



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *Una investigación empírica sobre el impacto de la inflación en el crecimiento económico de Colombia, 1951-1992*

Zeirnab Partow

Revista ESPE, No. 26, Art. 04, Diciembre de 1994

Páginas 125-151



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

# **Una investigación empírica sobre el impacto de la inflación en el crecimiento económico de Colombia, 1951-1992**

Zeinab Partow\*

## **Resumen**

*En este trabajo se utiliza un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) para extraer los hechos empíricos acerca de la inflación y el crecimiento económico en Colombia. Los resultados señalan que durante el período 1951-1992 la relación entre la inflación y el crecimiento ha sido claramente negativa. Esto parece ser cierto aun en el corto plazo y a despecho de la persistencia y la baja variabilidad de las tasas de inflación colombianas. Además, parece que la inflación constituye una parte substancial, alrededor del 20%, de la varianza del crecimiento económico.*

---

\* Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad exclusiva del autor. Este artículo fue publicado en Borradores Semanales de Economía, No. 17.

## I Introducción

---

Después de años de estudio y análisis, el efecto de la inflación en el producto real sigue siendo un tema controvertido dentro de la teoría económica. Algunos autores sostienen que dicho efecto es positivo, basándose en argumentos como la curva de Phillips para apoyar sus afirmaciones. El trabajo de Tobin (1965) y de Mundell (1965), frecuentemente citado, igualmente propone una relación positiva entre la inflación y el producto, donde un supuesto fundamental es la sustituibilidad entre el dinero y el capital. En estos modelos, un alza en la tasa de inflación genera un incremento en el costo de tener dinero, y luego un cambio de portafolio desde el dinero hacia el capital. Este cambio en la composición del portafolio trae un incremento en la acumulación de capital, y, a través de ello, en el producto económico, y una baja en la tasa de interés real.

Otra evidencia, incluyendo el trabajo pionero de Sidrauski (1967), hace énfasis en una relación neutra entre las dos variables, y es apoyada por algunos de los primeros trabajos en la literatura de expectativas racionales (Lucas, 1972, 1973 y Barro, 1976, 1980). Sin embargo, ha sido demostrado (v.gr. Dornbusch y Frenkel, 1973, Brock, 1974, Fischer, 1983) que la superneutralidad del dinero es un caso bastante especial, y que en la mayoría de modelos más generales, el *stock* de capital en el estado estacionario se reduce con la inflación.

El efecto Tobin-Mundell se concentra en las consecuencias de la inflación sobre el ahorro (en una economía cerrada, el ahorro es igual a la inversión). En modelos más recientes, la inflación afecta el producto porque reduce la tasa de inversión. En estos modelos, la inflación se puede considerar como un impuesto a la inversión, incrementando así la utilidad necesaria para emprender un proyecto de inversión y reduciendo la tasa de interés real relevante para ahorrar. Por ejemplo, en Stockman (1981), el dinero se necesita para comprar bienes de capital, significando que un incremento en la tasa de inflación reduciría la acumulación de capital debido a su costo más alto, reduciendo así también el producto económico.

Mientras que los primeros ejemplos de la literatura, como los trabajos de Stockman (1981) y de Dornbusch y Frenkel (1975), tratan el efecto de la inflación sobre el *nivel* de producto, la gran mayoría de los trabajos recientes han sido elaborados con base en la teoría de crecimiento endógeno, analizando el efecto de la inflación en el *crecimiento* del producto (v. gr. Jones y Manuelli, 1991, y De Gregorio, 1993). Una razón principal para justificar la propuesta de una relación negativa entre la inflación y el producto económico es el efecto distorsionador que tiene la inflación sobre los precios relativos y, a través de ellos, sobre la asignación eficiente de recursos.

Los modelos teóricos así planteados no han tenido un especial éxito en solucionar esta larga controversia sobre el impacto de la inflación. La evidencia empírica ha sido igualmente

inconcluyente<sup>1</sup>. Dentro de este contexto, el caso colombiano es algo particular. Colombia es uno de los pocos países que ha experimentado, desde 1974, lo que normalmente se llama “tasas de inflación moderadas”, en el rango del 20% al 30%. Además, la variabilidad de la tasa de inflación durante este período ha sido bastante baja. La teoría económica es especialmente ambigua en estos casos. Mientras que el impacto de la inflación puede ser tema de controversia, en general es aceptado que una inflación alta y persistente sí tiene efectos negativos en el crecimiento<sup>2</sup>. Por otro lado, también se argumenta que una variable primordial es la *varianza* de la inflación, donde se considera como favorable una varianza baja. ¿Qué conclusiones podemos sacar para el caso colombiano? ¿Su inflación persistente y moderada estará afectando de una manera negativa su tasa de crecimiento, o tendrá un efecto de contrapeso la varianza baja de la inflación?

Como respuesta a la deficiencia identificada de la teoría económica para proveer un análisis claro del efecto de la inflación en el crecimiento económico, y en particular para casos como el de Colombia, el presente trabajo elige un modo puramente empírico para abordar el tema dentro del contexto colombiano. No se impone ningún modelo estructural; la idea es trazar los efectos de la inflación en el crecimiento económico sin recurrir a un escenario en particular, confiando en que los datos sugieran las relaciones entre las variables. Se utiliza un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para extraer los hechos empíricos acerca de la inflación y el crecimiento económico, y se simulan las relaciones dinámicas a través de las respuestas de las variables a choques no anticipados. Los resultados señalan que en Colombia, durante el período 1951-1992, la inflación tuvo un impacto claramente negativo en el crecimiento económico<sup>3</sup>.

La sección siguiente contiene una breve exposición de las ventajas y desventajas de la metodología VAR, y la manera en que algunas críticas de la técnica han sido tratadas en la especificación del VAR desarrollado en el presente trabajo. La tercera sección presenta los resultados básicos, mientras que la cuarta, considera un análisis más dinámico. El último aparte presenta las conclusiones.

- 
- 1 Véase Kormendi y Meguire (1985) y De Gregorio (1992) para evidencia de una relación negativa entre inflación y crecimiento económico. Grier y Tullock (1992) y Levine y Zervos (1993) encuentran que la inflación no es un factor significativo en el crecimiento económico.
  - 2 La referencia a la “alta” inflación también es ambigua. Hay los que argumentan que solo la hiperinflación de tres dígitos podrá tener un impacto negativo en el producto (e.g. Levine y Zervos, 1993). Otros han encontrado que aun tasas moderadas de menos del 30% podrán tener efectos negativos. (Uribe, 1994).
  - 3 Hay que señalar que podemos estar tomando una correlación cíclica como una relación de largo plazo, sobrevaluando así el impacto de la inflación en el crecimiento económico de largo plazo. Siendo este el caso, la conclusión sería que la inflación parece ser un fenómeno anticíclico, donde un incremento en la tasa de inflación implica, con cierto rezago, ajustes en la tasa crecimiento en sentido contrario. Sin embargo, es una conclusión importante que este trabajo encuentra evidencia en contra de la existencia de una curva Phillips para Colombia, aun en el corto plazo, durante el período del estudio.

## II Especificación del modelo

### A) Consideraciones generales

Se critican a menudo los modelos VAR por ser “anti-teóricos”. Esta crítica surge porque en los VAR cada variable está relacionada con rezagos de sí misma y de todas las demás variables del sistema. De esta forma, no se hace de antemano el supuesto de cuáles variables son exógenas o “causales”. No obstante, el objetivo de este trabajo no es utilizar el modelo VAR como sustituto de un modelo estructural identificado, sino como una herramienta complementaria que puede proveer la base para construir tal modelo. La importancia de una estructura teórica se hace obvia cuando se trata de interpretar los modelos VAR estimados. Ordinariamente, sería útil poder establecer la causalidad de las correlaciones observadas. Sin embargo, se sabe que sólo los modelos estructurales identificados pueden dar origen a interpretaciones causales únicas (Simon, 1953). La causalidad, en este sentido, no se puede inferir de los datos, sino que tiene que ser impuesta por un razonamiento *a priori*. El papel que juega la teoría es, precisamente, proveer estructuras *a priori* razonables.

