

Inflación y crecimiento: experiencia latinoamericana 1960-1990

Augusto Rincón Piedrahita

Introducción

La discusión sobre los efectos de la inflación sobre el empleo ha constituido uno de los temas centrales en la economía, pero las consecuencias de la inflación en el largo plazo han sido tradicionalmente consideradas como inexistentes o irrelevantes. Recientemente, la existencia de una correlación negativa entre la inflación y la evolución de la capacidad productiva de la economía ha sido observada en varias investigaciones, entre las que podemos nombrar Kormendi y Meguire (1985), Cozier y Selody (1993), Fischer (1992, 1993a y 1993b) y De Gregorio (1992 y 1993). Las justificaciones teóricas para dicha regularidad empírica son variadas. En este ensayo sostenemos que una mayor inflación reduce la habilidad de la economía para asignar eficientemente los recursos. Como consecuencia de ello, la capacidad de producción de una economía será sistemáticamente menor en la medida en que esta esté caracterizada por niveles de inflación mayores.

Este ensayo sigue de cerca a Cozier y Selody (1993). En dicho trabajo, la inflación es incluida en el modelo de Mankiw, Romer y Weil (1992) y son utilizadas regresiones de corte transversal sobre los datos de diversas muestras de países. En nuestro caso, usamos el modelo Solow-Swan (Solow (1956) y Swan (1956)) con cambio tecnológico modificado para incluir la inflación y utilizamos datos de panel para la estimación econométrica. La experiencia latinoamericana entre 1960 y 1990 es empleada para analizar los efectos de la inflación sobre el crecimiento.

Nuestros resultados apoyan la hipótesis de que la inflación, por sus efectos sobre la eficiencia económica, está inversamente relacionada con el crecimiento. Dicho efecto persiste aún cuando distinguimos entre inflaciones altas, moderadas y bajas.

El resto del ensayo está organizado de la siguiente manera: la Sección II presenta el marco analítico utilizado, la Sección III trata la especificación econométrica, la muestra y los datos, la Sección IV recoge los resultados de la estimación econométrica y la Sección V analiza si dichos resultados son válidos únicamente para niveles altos de inflación. Finalmente presentamos las conclusiones.

El Modelo Teórico

El modelo parte de las siguientes ecuaciones:

$$Y = K^\alpha (A L)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (1)$$

$$L = L_0 e^{nt}, \quad (2)$$

$$A = A_0 e^{gt} \pi^\theta, \quad \theta < 0, \quad (3)$$

$$\delta K / \delta t = sY - \delta K; \quad 0 < s < 1; \quad 0 < \delta < 1, \quad (4)$$

donde Y es el producto interno bruto real, K el acervo real de capital, L es la fuerza de trabajo y A es un factor que refleja la tecnología y eficiencia de la economía. n es la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo, g es la tasa de progreso tecnológico y π es la tasa de inflación, todas ellas exógenamente determinadas. El modelo asume la inversión bruta como una fracción s (exógenamente determinada) del producto y δ es la tasa de depreciación del capital.

En (1), dados los valores de K , L y α , el nivel de producto viene determinado por el nivel de A . Esta recoge el efecto de la tecnología y su crecimiento, junto con elementos como la habilidad de la economía para asignar eficientemente los recursos. En la medida en que dicha habilidad es menor, el nivel de producto obtenible de una dotación de recursos y una tecnología de producción determinadas será menor. Los determinantes de la habilidad de asignar eficientemente los recursos son variados y muchos de ellos, como el capital humano, las instituciones, etc. son difíciles de medir. Este ensayo contrasta la hipótesis de que la inflación, por distorsionar el funcionamiento del sistema de precios, disminuye la habilidad de la economía para asignar eficientemente los recursos y por ello, está negativamente relacionada con el crecimiento económico. Esto está recogido en la ecuación (3), en la que A no depende únicamente de g , sino también de π .

Los efectos de la inflación sobre el funcionamiento del sistema de precios han sido estudiados por Parks (1978), Fischer (1981), Hercowitz (1981) y Dornberger (1987), quienes se refirieron principalmente a la correlación positiva entre la inflación y la variabilidad de precios relativos. Bajo este enfoque, la inflación produce variaciones espúreas de los precios relativos (es decir, variaciones no causadas por cambios en las escaseces relativas) que llevan a una asignación ineficiente de recursos. Van Hooymissen (1988), Lach y Tsiddon (1992) y Tommasi (1994) estudian la correlación positiva entre la inflación y la dispersión de precios, argumentando que la inflación aumenta los problemas de información en los mercados, llevando a la economía a una asignación ineficiente de recursos. Por tanto, en la medida en que la economía presente tasas mayores de inflación, la asignación de recursos será más ineficiente y ello repercutirá negativamente en la capacidad productiva de la economía.

De las ecuaciones (1) a (4) pueden derivarse:¹

1 Las derivaciones correspondientes pueden encontrarse en Rincón (1996).

$$\ln(y^*) = \alpha (1 - \alpha)^{-1} \ln(s) - \alpha (1 - \alpha)^{-1} \ln(n+g+\delta) + \ln(A_0) + gt + \theta \ln(\pi) \quad (5)$$

$$r^{-1} [\ln(y_{t_0+r}) - \ln(y_{t_0})] = \beta_1 \ln(y_{t_0}) + \beta_2 \ln(s) + \beta_3 \ln(n+g+\delta) + \beta_4 \ln(\pi) + \beta \quad (6)$$

$$\beta_1 = -r^{-1} (1 - e^{-\lambda r}) < 0, \quad (7)$$

$$\beta_2 = r^{-1} (1 - e^{-\lambda r}) \alpha (1 - \alpha)^{-1} > 0, \quad (8)$$

