 30$ ) no incluye, obviamente, a Estados Unidos (cuyo nivel de precios es  $P^*$ ). Las series estadísticas son de frecuencia trimestral. La tabla 2 contiene las pruebas de raíz unitaria sobre las variables involucradas en la ecuación 4'.

<b>Tabla 2. Pruebas de raíz unitaria, variables del modelo en logaritmos, frecuencia trimestral</b>					
Se asume raíz unitaria común			Se asume raíz unitaria individual		
Prueba	Levin, Lin & Chu t*	Breitung t-stat	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF - Fisher Chi-square	PP - Fisher Chi-square
Ln(deflactor)					
Statistic	-3.49603	-3.97062	-1.2286	126.36	259.403
Prob.**	0.0002	0	0.1096	0	0
Ln(tao)					
Statistic	3.81365	-6.09313	-5.14049	123.466	110.279
Prob.**	0.9999	0	0	0	0
Ln(lambda)					
Statistic	0.96041	-2.48024	1.4689	50.0037	77.9399
Prob.**	0.8316	0.0066	0.9291	0.8178	0.0597
Ln(deflactor USA)					
Statistic	5.19499	-5.37324	5.31662	9.20578	63.9513
Prob.**	1	0	1	1	0.3396
Dif_i_inflations					
Statistic	0.02304	-15.9809	-13.4669	292.865	231.086
Prob.**	0.5092	0	0	0	0

Notas: 1. la especificación de estos modelos incluye constante y tendencia determinística individuales.

2. La prueba de Breitung se construye sobre la hipótesis nula de estacionariedad.

El ejercicio consistió en estimar un modelo de cointegración y corrección de error (*VECM*) en panel con series de frecuencia trimestral con el método de Johansen basándonos en la ecuación 4'.

En forma matricial el modelo es el siguiente:

$$\Delta Y_t = C + \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{k=1}^p \Pi_k \Delta Y_{t-k} + \epsilon_t$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} \ln P_{j,t} \\ \ln \tau_{j,t} \\ \ln \lambda_{j,t} \\ \ln P_t^* \\ t \\ 1 \end{bmatrix}, \quad \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix}, \quad \beta = \begin{bmatrix} 1 \\ \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \end{bmatrix}$$

La tabla 3 muestra los resultados de un primer ejercicio de estimación de la ecuación de cointegración, que llamamos “modelo A”. En este ejercicio se supuso la existencia de un cierto vector de cointegración, así: se impuso la exogeneidad (en el largo plazo) de las variables  $\ln \lambda_{j,t}$ ,  $\ln \tau_{j,t}$  y  $\ln P_t^*$ , en virtud de que son, según nuestro modelo teórico, exógenas al sistema. La Tabla 3 muestra los resultados de la estimación de la ecuación de cointegración para el modelo A; al realizarla se permitió que todos los coeficientes de ajuste de corto plazo pudiesen ser diferentes de cero. Basándonos en esta estimación encontramos varios resultados, a saber: el coeficiente que corresponde al indicador de laxitud relativa de la política monetaria resulta significativo pero con el signo contrario al esperado (se esperaba que a mayor laxitud de la política monetaria mayores serían los precios). El coeficiente del índice de precios de Estados Unidos tiene signo positivo y es estadísticamente significativo lo que apoya la hipótesis de que es una economía cuyo nivel de precios ejerció atracción sobre el nivel de precios mundial. El efecto de los choques que afectan la tasa de cambio real sobre el nivel de precios mundial, medido a través del coeficiente de  $\ln \lambda_{i,t}$ , no es estadísticamente significativo. La tendencia determinística tiene efecto positivo y estadísticamente significativo, aunque su coeficiente es muy pequeño. En lo que sigue llamaremos este efecto positivo “inercia” pero podría ser algo diferente a una verdadera inercia, por ejemplo: el efecto de alguna variable omitida.