Los trabajos econométricos tradicionales, basados en modelos estructurales identificados con restricciones que a menudo son difíciles de comprobar, no facilitan el escogimiento de un marco teórico apropiado. En contraste, las restricciones de los modelos VAR consisten sólo en la selección de variables y de rezagos, unas restricciones considerablemente más débiles que las que normalmente se imponen en gran parte de la literatura<sup>4</sup>. Los modelos VAR así pueden formar un primer paso en la exposición de las correlaciones entre variables. Al ayudar a identificar las relaciones entre variables, los modelos VAR contribuyen a evitar la construcción de modelos contrarios a la realidad.

### B) Selección de variables y rezagos

La especificación de un modelo VAR consiste en la selección de variables y rezagos. Como los resultados dinámicos presentados en la Sección IV dependen fundamentalmente de esa especificación, la manera en que fueron seleccionados los rezagos y las variables se presentará en detalle.

A continuación, se estima un modelo VAR de 6 variables. Las variables incluidas, son: el crecimiento del producto interno bruto; el crecimiento del *stock* de capital (ajustado por la utilización de capacidad); el crecimiento del empleo; la tasa de inversión; la tasa del gasto del gobierno central, y la tasa de inflación. Las definiciones de las variables se encuentran en el Cuadro 1.

<sup>4</sup> Los modelos VAR también pueden ser estructurales, al imponer las restricciones *a priori*. Este no es el caso en el presente trabajo.

### Cuadro 1 Definición de variables

Variable	Descripción
CPIB	Crecimiento porcentual anual del PIB, en pesos constantes de 1975. Banco de la República.
CK	Crecimiento porcentual anual del acervo de capital en maquinaria, en pesos constantes de 1975, corregido por el grado de utilización de capacidad. Departamento de Planeación Nacional y Banco de la República <sup>5</sup> .
CL	Crecimiento porcentual anual del empleo total (número de ocupados). Departamento de Planeación Nacional.
INF	Crecimiento porcentual anual del índice de precios al consumidor. Banco de la República.
IPIB	Inversión como proporción del PIB, en pesos constantes de 1975. Banco de la República.
CGPIB	Crecimiento porcentual de la razón del gasto del gobierno como proporción del PIB, en pesos constantes de 1975. Banco de la República.

Para seleccionar las variables que se incluyen en las regresiones, se revisó la teoría con el objetivo de construir una lista exhaustiva de variables potenciales. Esta lista original tenía 14 variables que, además de las seis ya mencionadas, incluía: el crecimiento de la oferta monetaria; las exportaciones e importaciones como proporción del PIB; el crecimiento de las exportaciones; el crecimiento de las importaciones; la tasa de cambio real; una variable para el grado de apertura de la economía, y una variable para el grado de profundización financiera. Aunque se habría podido retener todas estas variables en la estimación del VAR, la brevedad de las series de tiempo disponibles hicieron necesaria una mayor selectividad. La estacionariedad de las variables seleccionadas fue establecida a través de pruebas de raíces unitarias; los resultados de estas pruebas están incluidas en el Cuadro 2.

Además de la selección de variables, hace falta la selección de los rezagos apropiados. Un número bajo de rezagos es obviamente preferible, debido al gran número de parámetros por estimar. Se decidió utilizar dos rezagos asociados a cada una de las variables. Una prueba de Wald sobre restricciones de coeficientes se hizo para comprobar la necesidad de incluir tres o cuatro rezagos en la especificación del modelo. La suficiencia de incluir solo dos rezagos fue aceptada al nivel del 10% de probabilidad. Los resultados de estas pruebas se encuentran en el Cuadro 3.

<sup>5</sup> Los datos del grado de utilización de capacidad se basan en el trabajo de Uribe (1994), donde el grado de utilización se calculó como la relación entre el PIB observado y el PIB potencial.

**Cuadro 2**  
**Pruebas de raíz unitaria**

Variable	Estadística	P. Crítico	Rezagos	N
CPIB	$\tau_{\mu} = -6.6017$	1% = -3.6067	2	41
CK	$\tau_{\mu} = -6.6114$	1% = -3.6067	0	41
CL	$\tau_{\mu} = -6.3657$	1% = -3.6067	0	41
INF	$\tau_{t} = -5.2662$	1% = -4.2023	0	42
IPIB	$\tau_{t} = -4.0362$	5% = -3.5247	0	42
CGPIB	$\tau_{\mu} = -6.3708$	1% = -3.6019	0	42

**Cuadro 3**  
**Pruebas de Wald para selección de rezagos**

Ecuación	3 Rezagos	4 Rezagos
CPIB	8.4793 (0.2050)	9.7589 (0.1352)
CK	3.6477 (0.7242)	6.8359 (0.3363)
CL	7.7039 (0.2606)	5.2786 (0.5086)
INF	5.4493 (0.4876)	2.5313 (0.8649)
IPIB	3.9268 (0.6866)	4.6480 (0.5897)
CGPIB	5.6153 (0.4676)	6.6963 (0.3498)

Nota: Los valores presentados son estadísticas chi-cuadrado. Entre paréntesis son los niveles de confianza para rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes de las variables rezagadas tienen un valor de cero.

Aunque la verdadera causalidad no se puede establecer sin un modelo estructural identificado (Simon, 1953), la causalidad a través del tiempo se puede comprobar por medio de pruebas de causalidad-Granger. Estas pruebas también pueden ayudar a establecer la

endogeneidad de las variables del VAR. En el Cuadro 4, se resumen los resultados de las pruebas de causalidad-Granger para el sistema de seis variables.