$$\beta_3 = -r^{-1} (1 - e^{-\lambda r}) \alpha (1 - \alpha)^{-1} < 0, \quad (9)$$

$$\beta_4 = r^{-1} (1 - e^{-\lambda r}) \theta < 0, \quad (10)$$

$$\beta = r^{-1} [(1 - e^{-\lambda r})(t_0+r)g + e^{-\lambda r}rg] + r^{-1} (1 - e^{-\lambda r}) \ln(A_0) > 0, \quad (11)$$

$$\lambda > 0$$

donde y es el producto real por trabajador y λ es la velocidad de ajuste hacia el estado estacionario. La ecuación (5) representa la evolución de $\ln(y)$ en el estado estacionario. Un aumento de π reduce el nivel de y alcanzable, como refleja el coeficiente de $\ln(\pi)$, θ . La ecuación (6) representa los determinantes de la tasa de crecimiento promedio de y (lado derecho) durante la convergencia hacia el estado estacionario. En dicha ecuación, la tasa de crecimiento está medida en un intervalo de tiempo de amplitud r . El coeficiente β_4 indica que un aumento de la inflación disminuye dicha tasa.

Especificación Econométrica, Muestra y Datos

La ecuación (5) podría ser usada como base para el análisis empírico de la relación inflación-crecimiento. Pero ello requeriría suponer que los países analizados están siempre en sus estados estacionarios, lo cual es bastante restrictivo. Por ello preferimos la ecuación (6), una vez modificada para ser utilizada bajo un enfoque de datos de panel.

El uso de datos de panel tiene su justificación en la ecuación (6). Como puede verse en la ecuación (11), las diferencias en A_0 entre países tienen influencia sobre el crecimiento.² Igualmente, la ecuación (11) indica la existencia de un efecto tiempo-específico (parte entre corchetes de β) que afecta el crecimiento. Las regresiones de corte transversal frecuentemente usadas en la literatura del crecimiento no pueden tomar en cuenta estas diferencias permanentes en las funciones de producción de los diversos países, ni el factor temporal indicado por (6). Ello puede provocar inconsistencia y sesgos en los estimadores. En cambio, el uso de datos de panel permite tomar en cuenta estos factores país-específicos y tiempo-específicos. De aquí que sea conveniente estimar la ecuación (6) bajo la siguiente especificación econométrica:

$$z_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{(0)it}) + \beta_2 \ln(s_{it}) + \beta_3 \ln(n_{it}+g+\delta) + \beta_4 \ln(\pi_{it}) + \eta_i + \omega_t + u_{it} \quad (12)$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T;$$

2 Dichas diferencias pueden ser originadas por diferencias en las instituciones, la dotación inicial de recursos, etc.

La ecuación (12) es la ecuación (6) expresada como modelo econométrico. Para ello incorporamos a y_o , s , n y π subíndices de tiempo (t) y país (i), con lo cual dichas variables pueden cambiar de país a país y de un intervalo de tiempo a otro.³ También añadimos una constante general (β_o) y el término de error clásico (u_{it}). z_{it} es la tasa de crecimiento promedio anual del PIB real por trabajador en el intervalo t ,⁴ $y_{(o)it}$ es el PIB real por trabajador al inicio del intervalo t ,⁵ y s_{it} es la inversión bruta real (pública y privada) como porcentaje del PIB real mantenida en promedio durante el intervalo t , n_{it} es la tasa de crecimiento promedio anual de la fuerza de trabajo durante el intervalo t , y π_{it} es la tasa de inflación del IPC mantenida en promedio durante el intervalo t . Por su parte, η_i es un factor específico de cada país, que refleja las variables no observadas que afectan la eficiencia, y w_t refleja factores tiempo específicos, que afectan a todos los países por igual en un intervalo de tiempo determinado. Siguiendo a Mankiw, Romer y Weil (1992), g y δ son iguales para todos los países y en todo intervalo de tiempo,⁶ con un valor estimado de $(g + \delta) = 0,042$.⁷ Los coeficientes β están definidos como en (6), siendo el objeto de la estimación econométrica comprobar que β_4 es negativo y estadísticamente diferente de cero.

La información estadística básica empleada es la base de datos de Summers y Heston (1991), versión 5.6. Los datos sobre inflación fueron obtenidos de Estadísticas Financieras Internacionales del FMI. La sección cruzada del panel de datos comprende 18 países latinoamericanos⁸ y la dimensión temporal abarca el período 1960-1990, dividido en 6 intervalos de cinco años cada uno. Cada variable tiene por tanto 108 observaciones, y en (12) $N=18$ y $T=6$.

-
- 3 El empleo de intervalos de tiempo (de 5 años, como veremos más adelante) en lugar de períodos puntuales tiene dos explicaciones. Recuérdese que estamos interesados en el crecimiento de largo plazo. Pero los datos de los que disponemos son los del producto efectivo, no los del producto potencial. Al calcular el crecimiento promedio del producto efectivo en un intervalo de tiempo buscamos captar el comportamiento de largo plazo del producto. Implícito está el supuesto de que la amplitud del período escogido es lo suficientemente largo como para captar dicho comportamiento. Por otro lado, hay variables que afectan el producto por diferentes vías en el corto y en el largo plazo. El trabajar con períodos nos permite calcular los promedios de las variables durante ellos, de tal manera que podamos captar la relación de largo plazo, eludiendo las correlaciones cíclicas. Esta es la metodología tradicionalmente usada en los estudios de crecimiento.
 - 4 Lado izquierdo de (6).
 - 5 $y_{(o)}$ en (6). El cambio en notación es conveniente para evitar confusión con el subíndice t de (12).
 - 6 Este supuesto también es usado por Cozier y Selody (1993) y por Knight, Loayza y Villanueva (1993).
 - 7 Mankiw, Romer y Weil (1992) estiman δ como 0,03 y g como la tasa de crecimiento promedio de y en su muestra. En nuestro caso este valor es 0,012.
 - 8 Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Guatemala, Haití, México, Honduras, Panamá, Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú, Uruguay, Venezuela. Nicaragua fue excluida por falta de datos completos sobre inflación.

