



Recuadro 3 RELACIÓN DE LARGO PLAZO ENTRE INFLACIÓN Y CRECIMIENTO

Durante 2015, los países latinoamericanos con metas explícitas de inflación han registrado niveles de inflación por encima del límite superior de su rango meta (a excepción de México), y en la mayoría de casos éstas fueron superiores a las observadas en 2014 y 2013. La política monetaria en cada uno de estos países ha sido activa con elevaciones de la tasa de interés de hasta 250 puntos básicos respecto a diciembre de 2014 para el caso de Brasil y de 150 puntos básicos para Colombia. Ello, con el objetivo de mantener las expectativas de inflación ancladas y evitar que se generen, a partir de choques de oferta, aumentos permanentes en la inflación, que de acuerdo con la evidencia empírica para América Latina, tienen efectos negativos en el crecimiento de largo plazo.

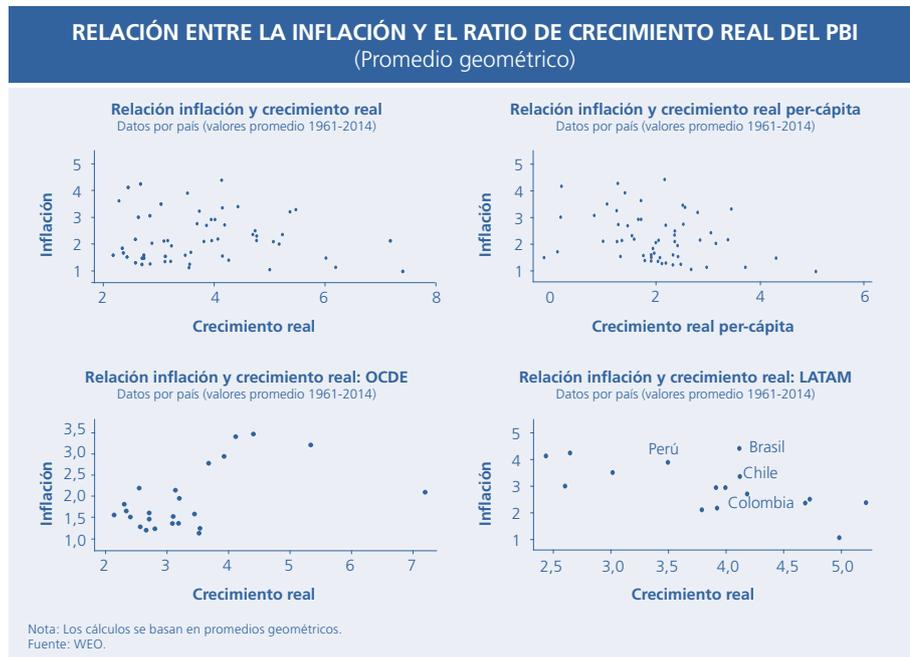
La relación entre inflación y crecimiento ha sido ampliamente estudiada por la teoría económica, en general se asume que en el corto plazo, basándose en la existencia de rigideces nominales, ambas variables están conectadas positivamente, a esta relación se le conoce como la curva de Phillips. Sin embargo, la relación de largo plazo no está del todo clara. Por un lado, se encuentran los modelos que consideran la neutralidad del dinero en los cuales se espera que movimientos en los precios no tengan efectos sobre las variables reales. Por otro, tenemos el presentado por De Gregorio⁵ (1992), quien demuestra que niveles elevados de inflación conllevan a una reducción del crecimiento real debido a la mala distribución ocasionada por efectos del impuesto inflación. Para introducirnos en el análisis de la relación de largo plazo entre ambas variables y siguiendo a McCandless y Weber⁶ se calculó el crecimiento promedio⁷ real del PBI y la inflación⁸ promedio por país en el periodo comprendido entre los años 1961 y 2014. La figura 1 muestra la relación entre ambas variables.

5 De Gregorio (1992) "The effects of Inflation on Economic Growth: Lessons from Latin America", European Economic Review.