**Cuadro 4**  
**Pruebas de causalidad-Granger: VAR de dos rezagos**

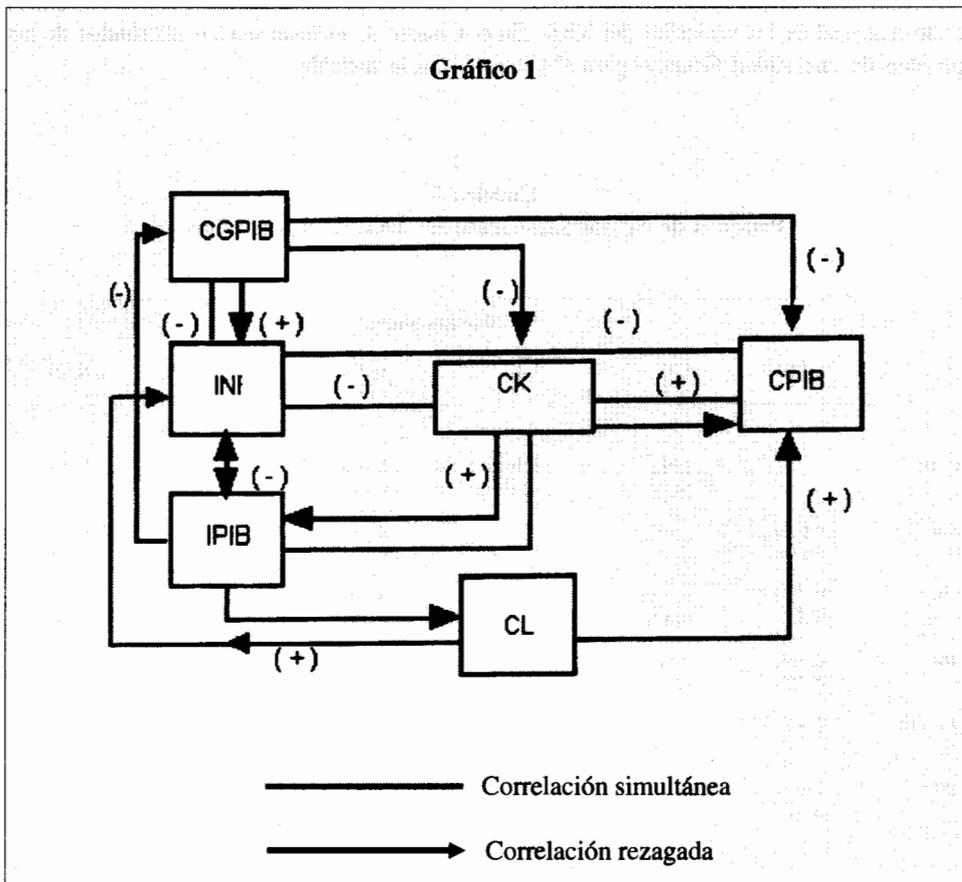
	Variable dependiente					
	CPIB	CK	CL	INF	CGPIB	IPIB
<b>CPIB</b>		2.282 (0.14)	0.7016 (0.50)	0.7358 (0.49)	0.0252 (0.98)	2.116 (0.12)
<b>CK</b>	2.6102 (0.09)		1.208 (0.31)	0.8563 (0.43)	0.8041 (0.46)	3.149 (0.06)
<b>CL</b>	0.0232 (0.97)	0.2048 (0.82)		4.520* (0.04)	0.0499 (0.95)	1.241 (0.30)
<b>INF</b>	0.9602 (0.39)	0.7627 (0.47)	0.2167 (0.64)		0.3861 (0.68)	2.534 (0.09)
<b>CGPIB</b>	2.462 (0.10)	4.563 (0.02)	0.6861 (0.51)	6.046 (0.01)		0.2233 (0.80)
<b>IPIB</b>	2.231 (0.12)	0.7249 (0.49)	2.671 (0.08)	2.617 (0.10)	2.617 (0.10)	

\* Un rezago. Nota: los números en paréntesis son los niveles de confianza para rechazar la hipótesis nula de no causalidad, v. gr. la hipótesis que el crecimiento del capital no causa el crecimiento del PIB en el sentido Granger se puede rechazar al nivel de confianza del 9%.

Como se puede ver en el cuadro, todas las variables parecen ser endógenamente determinadas: el crecimiento del capital y del gasto del gobierno causan el crecimiento del PIB; el crecimiento del gasto del gobierno también causa el crecimiento del capital; el crecimiento del empleo es ocasionado por la tasa de inversión; la inflación es causada por el crecimiento del empleo y del gasto del gobierno, y este último es causado por la tasa de inversión que, a su vez, es causada por el crecimiento del capital y por la inflación (todo en el sentido de causalidad-Granger).

El gráfico 1 ilustra de una manera más clara las relaciones entre las variables. Como se puede ver, la inflación parece tener efectos directos e indirectos en el crecimiento. Los efectos indirectos y negativos de la inflación son a través de la acumulación del capital, el crecimiento de la tasa de inversión y el gasto del gobierno.

**Gráfico 1**



Además, el efecto directo sobre el crecimiento señala que la inflación puede afectar la asignación eficiente de recursos en la economía.

### III Resultados del modelo VAR

El VAR estimado está presentado en el Cuadro 5. Como es cierto, en general para los sistemas con un gran número de parámetros, muchos de los coeficientes no parecen ser significativos. No obstante, los  $R^2$  ajustados tienen valores que están entre uno y dos tercios de la varianza de la variable dependiente explicada por las variables rezagadas. Sin embargo, y como lo demuestra la evidencia de experimentos Monte Carlo, la teoría asintótica a menudo subestima las probabilidades de las colas en muestras de tamaño moderado. Así, debemos enfatizar que los resultados tienen que verse como aproximaciones, y que uno se debe fijar en resultados contundentes más bien que en los marginales.

**Cuadro 5**  
**VAR estimado**

Variables	Ecuaciones					
	CPIB	INF	CK	CL	IPIB	CG
<b>CPIB(-1)</b>	0.3408 (0.2844)	-1.1135 (1.2482)	-0.9475 (0.4278)**	0.0403 (0.3615)	-64.603 (36.558)*	2.6772 (2.0397)
<b>CPIB(-2)</b>	-0.0656 (0.2506)	1.2761 (1.0998)	0.6181 (0.3769)	0.0782 (0.3185)	29.521 (32.210)	-4.3028 (1.7971)**
<b>INF(-1)</b>	-0.0251 (0.0452)	0.5287 (0.1982)**	-0.0323 (0.0679)	0.0058 (0.0574)	-16.634 (5.8060)**	-0.9839 (0.3239)**
<b>INF(-2)</b>	-0.0996 (0.0409)**	0.2958 (0.1795)	-0.0526 (0.0615)	-0.0780 (0.0520)	-5.1922 (5.2576)	0.6443 (0.2933)**
<b>CK(-1)</b>	-0.0054 (0.1724)	1.3028 (0.7565)*	0.5560 (0.2593)**	0.1004 (0.2191)	37.802 (22.155)*	-4.0674 (1.2361)**
<b>CK(-2)</b>	0.0579 (0.1391)	-0.3028 (0.6103)	0.2279 (0.2092)	-0.1342 (0.1768)	24.641 (17.875)	3.2978 (0.9973)**
<b>CL(-1)</b>	0.0769 (0.1646)	1.4799 (0.7225)**	-0.0254 (0.2476)	-0.2116 (0.2093)	-13.908 (21.160)	-2.0654 (1.1806)*
<b>CL(-2)</b>	0.0033 (0.1778)	-0.1575 (0.7802)	-0.0425 (0.2674)	0.0446 (0.2260)	17.423 (22.851)	0.4867 (1.2749)
<b>IPIB(-1)</b>	-0.0048 (0.0015)**	-0.0148 (0.0064)**	-0.0051 (0.0022)**	-0.0029 (0.0019)	0.2704 (0.1877)	0.0206 (0.0105)*
<b>IPIB(-2)</b>	0.0013 (0.0016)	0.0145 (0.0072)**	-0.0002 (0.0025)	-0.0016 (0.0021)	-0.3224 (0.2113)	-0.0515 (0.0118)**
<b>CGPIB(-1)</b>	0.0368 (0.0234)	-0.0620 (0.1027)	0.0521 (0.0352)	0.0127 (0.0298)	-5.4933 (3.0091)*	-0.2256 (0.1679)
<b>GPIB(-2)</b>	-0.0837 (0.0236)**	0.2261 (0.1033)**	-0.0714 (0.0354)**	-0.0431 (0.0299)	-3.6915 (3.0263)	0.0614 (0.1688)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.6271	0.7305	0.5311	0.3391	0.6759	0.5414
<b>R<sup>2</sup> Ajust.</b>	0.4550	0.6062	0.3148	0.0341	0.5262	0.3297
<b>Estad. F.</b>	3.6438** (0.0028)	5.8737** (0.0000)	2.4545** (0.0269)	1.1117 (0.3921)	4.5179** (0.0006)	2.5578** (0.0219)

\* Significativo al nivel de 10% de probabilidad. \*\* Significativo al nivel de 5% de probabilidad. Nota: Errores estándar en paréntesis.