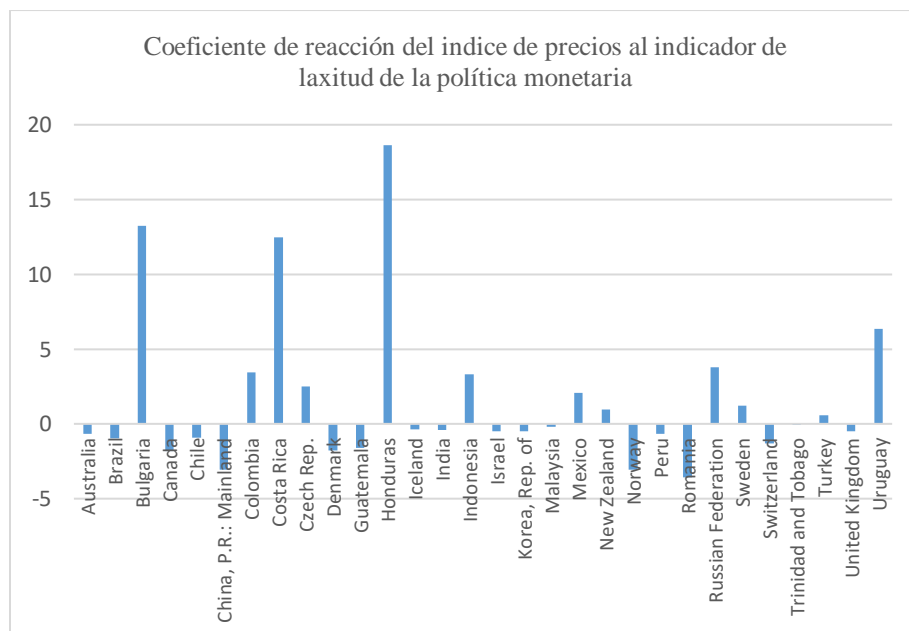
Tabla 3. Cointegración panel		
Variable dependiente: $\log(P_{jt-1})$		
	A	B
$\ln\tau_{j,t-1}$	-0.369457 [- 1.67669]	-0.356656 [- 1.62109]
$\ln\lambda_{j,t-1}$	-0.001661 [- 0.14066]	-0.001609 [- 0.13645]
$\ln P_{t-1}^*$	1.433144 [5.71356]	1.434209 [5.72662]
@tendencia(97Q1)	0.00012 [3.26154]	0.00012 [3.26034]
C	-0.147854	-0.147142
$\alpha_1$	-0.020226 [-10.0293]	-0.020263 [-10.0341]
$\alpha_2$	-0.000136 [-0.09215]	---
$\alpha_3$	0.006075 [ 1.61490]	0.006108 [ 1.64558]
$\alpha_4$	-0.000272 [-1.61169]	-0.00027 [-1.60243]
	1.17E-14 1.14E-14 26740.81 -20.69368 -20.51875 77	1.17E-14 1.14E-14 26740.8 -20.69368 -20.51875 77

Los resultados de la tabla 3 plantean un par de interrogantes con respecto al signo de la variable (laxitud de la) política monetaria, y a la influencia de esta sobre los índices de precios de las economías incluidas en este ejercicio: i) ¿acaso, por tratarse de un panel de economías, puede haber algunas que estén influenciando los resultados globales del ejercicio de cointegración?; y ii) ¿la política monetaria funciona por medio de un mecanismo diferente al propuesto inicialmente en nuestra hipótesis de trabajo? Para estudiar la primera de estas cuestiones se procedió efectuar estimaciones VECM individuales; y para responder a la segunda pregunta se estimó un nuevo VECM excluyendo la variable que indica el grado de