Resultados de las Estimaciones

La ecuación (12) fue estimada mediante el método de Mínimos Cuadrados con Variables Dummies (MCVD) usando el programa LIMDEP⁹. Los resultados de la regresión fueron los siguientes:

Cuadro 1				
Resultados de la Estimación de la Ecuación (12)				
$z_{it} = 0,49260$	$-0,064212 \ln(y_{(o)it}) +$	$0,015861 \ln(s_{it})$	$-0,042035 \ln(n_{it} + g + \delta)$	$-0,004269 \ln(\pi_{it})$
(2.942)	(-4.052)	(2.020)	(-1.660)	(-2,061)
R ²	0,7077875	SR	0,02526509	
R ² (ajustado)	0,609165	Ljung y Box (Q'(1))	1,289	
F(27,80)	7,17679	Breusch y Pagan	3,02	
Estad. de autocorr.(ρ)	-0,107752	Jarque-Bera	3,81	
Estad. de Hausman (4 g.l.)	13,5			
p-value del estadístico de Hausman		0,009013		
<p>Método de Estimación: MCVD; estadísticos t entre paréntesis; N° de observaciones: 108. Los efectos fijos estimados no están presentados. De la ecuación (6) se deduce que $\beta_2 = -\beta_3$. Dicha hipótesis no pudo ser rechazada al 5% de significación. La regresión restringida no es presentada. Siguiendo la práctica general, utilizamos un nivel de significación del 5% para realizar los contrastes estadísticos de hipótesis con los que evaluamos los resultados.</p>				

Como podemos ver, todos los coeficientes tienen los signos esperados. Sólo $\ln(n_{it} + g + \delta)$ no es significativamente diferente de cero usando un nivel de significación del 5%, (aunque sí lo es al 10%). Esto puede deberse al supuesto de que $(g + \delta)$ es constante entre países y de un intervalo a otro. El R² ajustado es relativamente bueno, si tomamos en cuenta los normalmente obtenidos en la literatura del crecimiento y las inevitables imperfecciones del tipo de datos empleados. El estadístico F es satisfactorio, indicando que podemos rechazar la hipótesis de no significación global de la regresión. No encontramos evidencia de autocorrelación o heterocedasticidad. La normalidad de los errores no pudo ser rechazada en base al estadístico de Jarque-Bera.

⁹ El empleo del modelo de efectos fijos al que corresponde el MCVD evita a priori las consecuencias negativas para la consistencia de la estimación que la correlación entre los efectos latentes y las variables observables ocasionaría. El estadístico de especificación de Hausman, presentado en el Cuadro I, contrasta la hipótesis de ausencia de dicha correlación, confirmando que la selección del modelo de efectos fijos es acertada. Aún así, la presencia de $\ln(y_{(o)it})$ hace posible que las reservas referentes a los paneles dinámicos de datos con T reducida sean aplicables a nuestra estimación.

El coeficiente β_4 es negativo y estadísticamente significativo, tal como nuestra hipótesis requiere. Puesto que β_4 es menor que cero, una mayor inflación reduce la tasa de crecimiento del producto por trabajador durante el período de ajuste. De aquí que, según la ecuación (5) también es cierto que mayor inflación reduce el nivel del producto por trabajador en el estado estacionario. Por tanto, los resultados respaldan nuestra hipótesis: la inflación está inversamente relacionada con el crecimiento económico para los países y períodos estudiados. De los resultados señalados podemos obtener la elasticidad-inflación de y^* , usando (10):

$$\theta = -(\beta_4 / \beta_1) = -0,06648$$

Aún a pesar del escepticismo que este tipo de estimaciones cuantitativas debe inspirarnos, resulta interesante analizar algunas implicaciones de los valores estimados de θ y β_4 . Según ellos, reducir la inflación a la mitad provocaría (*ceteris paribus*) un aumento de 0,21346 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento de y durante la convergencia hacia el estado estacionario, en el cual el nivel de y^* sería 3,24% mayor que antes de la reducción de la inflación.

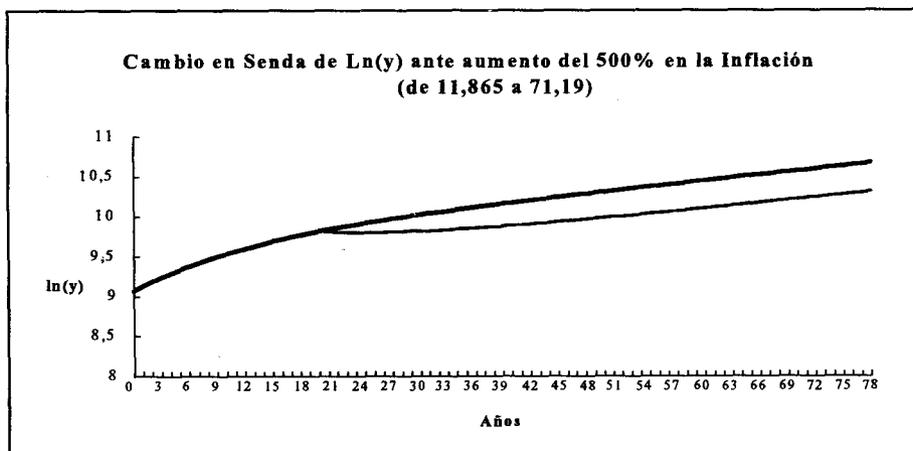
También podemos realizar simulaciones en base a los parámetros estimados. Los Gráficos 1 y 2 representan la evolución de $\ln(y)$ y de y para el país promedio de la muestra,¹⁰ bajo el supuesto de que en el año 20 se produjera un cambio permanente del 500%¹¹ en la inflación. Como puede apreciarse, ello provoca una disminución del nivel del producto por trabajador de estado estacionario del orden del 33%, y un período de crecimiento negativo durante el ajuste al nuevo estado estacionario.¹²