De los resultados del Cuadro 5, podemos resaltar los siguientes hechos. El coeficiente de la inflación es significativo y negativo en la ecuación de crecimiento, al igual que en la

ecuación de inversión. La inflación rezagada un período entra en la ecuación del gasto del gobierno de una forma negativa, pero al ser rezagada dos períodos su coeficiente es positivo y significativo. El cambio de signo señala que es el *crecimiento* de la inflación la variable relevante en el gasto del gobierno. De hecho, esto se confirma con una regresión apropiada, donde el crecimiento de la tasa de inflación afecta de una manera negativa y significativa el gasto del gobierno (véase el Anexo 1). El hecho de que la inflación tenga un efecto en el crecimiento económico más allá del que tiene a través del nivel de la inversión señala que este efecto puede ser transmitido a través de la productividad de la inversión (véase Uribe, 1994).

El cambio en el signo del coeficiente de la inversión en las ecuaciones del producto, de la inflación y del gasto del gobierno, sugiere que también es el crecimiento, y no el nivel de la inversión, la variable relevante en estas ecuaciones. Esto se confirma al correr las regresiones apropiadas donde se utiliza el crecimiento, y no el nivel de la inversión (Anexo 1). Sin embargo, en el sistema total, es el nivel de la inversión y no su crecimiento el que aporta más poder explicativo.

Aunque es difícil interpretar el significado de los coeficientes de un VAR, otras relaciones interesantes, son: la correlación positiva entre el empleo, rezagado un período, y la tasa de inflación; la relación positiva entre el gasto del gobierno (rezagado) y la inflación, y la relación negativa, y algo sorprendente, entre el crecimiento del PIB (rezagado) y el crecimiento del capital. También es interesante notar que sólo la inflación y el crecimiento del capital se explican por el comportamiento propio en el pasado de una forma significativa. Otra observación que se puede hacer es que ninguna variable entra en la ecuación del empleo de una manera significativa. Este hecho probablemente se debe a una estructura de rezagos demasiado corta para captar los cambios muy graduales que caracterizan al crecimiento del empleo.

El Cuadro 6 presenta un resumen útil de las relaciones dinámicas entre las variables del sistema VAR. Los números en paréntesis son los niveles de confianza para rechazar la hipótesis nula de que *todos* los rezagos de una variable tienen un coeficiente de cero. Una comparación de los resultados de los Cuadros 5 y 6 señala que cuando se consideran ambos rezagos de una variable, ocurren algunos cambios en el grado de significancia de los coeficientes. Al considerar ambos rezagos, el crecimiento del capital ya no aparece como variable significativa en la ecuación de inflación; por otro lado, la tasa de inversión sí entra de manera significativa en la ecuación de empleo. Igualmente, la tasa de crecimiento económico y el gasto del gobierno ya no son variables significativas en la regresión de inversión, y tampoco lo es el crecimiento del empleo en la ecuación del gasto del gobierno.

**Cuadro 6**  
**Pruebas de que todos los rezagos de una variable**  
**tienen coeficientes cero**

Todos los rezagos de:	Variable dependiente					
	CPIB	INF	CK	CL	IPIB	CGPIB
<b>CPIB</b>	1.589 (0.452)	1.659 (0.436)	5.513* (0.064)	0.159 (0.924)	3.308 (0.191)	7.353* (0.025)
<b>INF</b>	8.787* (0.012)	13.967* (0.001)	1.715 (0.424)	2.539 (0.281)	12.648* (0.002)	10.596* (0.005)
<b>CK</b>	0.271 (0.873)	3.296 (0.193)	10.556* (0.005)	0.557 (0.757)	10.213* (0.006)	16.141* (0.000)
<b>CL</b>	0.218 (0.897)	4.685* (0.096)	0.034 (0.983)	1.265 (0.531)	1.347 (0.510)	3.921 (0.141)
<b>IPIB</b>	11.286* (0.004)	7.252* (0.027)	6.551* (0.038)	4.565* (0.102)	3.344 (0.188)	20.158* (0.000)
<b>CGPIB</b>	18.928* (0.000)	5.290* (0.071)	8.451* (0.015)	2.812 (0.245)	4.140 (0.126)	2.643 (0.267)

\* Significativa al nivel del 10% de confianza. Nota: números en paréntesis son niveles de confianza para rechazar la hipótesis nula que todos los rezagos de una variable tienen coeficientes cero.

Como es cierto, al estimar cualquiera regresión, nos debe preocupar la posibilidad de que existan correlaciones seriales entre los residuos de las ecuaciones estimadas. Para investigar lo adecuado de la especificación del sistema VAR, se llevaron a cabo pruebas AR(1) y AR(4). En estas pruebas se corren regresiones de los residuos de cada ecuación en el sistema contra rezagos de los mismos residuos y contra todas las otras variables del modelo. Esto se hizo para verificar la existencia de una correlación serial en los residuos *dentro* de cada ecuación (*no* las correlaciones *entre* los residuos de las ecuaciones). Los resultados están presentados en el Cuadro 7. Con una sola excepción, estas pruebas no demuestran evidencia de que la especificación sea inadecuada. La excepción es la prueba de residuos AR(1) en la ecuación del gasto del gobierno. Una explicación puede ser que los gastos gubernamentales dependen de variables exógenas, como ganancias o *shocks* inesperados.

Otra prueba de la existencia de correlaciones entre los residuos de cada ecuación es la estadística Q de Box-Ljung, también presentada en el Cuadro 7. Esta estadística es una variante de la estadística Q de Box-Pierce, que se utiliza para comprobar la hipótesis nula de que todas las autocorrelaciones de una serie (aquí la serie son los residuos de una ecuación) son iguales a cero, i.e. que las series son ruido blanco. En ninguna de nuestras

**Cuadro 7**  
**Pruebas de correlación serial dentro de ecuaciones:**

	Variables					
	CPIB	CK	CL	INF	IPIB	CGPIB
AR(1)	1.075 (0.31)	2.079 (0.16)	0.492 (0.49)	2.297 (0.14)	1.629 (0.21)	3.924 (0.06)*
AR(4)	0.959 (0.34)	0.332 (0.57)	2.746 (0.11)	0.072 (0.79)	1.134 (0.30)	0.001 (0.98)
Est. Q Box-Ljung (Prob.)	2.67 (0.61)	2.07 (0.72)	3.45 (0.48)	3.39 (0.50)	1.75 (0.78)	7.15 (0.13)

Nota: AR(1) y AR(4) son estadísticas F para pruebas que los términos AR(1) y AR(4) se pueden suprimir de las varias ecuaciones. Los niveles aproximados de significancia marginales están entre paréntesis. Para la estadística Q de Box-Ljung, el valor de la probabilidad de la distribución chi-cuadrado está en paréntesis.

ecuaciones se puede rechazar esta hipótesis. Las pruebas de las correlaciones y autocorrelaciones se hicieron para niveles de cuatro rezagos. La estadística Q de Box-Ljung tiene la misma distribución en muestras grandes que la Box-Pierce, pero posee mejores propiedades para muestras pequeñas. Bajo la hipótesis nula, Q es distribuida como chi-cuadrado, con grados de libertad iguales al número de autocorrelaciones.

Con estas pruebas parece que no existe un problema de correlaciones temporales dentro de las ecuaciones del sistema. Sin embargo, nos hace falta investigar la posibilidad de que existan correlaciones seriales entre los residuos de las *diferentes* ecuaciones. Por eso se llevó a cabo una regresión de sistemas aparentemente no relacionados para las ecuaciones en el sistema VAR. En este procedimiento, el primer paso es estimar las ecuaciones con una técnica de ecuación simple, como la de mínimos cuadrados ordinarios. Con estas primeras estimaciones de los coeficientes se calculan los residuos y se construye la matriz varianza-covarianza de los residuos. Los coeficientes son revisados por una segunda iteración para tomar en cuenta la covarianza entre los residuos de las ecuaciones. Para nuestro caso, los resultados obtenidos por este método son casi idénticos a los que se obtuvieron estimando el VAR, señalando que la correlación entre los residuos de las diferentes ecuaciones no afecta los parámetros estimados inicialmente.