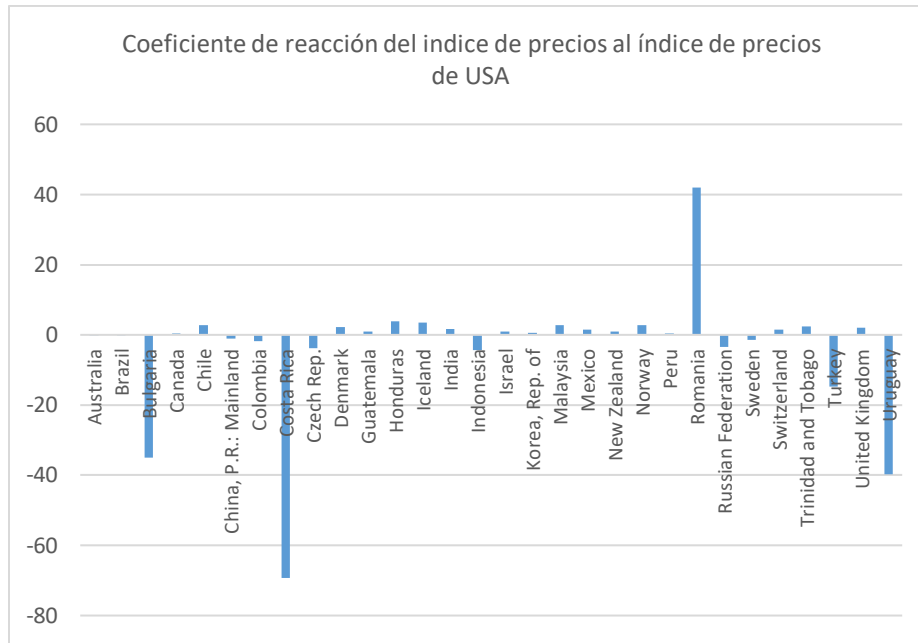
laxitud de la política monetaria. Además, se puso a prueba una hipótesis adicional: que las políticas monetarias de los países de la muestra están sometidas a una regla o función de reacción.

El gráfico 2 muestra los coeficientes de cointegración para el indicador de laxitud de la política monetaria para cada país del panel. Como era de esperarse, muchos de ellos son negativos, pero muchos otros son positivos (como lo sugiere nuestro modelo) y tienen valores significativamente más altos (en valor absoluto) que aquellos que son negativos; estos países son: Bulgaria, Colombia, Costa Rica, Honduras, Indonesia, México, Nueva Zelanda, Rusia, Suecia, Turquía y Uruguay; adicionalmente, los coeficientes de reacción a los precios de Estados Unidos son negativos para este mismo conjunto de países (Gráfico 3).

**Gráfico 2**



**Gráfico 3**



Los resultados contenidos en los gráficos 2 y 3 sugieren que los ejercicios de cointegración deberían flexibilizarse usando variables *dummies* de interacción para este grupo de países y así poder diferenciar adecuadamente los coeficientes sin tener que segmentar la muestra y perder grados de libertad en las estimaciones. Así, definiendo una *dummy* igual a 1 para países que tienen coeficientes individuales positivos, y 0 para los demás casos, el modelo VECM reformulado sería:

$$\Delta Y_t = C + \alpha \tilde{\beta}' Y_{t-1} + \sum_{k=1}^p \Pi_k \Delta Y_{t-k} + \epsilon_t$$

$$Y_t = \begin{bmatrix} \ln P_{j,t} \\ \ln \tau_{j,t} \\ \ln \lambda_{j,t} \\ \ln P_t^* \\ D_j \ln \tau_{j,t} \\ D_j \ln \lambda_{j,t} \\ D_j \ln P_t^* \\ t \\ 1 \end{bmatrix}, \quad \alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix}, \quad \tilde{\beta} = \begin{bmatrix} 1 \\ \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \\ \beta_5 \\ \beta_6 \\ \beta_7 \end{bmatrix}$$

