

Inflación en un modelo neoclásico de crecimiento: Un análisis empírico

*Augusto Rincón Piedrahita
División de Estudios de Postgrado
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Universidad Católica Andrés Bello
Teléfono: +58 61 527821*

Resumen

La literatura sobre inflación y crecimiento ha investigado, por largo tiempo, los efectos de una mayor inflación sobre el crecimiento económico. Este artículo recoge los resultados de una investigación cuyo objetivo fue encontrar nueva evidencia que apoyara la hipótesis de que la inflación está negativamente correlacionada con el crecimiento, por sus efectos negativos sobre la habilidad de la economía para asignar eficientemente los recursos. El modelo Solow-Swan es usado como marco analítico y la inflación es introducida como un determinante exógeno del nivel de eficiencia de la economía. Adicionalmente, el uso de un enfoque de datos de panel busca reducir los sesgos atribuidos a las regresiones de corte transversal. Nuestros resultados, basados en la data de América Latina entre 1960 y 1990, confirman la hipótesis contrastada. La inflación reduce la tasa de crecimiento del producto por trabajador durante el período de transición, con lo que el nivel de producto por trabajador en el estado estacionario es menor. Estos resultados no son alterados cuando distinguimos entre inflaciones bajas, moderadas y altas.

Palabras clave: Crecimiento, inflación, neoclásico, datos de panel, dinámica de transición.

Inflation in a Neo-Classical Growth Model: An Empirical Analysis

Abstract

The inflation-growth literature has long been concerned with the effects of higher inflation on growth. The research reported in this paper tries to find new empirical evidence supporting the hypothesis that inflation is negatively related to growth through its negative effect on the economy's ability to efficiently allocate resources. The Solow-Swan model is used as analytical framework and inflation is introduced as an exogenous determinant of the efficiency level of the economy. In addition, the use of a panel data approach is meant to reduce the biases attributed to cross-sectional studies. Our results, based on Latin American data corresponding to 1960-1990, confirms the hypothesis tested. Inflation reduces the rate of growth of per worker output during the transitional period, thus reducing the level of per worker output in the steady state. These results are not changed when we distinguish low, moderate and high inflation.

Key words: Growth, Inflation, Neoclassical, Panel data, Transitional dynamics.

1. Introducción

En el marco de la teoría del crecimiento económico, los efectos reales de la inflación han sido un tema polémico. La década de los sesenta fue testigo de gran cantidad de estudios teóricos al respecto, centrados en el análisis de la eficacia y conveniencia de la política monetaria para alcanzar objetivos de crecimiento de largo plazo. Los resultados fueron poco concluyentes. Después de los años sesenta, la teoría del crecimiento entró en un letargo del que no escapó el tema que nos ocupa. Sin embargo, con el renacer del interés en el crecimiento económico acontecido durante los ochenta, gran cantidad de investigaciones empíricas emprendidas en este campo han dado nuevo impulso al problema inflación-crecimiento.

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 efi-

cientemente los recursos. Como consecuencia de ello, la capacidad de producción de una economía será sistemáticamente menor, en la medida en que ésta esté caracterizada por niveles de inflación mayores.

Este artículo 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 par el para la estimación econométrica.

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.

2. El modelo teórico

El modelo parte de las siguientes ecuaciones:

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

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

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

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

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 para asignar eficientemente los recursos son variados y muchos de ellos, como el capital humano, las instituciones, etc. son difícil-

les 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 (4), 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 Hoomissen (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 menos eficiente y ello repercutirá negativamente en la capacidad productiva de la economía.

De las ecuaciones (1) a (4) pueden derivarse¹:

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

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

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

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

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

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

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

$$\lambda > 0$$

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_1 indica que un aumento de la inflación disminuye dicha tasa.