Los resultados presentados en esta sección parecen ser robustos. Al añadir las variables mencionadas en la lista más comprensiva de la Sección II no cambia el carácter de los resultados; tampoco los cambia la omisión de variables como el crecimiento del empleo.

Aunque podemos constatar que la especificación del modelo VAR parece ser adecuada, unas relaciones importantes que normalmente se encuentran en estudios de crecimiento económico no parecen ser significativas. Entre otras relaciones ausentes de nuestro sistema se incluye la correlación entre la inflación y el capital, y también la ausencia del capital y del empleo en la ecuación de crecimiento económico. (Ya ha sido mencionado que una estructura de dos rezagos no parece ser adecuada para tomar en cuenta las contribuciones del crecimiento del empleo). Una razón obvia para esta omisión es que las variables pueden tener correlaciones *contemporáneas*. En un modelo VAR, las interacciones contemporáneas entre variables son capturadas por las correlaciones entre los residuos, o innovaciones, de las ecuaciones consideradas. Estas correlaciones están presentadas en el Cuadro 8.

**Cuadro 8**  
**Correlaciones contemporáneas**

	Correlaciones entre Innovaciones					
	CPIB	CK	CL	INF	IPIB	CGPIB
CPIB	1.000	0.845*	0.385*	-0.283*	-0.016	-0.002
CK		1.000	0.163	-0.476*	0.268*	0.115
CL			1.000	-0.100	-0.089	0.042
INF				1.000	-0.157	-0.385*
IPIB					1.000	0.072
CGPIB						1.000

\* Significativo al nivel de 5% de confianza.

Para medir la significancia de las correlaciones en el cuadro, se utilizó la transformación  $z$  de Fisher:

$$z = \ln [(1 + r)/(1 - r)],$$

donde  $r$  es la correlación para la muestra. Si los grados de libertad para el residuo de mínimos cuadrados es  $n$ , la estadística  $n^{1/2}z$  tiene una distribución que se aproxima a  $N(0,1)$  en muestras grandes si la correlación verdadera es cero. En nuestro VAR estimado, con  $n = 26$ , una correlación tiene que exceder 0.19 en valor absoluto para ser significativamente diferente de cero a un nivel de 5% de confianza.

Algunas de las correlaciones contemporáneas más importantes tienen que ver con la tasa de inflación. La inflación está correlacionada negativamente, y de manera significativa, con la tasa de producto económico, la tasa de crecimiento del *stock* de capital, y con el gasto del gobierno.

Resumiendo, los resultados del VAR señalan que la inflación parece tener un impacto significativo y negativo en la tasa de crecimiento económico colombiano, más allá de su efecto en la tasa de inversión o el *stock* de capital.

---

## **IV Análisis dinámico: una mirada de cerca al efecto de la inflación en el crecimiento económico**

---

### **A) Descomposición de la varianza**

Una manera de investigar la relación entre variables es estudiar la descomposición de la varianza del error de predicción a través del tiempo. En general, para horizontes cortos, las innovaciones propias de una variable deben explicar en gran parte la varianza del error de predicción cuando se simulan los *shocks* a la misma variable. Al extender el horizonte, las contribuciones de las otras variables deben crecer.

Una crítica importante de las descomposiciones de varianza es que para lograr una contabilidad exacta, las innovaciones entre las variables del sistema no pueden tener correlaciones contemporáneas entre ellas (Gordon y King, 1982). Si los errores asociados con las diferentes ecuaciones no están correlacionados, la interpretación de las descomposiciones es simple; infortunadamente, eso pasa muy pocas veces. Cuando los errores están correlacionados, tienen un componente en común que no puede ser identificado con una variable en particular. Un método bastante arbitrario de solucionar este problema es atribuir todo el efecto de un componente en común a la primera variable en el sistema VAR. Por eso, en la práctica, el orden de las variables es sumamente importante. Cambiar el orden de las variables puede afectar de una manera dramática los resultados de las descomposiciones de varianza (y de las funciones impulso-respuesta, presentados a continuación).

En nuestro sistema, como se vio en el Cuadro 8, existen seis correlaciones significativas entre los residuos de las ecuaciones. De estas, y dado nuestro interés, las correlaciones más problemáticas parecen ser entre la inflación y el crecimiento del PIB, la inflación y el crecimiento del capital, la inflación y el crecimiento del gasto del gobierno, además de la muy importante correlación contemporánea entre el crecimiento del capital y el crecimiento económico. Diversas formas para ordenar las variables fueron ensayadas con el objeto de investigar el efecto en las descomposiciones, incluyendo casos donde las innovaciones en el capital, el gasto público y el crecimiento del PIB impactaban la inflación, y casos donde las innovaciones en la inflación podrían afectar las variables mencionadas. En ningún caso cambia dramáticamente el impacto de la inflación sobre el crecimiento económico (de un mínimo de aproximadamente 17% de la varianza de C PIB siendo explicada por la tasa de inflación a un máximo de cerca del 21%), indicando que los errores en la ecuación de inflación no están altamente corre-

lacionados con los de la ecuación de crecimiento económico. Los resultados de dos de los posibles ordenamientos son presentados en el Cuadro 9.

El gráfico 2 presenta una ilustración sobre la descomposición de la varianza de la tasa de crecimiento económico<sup>6</sup>, de la cual se pueden notar varios hechos interesantes. Mientras que los impactos de *shocks* unitarios en el empleo, la inversión y el gasto público crecen rápidamente (dentro de un período de cinco años) a casi el 100% de su valor final, el efecto de un *shock* inflacionario en el crecimiento económico se demora más de 10 años en lograr el 80% de su valor final, y 15 años para estabilizarse a un nivel de aproximadamente el 20% de la contribución a la varianza del crecimiento del producto. Junto con un *shock* en la tasa de inversión, un *shock* inflacionario tiene un efecto más grande en la varianza del crecimiento económico en el medio y largo plazo que *shocks* en las otras variables. Sin embargo, en el corto plazo, el impacto de un *shock* inflacionario no es tan importante. El impacto más grande de la inflación en la varianza del crecimiento del PIB ocurre entre cinco y diez años después del *shock*. Una explicación puede ser que la inflación no afecte al crecimiento económico de una forma directa, sino a través de su impacto en otras variables, por ejemplo, sobre la asignación de recursos. Además, el efecto de la inflación en las otras variables puede tomar tiempo en volverse evidente, y así se explicaría el retraso en ver su impacto.