La tabla 4 contiene las estimaciones del modelo incluyendo *dummies* de interacción. Los resultados son más amplios. De nuevo, para aquellos países para los cuales la variable *dummy* vale 0, es decir, aquellos a los que corresponden coeficientes individuales negativos para la variable de política monetaria laxa (log de  $\tau$ ), estos coeficientes siguen teniendo valor negativo. Esta flexibilización en la estimación del modelo permite que la variable que asociamos a choques de tasa de cambio real (log de  $\lambda$ ) resulte significativa y con signo positivo, es decir, estos choques generan movimientos en la misma dirección de los precios de los países involucrados en este ejercicio. Por otro lado, cuando la *dummy* se activa (toma el valor de 1) el efecto de las políticas monetarias laxas sobre los precios pasa a ser el esperado (positivo) pero pequeño, aunque significativo estadísticamente; encontramos este mismo resultado para el efecto de log de  $\lambda$  y para el de log de  $P^*$  (el nivel de precios de Estados Unidos). En ambos ejercicios la tendencia determinística (la “inercia”) no fue significativa.

Tabla 4. Cointegración panel, dummies de interacción.				
Variable dependiente: $\log(P_{j,t-1})$				
	A		B	
	Todos los países	Países con dummy activada	Todos los países	Países con dummy activada
$\ln \tau_{j,t-1}$	-1.824868 [-5.79338]	0.061863	-1.803103 [-5.63678]	0.12829
DUM(-1)* $\ln \tau_{j,t-1}$	1.886731 [3.92069]		1.931393 [3.95214]	
$\ln \lambda_{j,t-1}$	0.047137 [3.09670]	0.015561	0.039499 [2.55523]	0.020415
DUM(-1)* $\ln \lambda_{j,t-1}$	-0.031576 [-1.48283]		-0.019084 [-0.88250]	
$\ln P_{t-1}^*$	2.073976 [5.63127]	1.281408	1.815131 [4.85311]	1.540613
DUM(-1)* $\ln P_{t-1}^*$	-0.792568 [-1.72408]		-0.274518 [-0.58803]	
@TREND(97Q1)	1.79E-05 [0.46100]	1.79E-05 [0.46100]	1.90E-05 [0.48156]	1.90E-05 [0.48156]
C	0.126822	0.126822	0.128091	0.128091
$\alpha_1$	-0.019819		-0.019903	

	[-9.82960]	[-10.0910]
$\alpha_2$	-0.003578	-0.003274
	[-2.43222]	[-2.78638]
$\alpha_3$	0.009433	0.007757
	[ 2.49469]	[ 3.00283]
$\alpha_4$	-0.000286	-0.000162
	[-1.69524]	[-1.48347]
$\alpha_5$	-0.000362	---
	[-0.41469]	
$\alpha_6$	0.000959	---
	[ 0.34061]	
$\alpha_{87}$	-0.00021	---
	[-1.59103]	
	2.11E-27	
	1.94E-27	
	53652.79	
	-41.47054	
	-40.97529	
	218	

Aun cuando los resultados de las estimaciones contenidas en la tabla 4 permiten capturar el efecto negativo que tienen las políticas monetarias laxas sobre los precios en algunos países (según lo esperado teóricamente) permanece el interrogante de por qué para el otro conjunto de países la regresión sigue mostrando signo negativo para este efecto.

En vista de la persistencia del resultado contra-intuitivo de la variable de política monetaria laxa ( $\log$  de  $\tau$ ) procedimos a reestimar el modelo sin incluir esta entre las explicativas. La tabla 5 muestra las estimaciones obtenidas con el VECM excluyendo esa variable. La estimación del modelo sin incluir *dummies* de interacción muestra que, aunque no tiene significancia estadística, la variable  $\log$  de  $\lambda$  (cuyos cambios los asociamos a choques de tasa de cambio real) tiene el efecto esperado (positivo) sobre el nivel de precios. Tanto el  $\log$  de  $P^*$  (el índice de precios de Estados Unidos) como la tendencia determinística son significativos y con signos positivo, lo que pone de relieve la importancia de la inflación de Estados Unidos como factor común influyente en los precios de las demás economías y la (aparente) tendencia inercial en la formación de precios.