10 Los Gráficos 1 y 2 fueron construidos usando los siguientes datos: tasa de inversión: 0,1539; tasa promedio de crecimiento de la fuerza laboral: 0,0247; tasa de progreso tecnológico + tasa de depreciación: 0,042.; nivel de producto inicial : 8701,11. Dichos datos corresponden al promedio de la muestra. Fueron utilizadas las estimaciones de los parámetros λ , θ y α implicados por los resultados de la regresión correspondiente a la ecuación (12).

11 Si comparamos la inflación mantenida por el país promedio de la muestra entre 1960 y 1980 con la mantenida entre 1980 y 1990, obtendremos una variación cercana al 700%. El cambio simulado es similar al registrado en Venezuela.

12 No necesariamente un aumento en la inflación deberá provocar una tasa de crecimiento negativa durante el período de ajuste. Ello depende de la magnitud del cambio en la inflación y de la situación del nuevo nivel de estado estacionario respecto al nivel de producto en el momento del cambio. Lo que sí se verificará será una disminución de la tasa de crecimiento hacia el estado estacionario y del nivel de producto por trabajador en el estado estacionario.

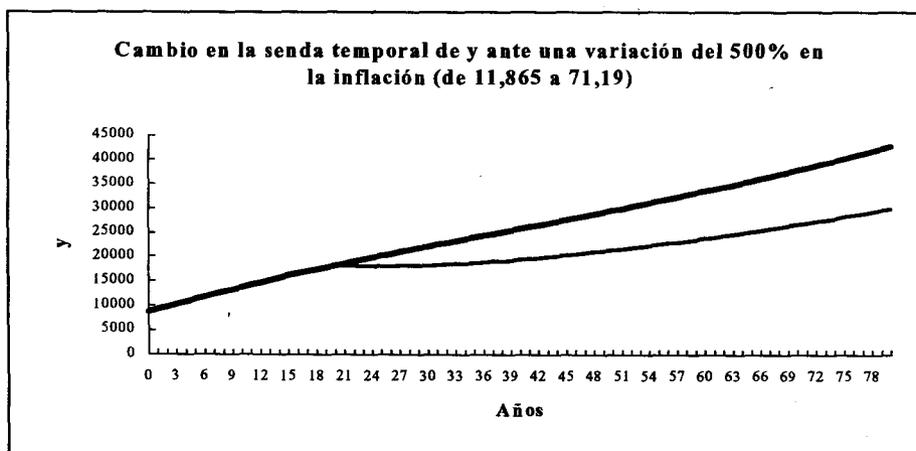
Gráfico 1



Leyenda: línea gruesa: senda temporal de $\ln(y)$ con una inflación del 11,865%. Línea delgada: senda de $\ln(y)$ luego del cambio permanente de la inflación en el año 20.

Fuente: cálculos propios.

Gráfico 2



Leyenda: línea gruesa: senda temporal de y con una inflación del 11,865%. Línea delgada: senda de y luego de un cambio permanente de la inflación en el año 20.

Fuente: cálculos propios.

Análisis con submuestras para diversos Niveles de Inflación

Si bien los resultados anteriormente presentados respaldan la hipótesis de que la inflación afecta negativamente el crecimiento, resulta conveniente saber qué tan sensibles son los resultados obtenidos a los valores altos de π en la muestra. Específicamente, trataremos de ver si al separar el efecto de diversos niveles de inflación, $\ln(\pi_{it})$ deja de ser significativo para explicar z_{it} . Según el nivel de inflación, identificamos tres submuestras:¹³ *Inflación Baja*: todas aquellas observaciones con $\pi < 0,15$,¹⁴ *Inflación Moderada*: todas aquellas observaciones con $0,15 \leq \pi < 0,4$, *Inflación Alta*: todas aquellas observaciones con $\pi \geq 0,4$. Seguidamente hacemos una nueva especificación a partir de (12):

$$z_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{(o)it}) + \beta_2 \ln(s_{it}) + \beta_3 \ln(n_{it} + g + \delta) + \beta_4 \ln(\pi_{it}) + \beta_5 D_1 \ln(\pi_{it}) + \beta_6 D_2 \ln(\pi_{it}) + \eta_i + \omega_t + u_{it} \quad (13)$$

donde:

$$D_1 = 1 \text{ si } 0,15 \leq \pi < 0,4; D_1 = 0 \text{ en otro caso;}$$

$$D_2 = 1 \text{ si } \pi \geq 0,4; D_2 = 0 \text{ en otro caso.}$$

Esta nueva especificación origina una semielasticidad de z_{it} ante π diferente según la inflación sea baja, moderada o alta.¹⁵ Los resultados de la estimación son presentados en el Cuadro 2. Como puede verse el efecto de $\ln(\pi_{it})$ persiste aún cuando se toman en cuenta los diversos niveles de inflación. De hecho, ninguna de las nuevas variables es significativa al 5% o al 10%.¹⁶ Por tanto, los resultados del Cuadro 1 son robustos en este sentido.¹⁷

13 En la definición de los límites de las submuestras seguimos a Fischer (1993a), p. 503.

14 Recordar que en el panel de datos π está expresada como tasa, no como porcentaje. Es decir, $\pi = 0,15$ indica que la inflación es del 15%. La ecuación (12) también fue estimada usando π como porcentaje. Como resultado de este cambio sólo fue afectado el estimador de la constante general.