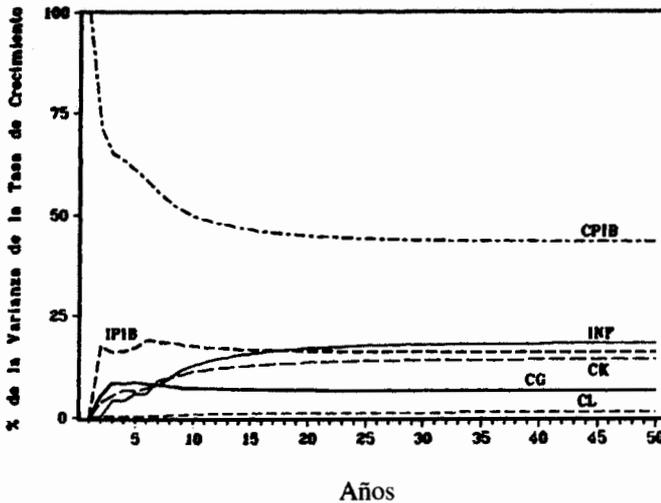
**Cuadro 9**  
**Descomposición de varianza**

Descomposición de la varianza de CPIB (20 períodos adelante)						
Período	CPIB	CK	CL	INF	IPIB	CGPIB
1	100.0 (20.5)	0.0 (65.2)	0.0 (0.0)	0.0 (8.0)	0.0 (6.1)	0.0 (0.2)
5	60.9 (14.1)	6.6 (35.6)	0.46 (0.46)	6.1 (7.5)	17.1 (31.2)	8.8 (11.2)
10	49.8 (11.8)	11.5 (29.8)	0.98 (0.98)	12.9 (15.3)	17.5 (31.5)	7.3 (10.6)
15	46.5 (11.2)	12.9 (27.9)	1.21 (1.21)	15.7 (18.7)	16.7 (30.3)	6.9 (10.7)
20	44.9 (10.9)	13.7 (27.0)	1.30 (1.30)	17.1 (20.3)	16.3 (29.8)	6.7 (10.7)
25	44.2 (10.7)	14.0 (26.6)	1.34 (1.34)	17.7 (21.1)	16.2 (29.6)	6.6 (10.7)

Nota: los números en paréntesis son para el orden B. El orden A es el siguiente: CPIB, CK, IPIB, CGPIB, INF, CL. Orden B es: INF, CK, IPIB, CGPIB, CPIB, CL.

<sup>6</sup> El Anexo 2 contiene un gráfico de la descomposición de la varianza de CPIB para el orden B de las variables (como fue explicado en la nota al Cuadro 9).

**Gráfico 2**  
**Descomposición de varianza de la tasa de crecimiento**



Nota: Para este gráfico se utilizó el orden A.

## B) Funciones de impulso-respuesta

Las relaciones dinámicas entre los componentes del sistema VAR también se pueden caracterizar por medio del estudio de las funciones de impulso-respuesta que simulan las respuestas a *shocks* no anticipados en las variables. Como el modelo VAR estimado comprende patrones de interacciones complejas entre ecuaciones que no son fáciles de analizar, la función impulso-respuesta, o representación del promedio móvil, es una alternativa para resumir el sistema estimado. Esta representación no contiene información adicional a la que ya fue expuesta en el Cuadro 5, pero la presenta de una manera más útil. Es importante destacar que estos resultados no se pueden analizar, como fue expuesto anteriormente, como relaciones causales sin la imposición *a priori* de restricciones identificadas de un modelo.

Con las funciones impulso-respuesta, la respuesta a una innovación en una variable X se calcula fijando el residuo de la variable en un valor de uno durante el período inicial y un

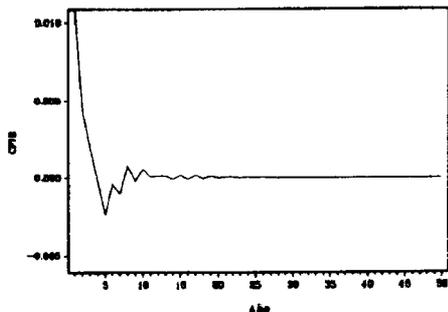
valor de cero en todos los períodos siguientes. Esto afecta la variable X, además de todas las otras variables, en los períodos que siguen cuando los valores rezagados de X pasan por el sistema.

Como es cierto en las descomposiciones de varianza, las correlaciones contemporáneas entre innovaciones pueden ocultar el impacto verdadero de un *shock* en una variable sobre las otras del sistema. La solución en este caso es igual a la que fue presentada para las descomposiciones de varianza, es decir, a través de la imposición de un orden a las variables. El orden escogido es el mismo que se utilizó en la sección anterior, aunque otros órdenes fueron investigados, sin que resultaran cambios importantes en el patrón de respuestas a los *shocks*. Los gráficos 3 a 8 muestran las respuestas del crecimiento del PIB a *shocks* en cada variable del sistema. Para poder comparar los resultados, las innovaciones son iguales a una desviación estándar de los residuos de la variable relevante.

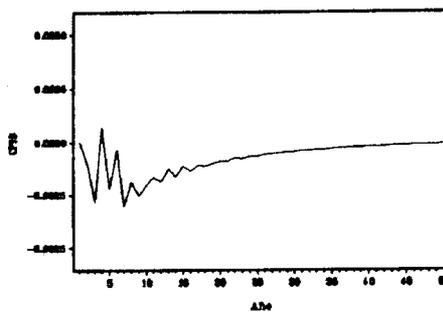
De los gráficos se desprende que los impulsos al gasto del gobierno y al crecimiento del empleo tienen un efecto positivo sobre el crecimiento económico en los primeros cinco años. Por otra parte, los *shocks* a las otras variables (crecimiento del PIB, crecimiento del capital, la tasa de inversión, y la tasa de inflación) tienen un efecto que al principio es negativo. En el caso del producto, del capital, y de la inversión, el impacto se vuelve positivo con el tiempo. En contraste, el efecto de un choque inflacionario sobre el crecimiento económico permanece negativo durante todo horizonte con un efecto temporal y ligeramente positivo y ligeramente positivo al cuarto año. Estos resultados indican que para los niveles que caracterizan la inflación colombiana, el efecto en el producto económico es claramente negativo. Además, los resultados parecen contradecir el argumento que sostiene que la inflación puede ser ventajosa en el corto plazo.

**Respuesta de la Tasa de Crecimiento Económico a:**

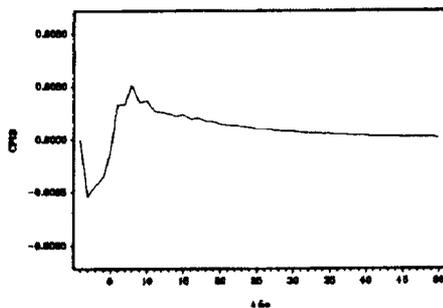
**Gráfico 3**  
Una innovación en la tasa de crecimiento económico



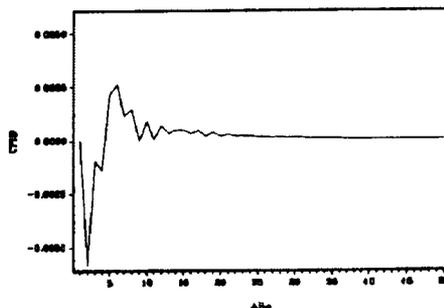
**Gráfico 4**  
Una innovación en la tasa de inflación



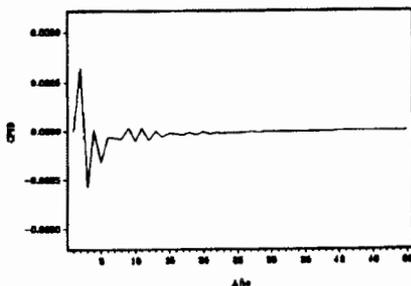
**Gráfico 5**  
Una innovación en el acervo de capital



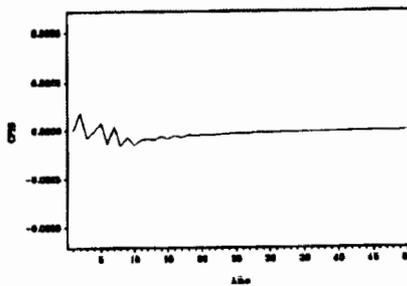
**Gráfico 6**  
Una innovación en la tasa de inversión



**Gráfico 7**  
Una innovación en el gasto  
del gobierno



**Gráfico 8**  
Una innovación en el empleo



## V Conclusiones

¿Cuál hubiera sido el efecto de la inflación en el crecimiento del producto económico en Colombia si las tasas de inflación no hubieran aumentado tan dramáticamente después de 1974? Los gráficos 9 y 10 presentan los resultados de ese ejercicio hipotético, donde se utilizaron los mismos datos con la excepción de la serie de inflación. Las tasas de inflación fueron construidas utilizando la serie real para el período 1951-1973 para pronosticar las tasas durante el período 1974-1992. Las series real y pronosticada están presentadas en el Gráfico 11, donde se puede ver que en la serie pronosticada las tasas de inflación son en general más bajas que las reales (con una tasa promedio del 14% para 1951-92 *versus* el promedio real del 16.6%, y del 18.7% para el período 1974-92 *versus* el 24.5% real)<sup>7</sup>.