6 McCandless y Weber (1995) "Some Monetary facts", Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review.

7 Se emplea un promedio geométrico

8 Para lograr una mejor representación de los datos se realizó una transformación semi-logarítmica de la inflación. La transformación se rige bajo la fórmula $\pi_t^* \begin{cases} \pi_t - 1 & \text{si } \pi_t < 1 \\ \ln(\pi_t) & \text{si } \pi_t > 1 \end{cases}$. Esta transformación ha sido empleada por Khan y Senhadji (2001) Carrera y Ramírez (2013), Ibarra y Trupkin (2015).



Como podemos observar, los gráficos de la parte superior no muestran una relación clara entre el crecimiento real y la inflación, mientras que la relación con el crecimiento per-cápita es ligeramente negativa. Si desagregamos por diferentes conjuntos de países podemos observar que la relación es aún más difusa. Por un lado, se observa una relación negativa en los países de la LATAM, en tanto que en los países de la OCDE está relación resultaría positiva. Sin embargo el análisis gráfico deja de lado variables estructurales relevantes, por ello su uso debe ser meramente exploratorio.

Para analizar la relación de largo plazo entre ambas variables tomaremos como punto de partida la siguiente relación:

$$g = \alpha_n + \beta_1 \pi^* + \gamma Z + \delta W$$

Donde g es la tasa de crecimiento real per-cápita de la economía, α_n es un vector de constantes diferenciadas según el agregado económico al cual pertenece el país, π^* es la inflación transformada⁴, $Z = [\sigma_g, \sigma_\pi, \ln(GDP_0)]$ es un vector de volatilidades que aproximan un efecto de inestabilidad macroeconómica y W es un vector de variables de control⁹.

Las estimaciones¹⁰ son presentadas en la siguiente tabla. El modelo 1 es una versión simplificada donde sólo se emplea como variables de control el punto inicial y las volatilidades de las variables macro, el modelo 2 incluye los demás controles y el

9 Las variables de control incluidas son: i) apertura comercial, medida como la suma de exportaciones e importaciones como ratio del PBI, ii) capital humano, medido como el porcentaje de personas con educación secundaria, iii) un índice de gobernabilidad tomado de Carrera y Ramírez (2013) y desde 1996 calculado como el promedio de los ratios de buen gobierno calculados por el Banco Mundial, iv) la variación anual de los términos de intercambio y v) la inversión extranjera como ratio del PBI.

10 Cada uno de estos modelos fueron estimados para la muestra completa y una sub-muestra desde 1980, de tal manera que se puede incluir mayor cantidad de observaciones (58 y 110 respectivamente).





modelo 3 es la versión que incluye un efecto umbral para la inflación calculado por la metodología de Hansen (2000). No se encontraron relaciones significativas entre el nivel de la inflación y el crecimiento real per-cápita (en la mayoría de modelos, el signo estimado es negativo). Al controlar por otras variables, se encuentra una relación significante y negativa respecto a la volatilidad de la inflación. El test de Hansen estima un umbral de 8 por ciento para la primera muestra y de 9,6 por ciento para la segunda, es de esperarse que en la relación negativa de la inflación sea mayor (y significante) posterior al umbral hallado. Sin embargo, en ambos casos no se encontró significancia al 10 por ciento. Ello implicaría que el ratio de crecimiento real per-cápita no se encontraría correlacionada con la inflación y que una alta volatilidad de precios tendría efectos negativos en éste.