15 Este es un contraste de homogeneidad de pendientes entre submuestras. Si β_5 y β_6 no son significativos, podemos afirmar que las tres submuestras manifiestan la misma relación entre z y π .

16 Igualmente, el contraste de significación conjunta de β_5 y β_6 no permitió rechazar la $H_0: \beta_5 = \beta_6 = 0$ con un nivel de significación del 5%.

17 Los mismos resultados fueron obtenidos con los siguientes intervalos para las submuestras: Inflación Baja: $\pi < 0,10$, Inflación Moderada: $0,10 \leq \pi < 0,3$, Inflación Alta: $\pi \geq 0,3$. Estos intervalos fueron sugeridos en Jadresic (1995).

Cuadro 2
Resultados de la Estimación de la Ecuación (13)

$z_{it} = 0,47941 - 0,063514 \ln(y_{(o)it}) + 0,017415 \ln(s_{it}) - 0,044595 \ln(n_{it} + g + \delta) - 0,0052087 \ln(\pi_{it})$				
(2,851)	(-3,996)	(2,105)	(-1,751)	(-2,239)
$-0,0023079 D_1 \ln(\pi_{it}) + 0,0049519 D_2 \ln(\pi_{it})$				
		(-1,07)	(0,9)	
R ² (ajustado)		0,607234	SR	0,0250670
F(29,78)		6,704376	Estad. de autocorr.(p)	-0,113375
Estad. de Hausman (6 g.l.)		14,94		
p-value del estadístico de Hausman		0,0020694		
<p>Método de Estimación: MCV; estadísticos t entre paréntesis; N° de observaciones: 108. Los efectos fijos estimados no están presentados. De la ecuación (6) se deduce que $\beta_2 = -\beta_3$. Dicha hipótesis no pudo ser rechazada al 5% de significación. La regresión restringida no es presentada. Siguiendo la práctica general, utilizamos un nivel de significación del 5% para realizar los contrastes estadísticos de hipótesis con los que evaluamos los resultados.</p>				

Note que estos resultados no implican una elasticidad constante entre z y π , puesto que la especificación semilogarítmica de (3.2) admite que dicha elasticidad sea variable.

Los resultados anteriores apoyan la hipótesis de que la inflación está inversamente relacionada con el crecimiento económico, a través de sus efectos negativos sobre la eficiencia. Sin embargo, la posible existencia de variables omitidas reduce la utilidad de las estimaciones realizadas para cuantificar los efectos de la inflación. Específicamente, de existir otras variables propias de cada país pero, *cambiantes en el tiempo*,¹⁸ que afecten la eficiencia, nuestros estimadores tendrán un sesgo. Un avance en este sentido sería introducir variables como el capital humano y la infraestructura de comunicaciones. Desgraciadamente, estimadores adecuados de estas variables son difíciles de construir. Sería conveniente abordar este aspecto en investigaciones subsecuentes.

Por otra parte, resulta interesante comparar nuestra estimación de β_4 con las obtenidas en otras investigaciones. Cozier y Selody (1993), por ejemplo, la estiman en -0,008 usando sección cruzada de datos,¹⁹ en lo cual coincide con De Gregorio (1992), quien

18 η , capta el efecto de variables no observadas propias de cada país pero *invariables* en el tiempo.

19 Estos resultados son similares a los obtenidos en otras investigaciones que, aunque bajo otros enfoques teóricos, usan sección cruzada de datos para estimar la semielasticidad de z ante la inflación, tal y según lo informa Cozier, B. y Selody, J., *op. cit.*

usa datos de panel. Vemos que nuestra estimación es menor. En cuanto a θ , sólo podemos comparar nuestro resultado con el de Cozier y Selody, puesto que De Gregorio usa un marco conceptual distinto y no incluye $\ln(y_{(o)it})$ entre sus regresores. El θ de Cozier y Selody es -0,6, evidenciando el sesgo a la subestimación de β_1 que provoca la no consideración de los efectos tiempo y país específicos en la sección cruzada.

Comentarios Finales

La inflación es considerada como un mal a evitar, pero las razones normalmente empleadas para justificar esta opinión suelen limitarse a sus efectos redistributivos. Los resultados de la investigación presentada en este ensayo señalan que adicionalmente a los problemas redistributivos que la inflación pueda provocar, existen costos reales de niveles de inflación mayores, representados por una disminución de la capacidad productiva de la economía.

Al distorsionar el sistema de precios, la inflación ejerce una influencia negativa sobre la capacidad de nuestras economías para generar riqueza, y este resultado se mantiene aún distinguiendo entre inflaciones bajas, moderadas y altas. La existencia de una relación inversa entre inflación-crecimiento hace relevantes las consecuencias para el bienestar de las políticas públicas generadoras de inflación, ya que la inflación persistente no sería posible si los gobiernos no tolerasen la expansión sostenida de la oferta monetaria. Este punto es especialmente importante en América Latina, donde los gobiernos tienden a intentar subsanar sistemas tributarios ineficientes mediante el señoreaje. Igualmente, la posibilidad de que políticas expansivas de demanda puedan aumentar el nivel de empleo incentiva a los gobiernos a crear inflación. Los resultados de esta investigación señalan que los gobiernos deberían tomar en cuenta que al provocar procesos inflacionarios están generando pérdidas de crecimiento que afectarían las posibilidades de bienestar futuro de sus países, sacrificando un mayor crecimiento a favor de metas de corto plazo.