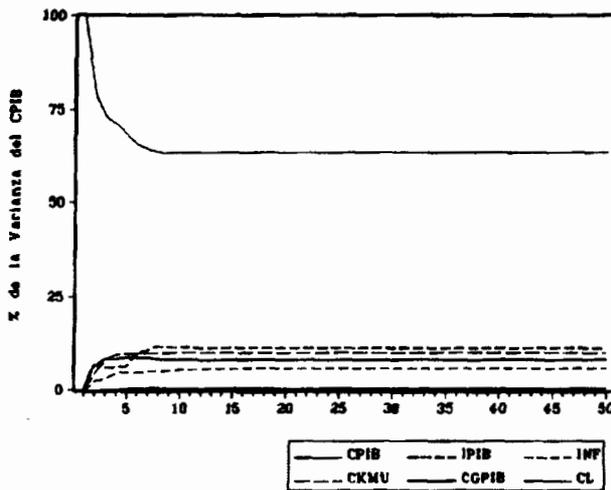
Como se puede ver en el gráfico 9, la contribución de *shocks* inflacionarios a la varianza de la tasa de crecimiento económico baja de un nivel de casi el 20% para los datos reales a un nivel del 7% cuando se utilizan las tasas pronosticadas. El gráfico 10 muestra la respuesta

<sup>7</sup> Los valores numéricos de la inflación pronosticada están presentados en el Anexo 3.

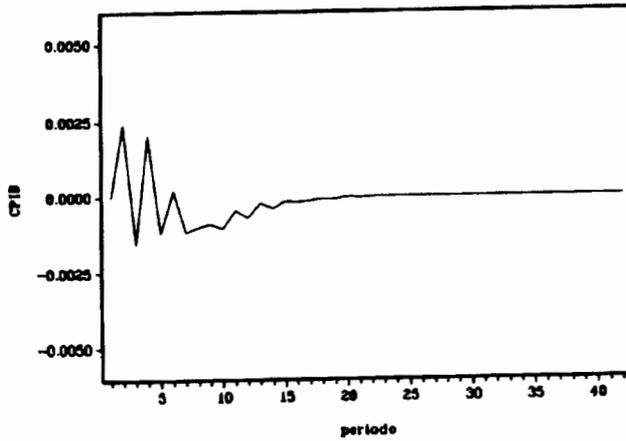
de CPIB a un *shock* de una desviación estándar en la tasa de inflación. Comparando este gráfico con el gráfico 4, se puede notar que el patrón ha cambiado. El impacto de un *shock* inflacionario ya no es estrictamente negativo, en particular durante los cinco primeros años se ve un efecto fuertemente positivo, aunque en el largo plazo el efecto inflacionario sí es negativo.

Aunque es meramente hipotético, el ejercicio muestra que aun una reducción pequeña en las tasas de inflación puede alterar de una manera bastante dramática la dinámica del sistema.

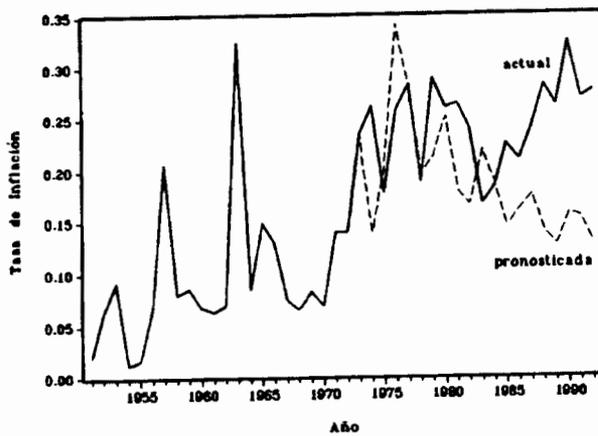
**Gráfico 9**  
**Descomposición de la varianza de CPIB, utilizando**  
**datos hipotéticos para la tasa de inflación**



**Gráfico 10**  
**Respuesta del CPIB a un impulso inflacionario**



**Gráfico 11**  
**Dos escenarios inflacionarios**



En conclusión, hemos utilizado un modelo de vectores autorregresivos para extraer los hechos empíricos acerca de la inflación y el crecimiento económico en Colombia. La especificación cuidadosa del modelo y el esfuerzo hecho para tomar en cuenta las críticas en contra de los modelos VAR nos da alguna confianza en los resultados, que son bastante contundentes: Los niveles de inflación experimentados en Colombia durante el período 1951-1992 han perjudicado el crecimiento económico del país. Esto parece ser cierto aun en el corto plazo y a despecho de la persistencia y la baja variabilidad de las tasas de inflación.

Los efectos negativos de la inflación en la tasa de crecimiento son directos e indirectos (véase el gráfico 1 y el Cuadro 5), y las correlaciones son contemporáneas y a través del tiempo. La inflación y su crecimiento están indirectamente correlacionadas con el crecimiento a través de sus efectos en la acumulación de capital, la tasa de inversión, y el gasto público. Pero más allá de estos efectos, la inflación tiene un impacto directo —o un impacto que no se puede explicar con las variables del modelo— sobre el crecimiento económico. Como ya ha sido argumentado por otros autores<sup>8</sup>, una posibilidad es que este efecto no explicado tiene que ver con el impacto de la inflación en la productividad de la inversión y la asignación eficiente de recursos en la economía.

En contraste con los efectos de las demás variables, el efecto en el crecimiento de un choque inflacionario permanece negativo durante todo el horizonte, aun en el corto plazo. Además, hemos encontrado que la inflación constituye una parte substancial, el 20%, de la varianza del crecimiento económico. Junto con un *shock* a la tasa de inversión, un *shock* inflacionario tiene un efecto más grande en la varianza del crecimiento económico en el medio y largo plazo que tienen *shocks* a las otras variables en el sistema. Tanto la descomposición de varianza como la función de impulso-respuesta indican que el impacto negativo de *shocks* inflacionarios necesitan un período de tiempo bastante largo para manifestarse completamente (más de 10 períodos). Este puede ser un resultado preocupante, dadas las altas tasas de inflación que han caracterizado las últimas dos décadas, y se debe al gran número de correlaciones que tiene la inflación con otras variables de la economía (gráfico 1). Por otro lado, el ejercicio hipotético que se hizo al principio de esta sección indica que una disminución, aunque sea pequeña, de la tasa de inflación puede tener un efecto bastante positivo en el crecimiento económico.

Estos son los resultados empíricos que tienen que ser explicados por modelos que traten el efecto de la inflación en el contexto colombiano.

---

<sup>8</sup> Véase Uribe, 1994.