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

	Muestra 1961-2014			Muestra 1980-2014		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Constante	5,688**	2,059	2,062	3,973	0,132	0,165
Asia	1,832***	1,372***	1,371***	1,303***	1,036***	1,046***
Europa	-	-	-	1,917*	1,306*	1,306**
LATAM	1,799***	1,640***	1,642***	1,069*	0,806	0,799**
OCDE	3,268***	2,567***	2,568***	1,834	1,39	1,384**
Otros	3,192***	1,810**	1,807***	1,441*	0,57	0,566
Inflación	-0,401	-0,017	-0,009	-0,174	0,184	0,152
Inflación (>8%)			-0,014			0,173
σ del crecimiento	0,095	0,172**	0,172**	-0,059	0,000	0,001
σ de la inflación	0,000	-0,001***	-0,001***	0,000	-0,001***	-0,001**
ln(PBI inicial)	-0,660**	-1,220***	-1,221***	-0,358	-1,006***	-1,005***
Apertura comercial	-	0,006*	0,006***	-	0,011**	0,010***
Capital humano	-	0,020*	0,020**	-	0,030**	0,030***
Gobernanza	-	1,460*	1,457***	-	1,444***	1,443**
TDI	-	-	-	-	0,063	0,062
FDI	-	-	-	-	-0,003	-0,003

Observaciones: 58 países (muestra desde 1980) y 110 (países desde 1961).
Error estándar ha sido ajustado por clústeres.

La inferencia hecha con este tipo de estimaciones tiene problemas debido al tamaño reducido de observaciones y la poca data relacionada a escenarios de alta inflación, por ello las investigaciones suelen emplear modelos con datos promedios de 5 a 10 años¹¹ encontrando una relación negativa y significativa de la inflación en el crecimiento a partir de inflaciones de 12 o 13 por ciento. En nuestro caso para explotar la variabilidad inter-temporal se incluyó una prueba de cointegración¹² entre el logaritmo del PBI per-cápita y del IPC. Los resultados¹³ (ver siguiente tabla) muestran que no hay evidencia suficiente que permita concluir una relación de largo plazo entre ambas variables –al menos en un contexto sin inclusión de umbrales–.

11 De esta manera, Bruno y Easterly (1998) encuentran dos umbrales de 12 y 40 por ciento respectivamente, mientras que para Vaona y Schiavo (2007) encuentran un primer umbral de 12 por ciento para un promedio de 5 años y de 5 y 6 por ciento para promedio de 8 años, de similar forma Carrera y Ramirez (2013) estiman un umbral de 13 por ciento.

12 Previamente se estimó un test de raíz unitaria del tipo Im-Pesaran y Shin, el cual no rechazó la hipótesis de raíz unitaria en niveles y si en primeras diferencias. El test elegido para la prueba de cointegración fue el de Westelrund, prueba de segunda generación que se centra en el análisis del parámetro del rezago de la variable independiente dentro del modelo de corrección de errores (ECM) asociado al modelo planteado. Esta prueba reporta dos tipos de estimadores, los estimadores de panel (al cual llamaremos tipo t) en cuyo caso un rechazo a la hipótesis nula se entenderá como evidencia para concluir cointegración en todo el panel, y los estimadores de media por grupos (tipo a) en cuyo caso el rechazo de la hipótesis nula debe ser entendida como evidencia de que existe al menos algún país donde la hipótesis de no cointegración debería ser rechazada. Para un mayor alcance de este tipo de modelos se recomienda leer Westelrund (2007) "Testing for error correction in panel data". La rutina se encuentra disponible en Stata como xtwest.

13 Los resultados fueron contrastados contra el test de Pedroni (implementado en Eviews) con similares conclusiones, excepto para los estadísticos PP que rechazaban la hipótesis nula al 5% más no al 1%.

RESULTADOS DE LA PRUEBA DE COINTEGRACIÓN EN DATOS DE PANEL

	Muestra 1/			
	1960/2015		1980/2015	
H0: No cointegración entre PBI e IPC ^{2/}	G-test	P-test	G-test	P-test
Tipo t	-1,35	-10,21	-1,29	-15,35
Tipo a	-3,58	-3,36	-4,02	-3,39

1/ *, **, *** señalan significancia al 1, 5 y 10 por ciento respectivamente.
2/. El vector de cointegración incluye un intercepto, se controla por rezagos y adelantos.