Al incluirse las *dummies* de interacción (columna B) tenemos los mismos resultados, y, más aún, para los países para los que se activa la *dummy* aumentan los valores de los coeficiente de reacción al log de  $\lambda$  y al log de  $P^*$ . La columna C contiene los resultados luego de refinar el modelo B imponiendo restricciones sobre los coeficientes  $\alpha_4$  y  $\alpha_5$ ; estos resultaron no significativos. En resumen, para cualquier especificación de esta variante del modelo, los niveles de precios de estas economías tienen dos determinantes prominentes en el largo plazo: el nivel de precios de Estados Unidos y la tendencial inercial.

Tabla 5. Cointegración panel, excluyendo $\log(\tau_{jt-1})$					
	A	B		C	
Var dependiente: $\ln P_{j,t-1}$	Todos los países	Todos los Países	Países con dummy activada	Todos los Países	Países con dummy activada
$\ln \lambda_{j,t-1}$	0.000764 [ 0.06576]	0.007229 [0.46695]	0.015459	0.008758 [0.56873]	0.013337
$DUM(-1)* \ln \lambda_{j,t-1}$		0.00823 [0.36765]		0.004579 [0.20565]	
$\ln P_{t-1}^*$	1.36278 [5.64248]	0.87583 [2.33124]	1.631229	0.933973 [2.49915]	1.538649
$DUM(-1)* \ln P_{t-1}^*$		0.7553 [1.61449]		0.604676 [1.29918]	
@TREND(97Q1)	0.000117 [3.20300]	0.000101 [2.79062]	0.000101 [2.79062]	9.92E-05 [2.75935]	9.92E-05 [2.75935]
C	-0.145284	-0.0964	-0.0964	-0.098636	-0.098636
$\alpha_1$	-0.020689 [-10.0616]	-0.020465 [-10.2163]		-0.020906 [-10.4924]	
$\alpha_2$	0.005666 [ 1.46513]	0.005552 [ 1.46338]		0.003605 [ 1.36026]	
$\alpha_3$	-0.00027 [-1.56377]	-0.000251 [-1.48348]		-0.000261 [-2.35341]	
$\alpha_4$		0.002196 [ 0.77862]		0 [NA]	
$\alpha_5$		2.89E-05 [ 0.21748]		0 [NA]	
	2.31E-11	3.87E-20		3.87E-20	
	2.27E-11	3.71E-20		3.71E-20	
	20607	39365.74		39365.49	
Akaike information criterion	-15.95732	-30.46157		-30.46138	

Schwarz criterion	-15.85281	-30.19805	-30.19785
Number of coefficients	46	116	116

Queda por indagar el asunto relativo al indicador de laxitud relativa de la política monetaria:  $\tau$ . Para indagar sobre esto, realizamos un ejercicio en el que supusimos que la variable dependiente es el indicador de política monetaria laxa en tanto que las demás variables son exógenas. En otras palabras, este nuevo modelo considera que la política monetaria se sujeta a una “función de reacción”. Sus resultados se presentan en la tabla 6.

Tabla 6. Cointegración panel. Variable dependiente: $\ln \tau_{j,t-1}$			
	Todos los países	Todos los países	Países con dummy activada
$\ln P_{j,t-1}$	-2.706674 [-9.70857]	-1.356653 [-10.9530]	-0.055522
$\text{Dum}_{t-1} * \ln P_{j,t-1}$		1.301131 [5.66663]	
Log de $\lambda_{j,t-1}$	-0.004496 [-0.13851]	0.033755 [2.02985]	-0.011249
$\text{Dum}_{t-1} * \ln \lambda_{j,t-1}$		-0.045004 [-1.93042]	
$\ln P_{t-1}^*$	3.879054 [4.27996]	2.242201 [4.33572]	-0.216123
$\text{Dum}_{t-1} * \ln P_{t-1}^*$		-2.458324 [-3.55828]	
@trend(97q1)	0.000326 [3.25242]	0.000107 [2.89751]	0.000107 [2.89751]
C	-0.400192	-0.111125	-0.111125
$\alpha_1$	-5.03E-05 [-0.09215]	-0.001599 [-1.22817]	
$\alpha_2$	-0.007472 [-10.0293]	-0.013164 [-7.38405]	
$\alpha_3$	0.002245 [1.61490]	0.006104 [1.83682]	
$\alpha_4$	-0.0001 [-1.61169]	-0.000308 [-2.06309]	
$\alpha_5$		-0.001865	