Otro aspecto que podemos destacar, es la capacidad del modelo Solow-Swan modificado para explicar el proceso de crecimiento. A pesar de su simplicidad, cerca del 60% de la variación de la tasa de crecimiento fue captado por el modelo. El fenómeno de convergencia condicional fue igualmente confirmado por los resultados. Esto levanta dudas sobre el argumento de que el modelo Solow-Swan no concuerda con la evidencia empírica, afirmación frecuentemente esgrimida para apoyar los modelos de crecimiento endógeno. Una profundización de este aspecto ofrece material para estudios futuros.

*Anexos**Anexo 1. Efectos Fijos Estimados de la Ecuación (12)*

Efectos individuales		Efectos de los Períodos	
Costa Rica	0,01418	1960-1965	-0.00892
República Dominicana	-0,01024	1965-1970	-0,00175
El Salvador	-0,02237	1970-1975	0,00890
Guatemala	-0,00456	1975-1980	0,02091
Haití	-0,09336	1980-1985	-0,02049
Honduras	-0,03909	1985-1990	-0,00215
México	0,05003		
Panamá	-0,00454		
Argentina	0,03301		
Bolivia	-0,02047		
Brasil	0,02181		
Chile	0,01609		
Colombia	0,00854		
Ecuador	0,0008		
Paraguay	-0,01504		
Perú	0,00114		
Uruguay	0,01060		
Venezuela	0,05343		

Anexo 2. Panel de Datos

PAÍS	Intervalo	z_{it}	y(final)	y(inicial)	(U/PIB) _{it}	π_{it}	n_{it}
COSTA RICA	1	0,03258	8015,26	6810,45	0,1340	0,0242	0,03511
	2	0,03321	9463,21	8015,26	0,1450	0,0148	0,02972
	3	0,01533	10216,91	9463,21	0,1628	0,1154	0,03775
	4	0,01260	10881,41	10216,91	0,1872	0,0806	0,04099
	5	-0,03470	9148,00	10881,41	0,1528	0,3798	0,03375
	6	0,01861	10040,00	9148,00	0,1824	0,1620	0,02560
REP. DOM.	1	0,02091	4558,30	4105,81	0,0920	0,0248	0,02200
	2	0,04470	5700,00	4558,30	0,1032	0,0084	0,02130
	3	0,04394	7100,38	5700,00	0,1642	0,0884	0,03174
	4	0,03123	8300,54	7100,38	0,1984	0,0956	0,02915
	5	-0,03175	7082,00	8300,54	0,1624	0,1274	0,03519
	6	-0,00526	6898,00	7082,00	0,1838	0,3058	0,03039
EL SALVADOR	1	0,03790	5305,09	4389,38	0,0848	0,0008	0,03255
	2	0,00711	5497,10	5305,09	0,0798	0,0066	0,03679
	3	0,02310	6170,08	5497,10	0,0856	0,0562	0,02659
	4	-0,00232	6099,05	6170,08	0,1078	0,1316	0,02082
	5	-0,01898	5547,00	6099,05	0,0698	0,1374	0,00901
	6	-0,00225	5485,00	5547,00	0,0738	0,2330	0,01915
GUATEMALA	1	0,01766	5784,00	5295,19	0,0804	0,0006	0,02696
	2	0,02946	6702,00	5784,00	0,0938	0,0088	0,02652
	3	0,02635	7645,82	6702,00	0,0968	0,0654	0,02166
	4	0,03359	9044,00	7645,82	0,1166	0,1116	0,02186
	5	-0,04126	7358,00	9044,00	0,0882	0,0608	0,02816
	6	0,00208	7435,00	7358,00	0,0726	0,1802	0,03070
HAITI	1	0,00153	1680,34	1667,57	0,0234	0,0232	0,00879
	2	-0,00498	1639,00	1680,34	0,0208	0,0206	0,00728
	3	0,01606	1776,00	1639,00	0,0422	0,1034	0,00239
	4	0,05550	2344,00	1776,00	0,0738	0,0814	0,00202
	5	-0,01962	2125,00	2344,00	0,0834	0,1054	0,01283
	6	-0,01313	1990,00	2125,00	0,0662	0,0270	0,01584

continúa...