3. 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. 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:

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

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

La ecuación (12) es la ecuación (6) expresada como modelo econométrico. Para ello incorporamos a y , 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 otro³. También añadimos una constante general (β_0) 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 , $y_{(0)it}$ 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 ω_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, con un valor estimado de $(g + \delta) = 0,042^7$. Los coeficientes β están definidos como en (6).

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 $T=6$.

4. 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 están presentados en la Tabla I. Siguiendo la práctica general, utilizamos un nivel de significación del 5% para realizar los contrastes estadísticos de hipótesis con los que evaluamos los resultados.

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 R^2 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.

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 esti-

Tabla I
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. (p)		-0,107752	Jarque-Bera	3,81
Estad. De Hausman (4 g.1)		13,5		
P-value del estadístico de Hausman		0,009013		

Método de estimación MCV, estadísticos t entre parentesis # de observaciones 108. Los efectos fijos estimados no están presentados. De la ecuación (6) se deduce que $\beta_2 = -\beta_3$. Dichas hipótesis no pudo ser rechazada al 5% de significación. La regresión restringida no es presentada

mados 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.

5. 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 submuestras¹⁰: *Inflación Baja*: todas aquellas observaciones con $\pi < 0,15$ ¹¹, *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):

donde:

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

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

Esta nueva especificación origina una semielasticidad de z_{it} ante π diferente según la inflación sea baja, moderada o alta. Los resultados de la estimación son presentados en la Tabla II. 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%. Por tanto, los resultados de la Tabla I son robustos en este sentido.

Tabla II
Resultados de la Estimación de la Ecuación (13)

$Z_{it} = 0,47941$	$-0,063514 \ln(y_{(t)it})$	$+ 0,017415 \ln(s_{it})$	$-0,044595 \ln(n_{it}+g+\delta)$	$-0,0052087 \ln(\pi_{it})$
(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)
R2(ajustado)		0,607234	SR	
0,0250670				
F(29,78)		6,704376	Estad. de autocorr.(_)	-0,113375
Estad. de Hausman (6 g.l.)		14,94		
p-value del estadístico de Hausman		0,0020694		

Método de Estimación: MCVD ; estadísticos t entre paréntesis; # de observaciones: 108. Los efectos fijos estimados no están presentados. De la ecuación (6) se deduce que $\alpha_2 = -\alpha_3$. Dicha hipótesis no pudo ser rechazada al 5% de significación. La regresión restringida no es presentada.

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*, 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.

6. 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 negativa entre inflación y crecimiento hace relevante 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 evitar provocar procesos inflacionarios, pues al hacerlo 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.

Tabla III
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		

Tabla IV
Panel de datos

PAÍS	Intervalo	z_{it}	$y_{(final)}$	$y_{(inicial)}$	$(I/PIB)_{it}$	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	0,02695
	2	0,02946	6702,00	5784,00	0,0938	0,0088	0,02652
	3	0,02635	7645,82	6702,00	0,0968	0,0654	0,02165
	4	0,03359	9044,00	7645,82	0,1166	0,1116	0,02185
	5	-0,04126	7358,00	9044,00	0,0882	0,0608	0,02815
	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
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	0,03801

*Inflación en un modelo neoclásico de crecimiento:
Un análisis empírico / Rincón, A.*

Tabla IV./Continuación.

<i>PAÍS</i>	<i>Intervalo</i>	z_{it}	$y_{(final)}$	$y_{(inicial)}$	$(I/PIB)_{it}$	$-u$	n_{it}
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
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

Tabla IV...../ continuación.