		[-1.33062]
$\alpha_6$		-0.001122
		[-0.45913]
$\alpha_{87}$		-0.000318
		[-2.71184]
	1.17E-14	4.02E-27
	1.14E-14	3.70E-27
	26740.81	52823.93
	-20.69368	-40.82726
	-20.51875	-40.33201
	77	218

De acuerdo con lo reportado en la tabla 6, los aumentos de los niveles de precios de los países distintos a Estados Unidos tienen un efecto negativo y significativo sobre los grados de laxitud de sus políticas monetarias (los reducen; es decir, tales aumentos las harían menos laxas), en tanto que el aumento del nivel de precios de Estados Unidos incrementa los grados de laxitud de las políticas monetarias de las demás economías permaneciendo constantes sus propios niveles de precios, probablemente buscando generar un impacto positivo sobre la actividad económica aprovechando el impacto desinflacionario de Estados Unidos<sup>7</sup>. Por lo demás, las variaciones de la variable  $\lambda$  (los choques de tasa de cambio real) tienen un efecto carente de significancia estadística. Tomando en cuenta que hay efectos diferenciales por grupos de países previamente identificados, se incluyó una *dummy* de interacción para captar estos efectos diferenciales análogamente a como se hizo en la estimación contenida en la tabla 4,

De lo anterior se deduce que la evidencia empírica resulta favorable a la hipótesis I, vale decir, desfavorable a la hipótesis II; además, es favorable a una hipótesis adicional: la política monetaria de los países de la muestra, tal como la medimos, no parece exógena; más bien se ha comportado como una variable sujeta a una función de reacción. Nuestro análisis captura dos de las variables que los hacedores de la política monetaria tendrían en cuenta en la supuesta función de reacción: los niveles de precios doméstico y de Estados Unidos. Un hallazgo que parece compatible con el nuestro fue presentado por Ball y Sheridan (2003) en

<sup>7</sup> En otras palabras, encontramos evidencia parcial de una función de reacción de las autoridades monetarias ante la inflación. Aizenman *et al.* (2008) encontraron evidencia al respecto para el caso de 16 economías emergentes con regímenes de “inflación objetivo” (*Inflation Targeting*).

el siguiente sentido: una vez descontada la reversión a la media en las inflaciones de 23 países de la OECD, los países que se apegaron a esquemas monetarios con metas de inflación (11 de ellos) no tuvieron resultados significativamente mejores que aquellos países que no se apegaron a tal esquema monetario<sup>8</sup>.

#### **IV. Resumen y conclusiones**

La tendencia a la desinflación mundial que se ha observado en los últimos 23 años y a la estabilización de las inflaciones en niveles bajos corresponde a un proceso dominado por el comportamiento de la inflación de Estados Unidos. Esto es lo que podemos decir a la luz de los resultados de ejercicios econométricos con cifras de frecuencia trimestral de Estados Unidos y de otros 30 países de varios continentes que son favorables a tal hipótesis y desfavorables a hipótesis alternativas que harían énfasis en unas políticas monetarias nacionales supuestamente anti-inflacionarias o choques deflacionistas de origen “real”, es decir, diferentes a los de política monetaria.