...continuación

PAÍS	Intervalo	z_{it}	y(final)	y(inicial)	(I/PIB) _{it}	π_{it}	n_{it}
HONDURAS	1	0,02125	3616,80	3252,27	0,1234	0,0168	0,02856
	2	0,02636	4126,32	3616,80	0,1590	0,0206	0,02124
	3	0,00796	4293,86	4126,32	0,1462	0,0534	0,03011
	4	0,03818	5197,15	4293,86	0,1638	0,0792	0,03226
	5	-0,02216	4652,00	5197,15	0,1204	0,1010	0,04101
	6	-0,00825	4464,00	4652,00	0,1186	0,0476	0,0380
MEXICO	1	0,03908	11525,67	9480,09	0,1468	0,0210	0,02723
	2	0,04002	14078,93	11525,67	0,1656	0,0332	0,02770
	3	0,02964	16328,00	14078,93	0,1744	0,1026	0,03535
	4	0,02905	18880,64	16328,00	0,1848	0,1914	0,03873
	5	-0,02056	17036,00	18880,64	0,1812	0,5610	0,02800
	6	-0,00035	17006,16	17036,00	0,1406	0,8198	0,02560
PANAMA	1	0,04745	5981,14	4717,94	0,1794	0,0086	0,03130
	2	0,04992	7677,00	5981,14	0,2152	0,0110	0,03026
	3	0,02226	8580,97	7677,00	0,2886	0,0682	0,02663
	4	0,03254	10096,98	8580,97	0,2280	0,0522	0,02264
	5	-0,00115	10039,00	10096,98	0,1972	0,0582	0,02941
	6	-0,04592	7979,61	10039,00	0,1168	0,0030	0,02816
ARGENTINA	1	0,02339	12800,12	11387,28	0,1644	0,2310	0,01460
	2	0,02473	14484,84	12800,12	0,1602	0,2268	0,01361
	3	0,02053	16050,95	14484,84	0,1852	0,3830	0,01037
	4	0,02097	17825,26	16050,95	0,1908	2,2732	0,00952
	5	-0,03511	14955,00	17825,26	0,1636	2,6812	0,00940
	6	-0,02178	13411,70	14955,00	0,1356	8,6326	0,00996
BOLIVIA	1	0,03943	3993,10	3278,59	0,1848	0,0690	0,01733
	2	0,04775	5069,76	3993,10	0,2158	0,0576	0,01833
	3	0,02428	5724,08	5069,76	0,2266	0,2166	0,02029
	4	0,02111	6361,18	5724,08	0,2378	0,1014	0,02188
	5	-0,02467	5623,00	6361,18	0,1008	3,5190	0,02582
	6	-0,01127	5315,00	5623,00	0,0480	24,1434	0,02405

continúa...

...continuación

PAÍS	Intervalo	z_t	y (final)	y (inicial)	(T/PIB) t	r_t	r_{t-1}
BRASIL	1	0,00692	5731,48	5536,56	0,1834	0,5514	0,03270
	2	0,05053	7378,72	5731,48	0,1926	0,3646	0,02836
	3	0,06227	10074,07	7378,72	0,2170	0,1986	0,03526
	4	0,03114	11771,56	10074,07	0,2322	0,4122	0,03382
	5	-0,01398	10977,00	11771,56	0,1776	1,2502	0,02302
	6	0,00121	11043,73	10977,00	0,1648	5,1424	0,01922
CHILE	1	0,02952	10190,81	8792,42	0,2132	0,2278	0,01793
	2	0,02540	11571,01	10190,81	0,2062	0,2552	0,01392
	3	-0,04685	9154,57	11571,01	0,1746	1,9756	0,02559
	4	0,04589	11515,73	9154,57	0,1626	1,5038	0,02287
	5	-0,03292	9768,00	11515,73	0,1758	0,2238	0,02664
	6	0,03857	11845,80	9768,00	0,2324	0,2036	0,02300
COLOMBIA	1	0,01734	5989,00	5491,51	0,1668	0,1292	0,02997
	2	0,03521	7142,00	5989,00	0,1586	0,0948	0,02684
	3	0,02836	8230,13	7142,00	0,1608	0,1486	0,02512
	4	0,02892	9510,45	8230,13	0,1510	0,2374	0,02562
	5	-0,00499	9276,00	9510,45	0,1714	0,2288	0,02786
	6	0,01736	10117,19	9276,00	0,1434	0,1532	0,02254
ECUADOR	1	0,02267	4980,45	4446,79	0,2190	0,0370	0,02459
	2	0,02914	5761,55	4980,45	0,2040	0,0460	0,02141
	3	0,08288	8719,90	5761,55	0,2450	0,1154	0,02733
	4	0,04197	10756,03	8719,90	0,2660	0,1222	0,02592
	5	-0,02243	9615,00	10756,03	0,2212	0,2506	0,02932
	6	-0,01244	9035,28	9615,00	0,1796	0,4286	0,02668
PARAGUAY	1	0,01782	3891,63	3559,81	0,0694	0,0632	0,02906
	2	0,01986	4297,91	3891,63	0,0936	0,0218	0,02392
	3	0,03134	5027,00	4297,91	0,1084	0,1026	0,02892
	4	0,08434	7664,04	5027,00	0,1620	0,1192	0,03454
	5	-0,04108	6241,00	7664,04	0,1878	0,1538	0,03320
	6	0,00450	6383,00	6241,00	0,1686	0,2554	0,03066

continúa...

...continuación

PAÍS	Intervalo	z_{it}	$y_{(final)}$	$y_{(inicial)}$	$(I/PIB)_{it}$	π_{it}	n_{it}
PERU	1	0,05159	8214,22	6346,50	0,1868	0,0742	0,02156
	2	0,02569	9340,00	8214,22	0,1774	0,1208	0,01784
	3	0,02359	10509,20	9340,00	0,1584	0,0908	0,03430
	4	-0,02515	9267,44	10509,20	0,1682	0,4394	0,03255
	5	-0,02592	8141,00	9267,44	0,2110	0,8408	0,02609
	6	-0,03453	6850,13	8141,00	0,1614	8,7856	0,02395
URUGUAY	1	-0,01122	9220,02	9751,95	0,1084	0,2718	0,00935
	2	0,02500	10447,81	9220,02	0,0872	0,7298	0,00590
	3	0,01007	10987,27	10447,81	0,1168	0,5834	0,00013
	4	0,03438	13047,87	10987,27	0,1814	0,6030	0,00450
	5	-0,04893	10216,00	13047,87	0,1738	0,4420	0,00559
	6	0,02935	11830,57	10216,00	0,1064	0,7096	0,00595
VENEZUELA	1	0,04066	24955,67	20364,36	0,1528	0,0070	0,03283
	2	0,01336	26679,28	24955,67	0,1572	0,0144	0,02940
	3	-0,02272	23814,76	26679,28	0,1938	0,0418	0,04992
	4	-0,01200	22427,62	23814,76	0,2594	0,0904	0,04544
	5	-0,04000	18362,00	22427,62	0,1736	0,1316	0,03392
	6	-0,00997	17469,17	18362,00	0,1480	0,3294	0,03010