## Bibliografía

- Ambler, S. (1987): "Does Money Matter in Canada? Evidence from a Vector Error Correction Model". *Review of Economics and Statistics*, 69, 651-8.
- Backus, D. (1986): "The Canadian-U.S. Exchange Rate: Evidence from a VAR". *Review of Economics and Statistics*, 68, 628-37.
- Barro, R. (1980): "A Capital Market in an Equilibrium Business Cycle Model", *Econometrica*, 48: 1393-1417.
- \_\_\_\_\_. (1976): "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 2: 1-32.
- Brock, W. (1974): "Money and Growth: The Case of Long Run Perfect Foresight", *International Economic Review*, 15: 750-777.
- Cooley, T.F. and S. F. Leroy. (1985): "A theoretical Macroeconometrics: A Critique". *Journal of Monetary Economics*, 16, 283-308.
- Davidson, R. and James MacKinnon (1993): *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press.
- De Gregorio, J. (1993): "Inflation, Taxation, and Long-Run Growth", *Journal of Monetary Economics*, 31: 271-298.
- \_\_\_\_\_. (1992): "Economic Growth in Latin America", *Journal of Development Economics*, 39: 59-84.
- Dornbusch, R. y J. Frenkel. (1973): "Inflation and Growth", *Journal of Money, Credit and Banking*, 5: 141-156.
- Fischer, S. (1983): "Inflation and Growth", *NBER Working Paper* no. 1235.
- Grier, K.B. y G. Tullock. (1989): "An Empirical Analysis of Cross-National Economic Growth, 1951-1980", *Journal of Monetary Economics*, 24: 259-276.
- Hafer, R.W. and R. G. Sheehan (1989): "The Sensitivity of VAR Forecasts to Alternative Lag Structures". *International Journal of Forecasting*, 8, 339-408.
- Jones, L. E. y R. E. Manuelli. (1990): "A Convex Model of Equilibrium Growth: Theory and Policy Implications," *Journal of Political Economy*, 98: 1008-1038.
- Kormendi, R. C. y P. G. Meguire. (1985): "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-Country Evidence", *Journal of Monetary Economics*, 16: 141-163.
- Levine, R. y S. Zervos. (1993): "Looking at the Factors: What We Know about Policy and Growth from Cross-Country Analysis", *World Bank Working Paper* no. WPS 1115.
- Lucas, R. E. (1973): "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 63: 326-334.
- \_\_\_\_\_. (1972): "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4: 103-124.
- McNees, S. (1986): "Forecasting Accuracy of Alternative Techniques: a Comparison of U.S. Macroeconomic Forecasts". *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, 5-15.

- Mundell, R. (1965): "Growth, Stability and Inflationary Finance", *Journal of Political Economy*, 73: 97-109.
- Pagan, A. (1987): "Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal". *Journal of Economic Surveys*, 1, 3-24.
- Rajhi, T. y Patrick Villieu (1993): "Accélération Monétaire et Croissance Endogène", en *Revue Economique*, 3, 257-286.
- Sidrauski, M. (1967): "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 534-544.
- Simon, H. (1953): "Causal Ordering and Identifiability", en W. Hood y T. Koopmans (editores), *Studies in Econometric Method*, (New Haven, Yale University Press).
- Sims, Christopher (1992): "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the effects of Monetary Policy", *European Economic Review* 36, 975-1011.
- \_\_\_\_\_ (1980): "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48, 1-49.
- \_\_\_\_\_ (1986): "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter, 2-16.
- Stockman, A. C. (1981): "Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy", *Journal of Monetary Economics*, 8: 387-393.
- Tobin, J. (1965): "Money and Economic Growth", *Econometrica*, 33: 671-684.
- Uribe, J. D. (1994): "Inflación y Crecimiento Económico en Colombia: 1951-1992", *Borradores Semanales de Economía*, No. 1, Banco de la República.

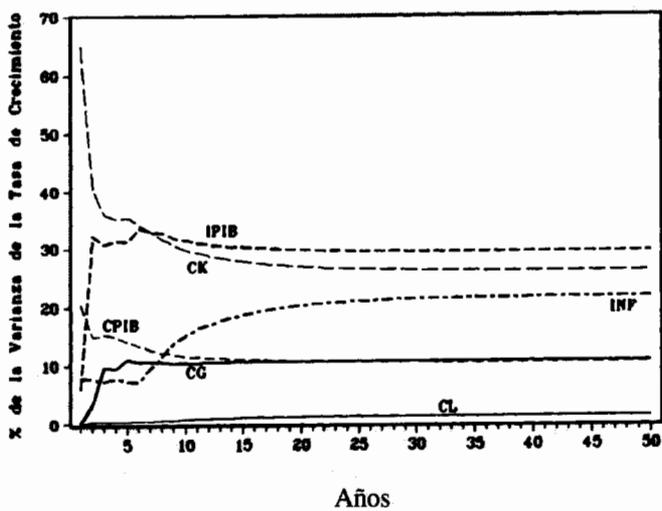
## Anexo 1

Variables	Ecuaciones			
	INF	CGPIB	CGPIB	CGPIB
CPiB(-1)	-1.6615 (1.1912)	4.1376 (2.3698)*	3.0183 (1.7781)*	2.7527 (1.9704)
CPiB(-2)	1.5737 (1.1058)	-3.8901 (2.0143)*	-3.8134 (1.8856)**	-3.6659 (2.0229)*
INF(-1)	0.3964 (0.1878)**	-0.6838 (0.3420)	—	—
INF(-2)	0.3802 (0.1771)**	0.9763 (0.3226)*	—	—
CINF(-1)	—	—	-0.0561 (0.0229)**	-0.0676 (0.0226)**
CINF(-2)	—	—	0.0075 (0.0229)	-0.0037 (0.0220)
CK(-1)	1.3830 (0.7101)*	-4.7764 (1.2936)**	-3.8718 (1.1619)**	-3.8640 (1.2122)**
CK(-2)	-0.1986 (0.6066)	3.2573 (1.1049)**	2.6152 (1.0360)**	2.4757 (1.0663)**
CL(-1)	1.6459 (0.7166)**	-1.6770 (1.3056)	-1.3876 (1.2142)	-0.7171 (1.2072)
CL(-2)	0.1509 (0.7936)	0.7095 (1.4456)	-0.0099 (1.3163)	0.5375 (1.3376)
IPIB(-1)	—	—	0.0222 (0.0103)**	—
IPIB(-2)	—	—	-0.0360 (0.0108)**	—
CIPIB(-1)	-0.3268 (0.1154)**	0.6326 (0.2102)**	—	0.05368 (0.2073)**
CIPIB(-2)	-0.1616 (0.1312)	-0.2290 (0.2390)	—	-0.1172 (0.2175)
CGPIB(-1)	-0.0479 (0.0987)	-0.0879 (0.1798)	-0.1700 (0.1889)	-0.2136 (0.1950)
CGPIB(-2)	0.2458 (0.1017)**	0.1935 (0.1852)	0.0410 (0.1934)	-0.0098 (0.1973)
R <sup>2</sup>	0.7425	0.4555	0.4882	0.4516
R <sup>2</sup> Ajust.	0.6236	0.2042	0.2520	0.1985
Estad. F	6.2482	1.8123	2.0669	1.7844
(Prob.)	(0.0000)**	(0.0993)*	(0.0590)*	(0.1052)*

\* Significativo al nivel de 10% de probabilidad. \*\* Significativo al nivel de 5% de probabilidad. Nota: Errores estándar en paréntesis.

### Anexo 2

**Gráfico A1**  
**Descomposición de varianza de la tasa de crecimiento**



Nota: Para este gráfico se utilizó el orden B.

**Anexo 3**

<b>Año</b>	<b>Tasa de inflación pronosticada</b>
1974	0.135853
1975	0.204974
1976	0.341734
1977	0.278781
1978	0.196712
1979	0.212521
1980	0.251907
1981	0.180080
1982	0.165031
1983	0.219224
1984	0.187109
1985	0.143629
1986	0.161377
1987	0.175235
1988	0.140027
1989	0.125585
1990	0.157287
1991	0.151977
1992	0.127000