A pesar de no encontrarse evidencia suficiente para concluir la existencia de una relación de largo plazo entre estas variables, diferentes modelos teóricos muestra la relación entre los niveles de inflación y el bienestar de la economía. Ravenna y Walsh (2011) muestran que una mayor inflación genera una reducción del bienestar, puesto que se genera una mayor dispersión de los precios relativos, lo que condiciona el consumo de los agentes y conlleva a una producción ineficiente. Asimismo, en una economía parcialmente dolarizada niveles elevados de inflación podrían debilitar el mecanismo de transmisión de la política monetaria por el sesgo hacia el ahorro en dólares. En tal sentido, existirá un nivel de inflación óptima que minimice estas pérdidas de bienestar, así Coibion et al (2010) encuentran que el nivel óptimo de inflación es de 1 por ciento anual, y que inflaciones tendenciales mayores a 2 por ciento tendrán efectos negativos significativos sobre los niveles de bienestar.

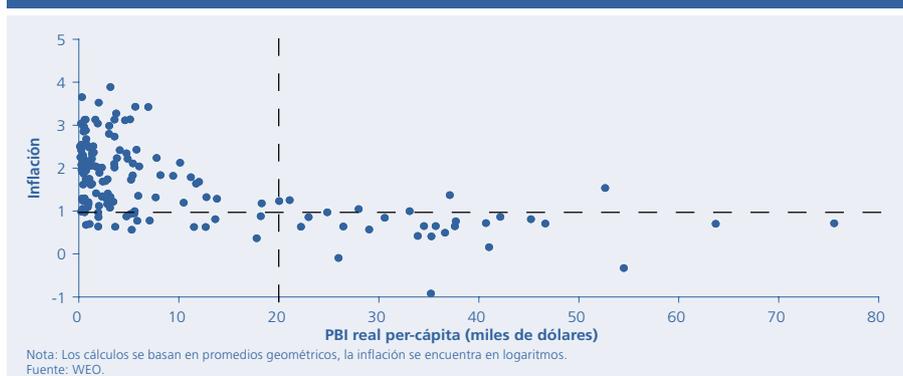
Por otra parte, la siguiente figura presenta un gráfico de dispersión entre el PBI real per-cápita y la inflación (promedio periodo 1990-2014) en el cual se puede observar que los países con niveles de PBI per-cápita mayores a US\$ 20 000 registraron una inflación promedio de 2,1 por ciento durante este periodo, con una mediana de 2,0 por ciento.

INFLACIÓN PROMEDIO (1990-2014) POR GRUPO DE INGRESO

PBI per-cápita	Países	Promedio	Mediana
< US\$ 10 mil	112	9,7	7,5
Entre US\$ 10 - US\$ 20 mil	13	3,7	3,3
> US\$ 20 mil	29	2,1	2,0

Este resultado nos mostraría que una condición necesaria pero no suficiente para alcanzar un alto ingreso per cápita es contar con una inflación baja en el largo plazo, ya que ello facilita el desarrollo de mercados financieros de largo plazo y de contratos de largo plazo.

GRÁFICO DE DISPERSIÓN ENTRE INFLACIÓN Y PBI REAL PER-CÁPITA
(Datos promedio 1995-2014)





En conclusión se puede afirmar que, al igual que McCandless y Weber, no existe una relación de largo plazo entre inflación y crecimiento, por otro lado las diferentes investigaciones con modelos data panel mostrarían una relación negativa en los casos de inflaciones elevadas (mayores a 12 por ciento) que consideramos desaparece de manera lenta, lo que sería consistente con los resultados de los test de cointegración. En segundo lugar, existiría una relación negativa entre la volatilidad de los precios –mayor volatilidad macroeconómica– y la tasa de crecimiento real. Asimismo la literatura muestra que niveles elevados de inflación y la consecuente mayor dispersión de precios relativos causarían reducciones en los niveles de bienestar agregados. Finalmente, los países con ingresos per cápita elevados han registrado tasas bajas de inflación en el largo plazo.