Intervalos: 1: (1960-1965), 2: (1965-1970), 3: (1970-1975), 4: (1975-1980), 5: (1980-1985), 6: (1985-1990). z_{it} : tasa de crecimiento promedio (anual) del PIB real por trabajador. $y_{(final)}$: nivel del producto real por trabajador en el año final del período t. $y_{(inicial)}$: nivel del producto real por trabajador en el año inicial del período t. $(I/PIB)_{it}$: inversión interna bruta real (pública y privada) como proporción del PIB real (promedio del período t). π_{it} : tasa de inflación del IPC (promedio del período t). n_{it} : tasa de crecimiento promedio (anual) de la población trabajadora durante el período t. $y_{(inicial)}$ y $y_{(final)}$ están expresados en US\$ a precios internacionales de 1985. Para los datos de Haití 1990 fueron usados como proxy los del año 1989.

Fuente: Base de datos de Summers y Heston y Estadísticas Financieras Internacionales del FMI. Cálculos propios.

Bibliografía

- BARRO, R., y SALA-I-MARTIN, X., *Economic Growth*, McGraw Hill, N.Y., 1995
- CLARK, P., "Inflation and the productivity decline", *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 1982, 72, pp. 149-154
- COZIER, B. y SELODY, J., "Inflación y crecimiento económico: evidencia por países", *Monetaria*, 1993, XVI(4), pp. 355-401.
- DE GREGORIO, J., "Economic growth in Latin America", *Journal of Development Economics*. 1992, 39, pp. 59-84.
- _____ : "Inflation, taxation and long-run growth", *Journal of Monetary Economics*, 1993, 31(3), pp. 299-316.
- DORNBERGER, S., "Relative price variability and inflation, a disaggregated analysis", *Journal of Political Economy*, 1987, 95(3), pp. 547-566.
- FISCHER, S., "Relative shocks, relative price variability, and inflation", *Brookings Papers Econ. Activity*, 1981, 2, pp. 381-431.
- _____ : "Macroeconomic stability and growth", *Cuadernos de Economía*, 1992, n. 87, pp. 171-186.
- _____ : "The role of macroeconomic factors in growth", *Journal of Monetary Economics*, 1993(a), 32, pp. 485-512.
- _____ : "Does macroeconomic policy matter? Evidence from developing countries", *Occasional Papers of the International Center for Economic Growth*, 1993(b), 27.
- FMI, *Estadísticas Financieras Internacionales*, Anuarios de 1991, 1992 y 1993.
- GREENE, W., *Econometric Analysis*, McMillan, NY, 1990
- HERCOWITZ, Z., "Money and the dispersion of relative prices", *Journal of Political Economy*, 1981, 89, pp. 328-356.
- JADRESIC, E., "Inflación y desinflación en Chile", *Ponencia presentada en el seminario "Experiencias Inflacionarias en América Latina, Caso Venezuela"*, auspiciado por el BCV, Caracas. noviembre de 1995.
- KNIGHT, M., LOAYZA, N. y VILLANUEVA, D., "Testing the neoclassical theory of economic growth, a panel data approach", *IMF Staff Papers*, 1993, 40(3), pp. 512-541
- KORMENDI, Roger y MEGUIRE, Philip, "Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence", *Journal of Monetary Economics*, 1985, 16(2), pp. 141-163.

- LACH, S. y TSIDDON, D., "The behavior of prices and inflation: an empirical analysis of disaggregated price data", *Journal of Political Economy*, 1992, 100(2), pp. 349-389.
- LOGUE, D. y WILLETT, T., "A note on the relation between the rate and the variability of inflation", *Economica*, 1976, 46, pp. 151-158
- MANKIW, G., ROMER, D. y WEIL N., "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(2), pp. 407-437
- NOVALES, A., *Econometría*, segunda edición, McGraw Hill, Madrid, 1993
- PAGAN, A., HALL, A., TRIVEDI, P., "Assesing the variability of inflation", *Review of Economic Studies*, 1983, 50, pp. 585-596.
- PARKS, R., "Inflation and relative price variability", *Journal of Political Economy*, 1978, 86(1), pp. 79-96
- RINCÓN P., A., "Inflación y crecimiento económico de largo plazo: experiencia Latinoamericana 1960-1990", *Trabajo de Grado para obtener el título de Magister en Teoría Económica*, UCAB, Caracas, 1996.
- SALOP, S., "Information and monopolistic competition", *American Economic Review*, 1976, 66(2), pp. 240-245.
- SOLOW, R., "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 50, pp. 65-94.
- SUMMERS, R., y HESTON, A., "Penn World Tables (Mark 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(2), pp. 327- 368
- : *Penn World Tables (Mark 5.6)*, [http: nber. harvard. edu](http://nber.harvard.edu).
- TOMMASI, M., "The consequences of price instability on search markets: toward understanding the effects of inflation", *American Economic Review*, 1994, 84(5), pp. 1.385-1.396.
- VAN HOOMISSEN, T., "Price dispersion and inflation: evidence from Israel", *Journal of Political Economy*, 1988, 96(6), pp. 1.303-1.314.