PAIS	Intervalo	z_{it}	$y_{(final)t}$	$y_{(inicial)t}$	$(I/PIB)_{it}$	π_{it}	n_{it}
COLOMBIA	1	0,01734	5989,00	5491,51	0,1668	0,1292	0,0299
	2	0,03521	7142,00	5989,00	0,1586	0,0948	0,0268
	3	0,02836	8230,13	7142,00	0,1608	0,1486	0,0251
	4	0,02892	9510,45	8230,13	0,1510	0,2374	0,0256
	5	-0,00499	9276,00	9510,45	0,1714	0,2288	0,0278
	6	0,01736	10117,19	9276,00	0,1434	0,1532	0,0225
ECUADOR	1	0,02267	4980,45	4446,79	0,2190	0,0370	0,0245
	2	0,02914	5761,55	4980,45	0,2040	0,0460	0,0214
	3	0,08288	8719,90	5761,55	0,2450	0,1154	0,0273
	4	0,04197	10756,03	8719,90	0,2660	0,1222	0,0259
	5	-0,02243	9615,00	10756,03	0,2212	0,2506	0,0293
	6	-0,01244	9035,28	9615,00	0,1796	0,4286	0,0266
PARAGUAY	1	0,01782	3891,63	3559,81	0,0694	0,0632	0,0290
	2	0,01986	4297,91	3891,63	0,0936	0,0218	0,0239
	3	0,03134	5027,00	4297,91	0,1084	0,1026	0,0289
	4	0,08434	7664,04	5027,00	0,1620	0,1192	0,0345
	5	-0,04108	6241,00	7664,04	0,1878	0,1538	0,0332
	6	0,00450	6383,00	6241,00	0,1686	0,2554	0,0306
PERU	1	0,05159	8214,22	6346,50	0,1868	0,0742	0,0215
	2	0,02569	9340,00	8214,22	0,1774	0,1208	0,0178
	3	0,02359	10509,20	9340,00	0,1584	0,0908	0,0343
	4	-0,02515	9267,44	10509,20	0,1682	0,4394	0,0325
	5	-0,02592	8141,00	9267,44	0,2110	0,8408	0,0260
	6	-0,03453	6850,13	8141,00	0,1614	8,7856	0,0235
URUGUAY	1	-0,01122	9220,02	9751,95	0,1084	0,2718	0,0093
	2	0,02500	10447,81	9220,02	0,0872	0,7298	0,0050
	3	0,01007	10987,27	10447,81	0,1168	0,5834	0,0001
	4	0,03438	13047,87	10987,27	0,1814	0,6030	0,0040
	5	-0,04893	10216,00	13047,87	0,1738	0,4420	0,0059
	6	0,02935	11830,57	10216,00	0,1064	0,7096	0,0050
VENEZUELA	1	0,04066	24955,67	20364,36	0,1528	0,0070	0,0321
	2	0,01336	26679,28	24955,67	0,1572	0,0144	0,0290
	3	-0,02272	23814,76	26679,28	0,1938	0,0418	0,0490
	4	-0,01200	22427,62	23814,76	0,2594	0,0904	0,0451
	5	-0,04000	18362,00	22427,62	0,1736	0,1316	0,0330
	6	-0,00997	17469,17	18362,00	0,1480	0,3294	0,0300

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. $y_{(final)t}$: nivel del producto real por trabajador en el año final del período t. $y_{(inicial)t}$: 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. $y_{(inicial)t}$ y $y_{(final)t}$ están expresados en US\$ a precios internacionales de 1985. Para los datos de Haití 1990 fueron usados como proxies del año 1989. Fuente: Base de datos de Summers y Heston y Estadísticas Financieras Internacionales del FMI. Cálculos propios

Notas

- 1 Las derivaciones correspondientes pueden encontrarse en Rincón (1996).
- 2 Dichas diferencias pueden ser originadas por diferencias en las instituciones, la dotación inicial de recursos, etc.
- 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 $y_{(t)}$ 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.
- 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 ocasionadas por la correlación entre los efectos latentes y las variables observables. 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 adecuada. Aún así, la presencia de $\ln(y_{(t),it})$ hace posible que las reservas referentes a los paneles dinámicos de datos con T reducida sean aplicables a nuestra estimación.
- 10 En la definición de los límites de las submuestras seguimos a Fischer (1993a), p. 503.
- 11 Recordar que en el panel de datos 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.