Adicionalmente, la evidencia empírica parece indicar que, en general, las políticas monetarias nacionales han sido laxas, en el siguiente sentido: los hacedores de política monetaria de países distintos a Estados Unidos han aprovechado las fuerzas desinflacionistas (o deflacionarias) provenientes de Estados Unidos para ejecutar políticas laxas previendo algunos beneficios de esto (sobre la actividad económica u otros) sin temer, aparentemente, que se haga evidente su costo en términos de una mayor inflación.

#### **Referencias**

- Aizenman, J.; M. Hutchison; I. Noy. 2008. “Inflation targeting and real exchange rates in emerging markets”; NBER Working Paper 14561.
- Álvarez, F. E.; F. Lippi; J. Passadore. 2016. “Are state and time dependent models really different?”; NBER Working Paper 22361.

---

<sup>8</sup> Para verificar si la convergencia de la inflación a tasas bajas y estables era un comportamiento generalizado en un conjunto amplio de economías Hyvonen (2004) realizó un ejercicio en el que encontró que en el periodo 1960 - 1980 este fenómeno no ocurrió de manera consistente en el conjunto de los países de la OECD, pero sí ocurrió en el caso de las áreas metropolitanas de Estados Unidos, por lo que, desde una perspectiva histórica, pudo concluir que solo de manera parcial la adopción de metas de inflación influyó en la reducción de la inflación.

- Ball, L.; y N. Sheridan. 2003. “Does inflation targeting matter?”, NBER Working Paper 9577.
- Burstein, A.; y G. Gopinath. 2014. “International prices and exchange rates”; *Handbook of International Economics*, Vol. IV, chap. 7; Elsevier; 391–451.
- Busetti, F; L. Forni; A. Harvey; y F. Vendittia. 2007. “Inflation Convergence and Divergence Within the European Monetary Union”, *International Journal of Central Banking*, Junio.
- Calvo, G. A. 2016. “From chronic inflation to chronic deflation: Focusing on expectations and liquidity disarray since WWII”; NBER Working Paper 22535.
- Dornbusch, R. 1985. “Inflation, exchange rates and stabilization”; NBER Working Paper 1739.
- Forbes, K. 2019. “Inflation dynamics: Dead, dormant, or determined abroad?” NBER Working Paper 27746.
- Heise, S.; F. Karahan; A. Şahin. 2020. “The missing inflation puzzle: The role of the wage-price pass-through”; NBER Working Paper 27663.
- Hyvonen, M. (2004). “Inflation convergence across countries”, Research Discussion Paper 2004-04 (junio), Bank of Australia.
- Karanasos, M.; P. Koutroumpis; Y. Karavias; A. Kartsaklas; y V. Arakelian. (2016). “Inflation convergence in the EMU”, *Journal of Empirical Finance* 39 (2016) 241–253.
- Razin, A. 2004. “Globalization and disinflation: A note”; NBER Working Paper 10954.
- Weber, A. A.; y G. W. Beck, (2005). “Price Stability, Inflation Convergence and Diversity in EMU: Does One Size Fit All?”, CFS Working Paper 2005/30.

## Anexo. Países y fuentes de datos

### Criterios de escogencia

Moneda propia; no tener hiperinflación; disponibilidad de estadísticas (series de frecuencia trimestral) entre 1998 y 2019.

### 31 países: 30 en la muestra y Estados Unidos

Australia	Colombia	Islandia	México	Rusia
Brasil	Costa Rica	India	Nueva Zelandia	Suecia
Bulgaria	República Checa	Indonesia	Noruega	Suiza
Canadá	Dinamarca	Israel	Perú	Trinidad y Tobago
Chile	Guatemala	Corea del Sur	Reino Unido	Uruguay
China (Mainland)	Honduras	Malasia	Rumania	Rusia

Fuentes estadísticas: 1) *International Financial Statistics (IFS)*; Fondo Monetario Internacional, y 2) *World Development Indicators (WDI)*, Banco Mundial.