- 12 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 .
- 13 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%.
- 14 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).
- 15 η_i capta el efecto de variables no observadas propias de cada país pero *invariables* en el tiempo.

Referencias bibliográficas

Libros

- BARRO, R., Y SALA-I-MARTIN, X (1995), *Economic Growth*, N.Y, McGraw Hill
GREENE, W. (1990), *Econometric Analysis*, NY, McMillan.
NOVALES, A. (1993), *Econometría*, segunda edición, Madrid , McGraw Hill.

Revistas Periódicas

- CLARK, P. (1982), "Inflation and the productivity decline", *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 72, pp. 149-154
COZIER, B. Y SELODY, J (1993)., "Inflación y crecimiento económico: evidencia por países", *Monetaria*, XVI(4), pp. 355-401.
DE GREGORIO, J. (1992), "Economic growth in Latin America", *Journal of Development Economics*, 39, pp. 59-84.
DE GREGORIO, J. (1993), "Inflation, taxation and long-run growth", *Journal of Monetary Economics*, 31(3), pp. 299-316.
DORNBERGER, S.(1987), "Relative price variability and inflation, a disaggregated analysis", *Journal of Political Economy*, 95(3), pp. 547-566.
FISCHER, S. (1981), "Relative shocks, relative price variability, and inflation", *Brookings Papers Econ. Activity*, 2, pp. 381-431.
FISCHER, S. (1992), "Macroeconomic stability and growth", *Cuadernos de Economía*, 1992, n. 87, pp. 171-186.
FISCHER, S. (1993a), "The role of macroeconomics factors in growth", *Journal of Monetary Economics*, 32, pp. 485-512.

- FISCHER, S. (1983b), "Does macroeconomic policy matter? Evidence from developing countries", *Occasional Papers of the International Center for Economic Growth*, 27.
- HERCOWITZ, Z. (1981), "Money and the dispersion of relative prices", *Journal of Political Economy*, 89, pp. 328-356.
- KNIGHT, M., LOAYZA, N. Y VILLANUEVA, D. (1993), "Testing the neoclassical theory of economic growth, a panel data approach", *IMF Staff Papers*, 40(3), pp. 512-541
- KORMENDI, R. Y MEGUIRE, P. (1985), "Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence", *Journal of Monetary Economics*, 16(2), pp. 141-163.
- LACH, S. Y TSIDDON, D. (1992), "The behavior of prices and inflation: an empirical analysis of disaggregated price data", *Journal of Political Economy*, 100(2), pp. 349-389.
- LOGUE, D. Y WILLETT, T. (1976), "A note on the relation between the rate and the variability of inflation", *Economica*, 46, pp. 151-158
- MANKIW, G., ROMER, D. Y WEIL N. (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp. 407-437
- PAGAN, A., HALL, A., TRIVEDI, P. (1983), "Assessing the variability of inflation", *Review of Economic Studies*, 50, pp. 585-596.
- PARKS, R. (1976), "Inflation and relative price variability", *Journal of Political Economy*, 86(1), pp. 79-96
- SALOP, S. (1976), "Information and monopolistic competition", *American Economic Review*, 66(2), pp. 240-245.
- SOLOW, R. (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 50, pp. 65-94.
- SUMMERS, R., Y HESTON, A. (1991), "Penn World Tables (Mark 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), pp. 327-368
- TOMMASI, M. (1994), "The consequences of price instability on search markets: toward understanding the effects of inflation", *American Economic Review*, 84(5), pp. 1385-1396.
- VAN HOOMISSEN, T. (1988), "Price dispersion and inflation: evidence from Israel", *Journal of Political Economy*, 1988, 96(6), pp. 1303-1314.

Tesis, Seminarios, Informes Técnicos

FMI: Estadísticas Financieras Internacionales, Anuarios de 1991, 1992 y 1993.

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.

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.

SUMMERS, R., Y HESTON, A.: Penn World Tables (Mark 5.6), <http://nber.harvard.edu> .