

## IMPLICACIONES OBSERVABLES DE LA TEORÍA CLÁSICA DE LA INFLACION: PERU Y BOLIVIA EN LOS OCHENTA

RAUL ANIBAL FELIZ\*

CIDE, México.

GROCIO SOLDEVILLA CANALES\*

CIDE, México.

### Abstract:

*In this article, the empirical relevance of the classical theory of inflation for explaining the hyperinflationary experiences of Peru and Bolivia during the decade of the eighties, is evaluated using econometric methods. Taking a non-stationary time series methodology it was found that this model substantially explains the short and long-term dynamics of inflation in these countries.*

### Introducción

El objetivo de este ensayo es evaluar económicamente la relevancia de la nueva teoría clásica como explicación de las hiperinflaciones de Perú y Bolivia en los años ochenta.

La metodología empleada se deriva de la de Shiller y Campbell (1988), de análisis de series de tiempo no estacionarias cointegradas. En particular se sigue de cerca la adaptación de Feliz (1993) de la TCI a este contexto.

De acuerdo con esta teoría, la inflación es producto de las tasas de crecimiento monetario observadas y esperadas por los agentes económicos. Cuando ambas series son no estacionarias la teoría supone:

- a) Que inflación y crecimiento están cointegrados, si no existen burbujas racionales.
- b) La diferencia entre inflación y crecimiento monetario, la variable de cointegración, causa en el sentido de Granger la tasa de crecimiento monetario. y

\* Los autores agradecen los comentarios de un dictaminador anónimo de esta revista

c) Restricciones interecuacionales en el mecanismo de corrección de error (MCE) que representa la dinámica de corto plazo de la inflación y del crecimiento monetario.

Los resultados empíricos apoyan la TCI. Se halló evidencia de que la inflación y el crecimiento monetario siguieron procesos estocásticos no estacionarios, que estuvieron cointegrados, y en general no se rechazaron las restricciones interecuacionales que la teoría supone.

Este ensayo consta de cinco secciones. En la primera sección se describe el modelo clásico de la inflación. En la segunda sección se derivan sus implicaciones observables, cuando la inflación y el crecimiento monetario son no estacionarios. En la tercera sección se evalúan empíricamente estas implicaciones. En la cuarta sección se resumen las principales conclusiones. En la última sección se presentan las referencias bibliográficas.

### 1. Un modelo clásico de la inflación

La ecuación fundamental del modelo clásico de la inflación es la demanda de dinero. En este ensayo se adopta la especificación de Cagan (1956) de esta función:

$$m_t - p_t = -\alpha \pi_{t+1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

donde  $m_t$  es el logaritmo de la oferta monetaria,  $p_t$  es el logaritmo del nivel de precios,  $\pi_{t+1} \equiv p_{t+1} - p_t$  es la tasa de inflación,  $\varepsilon_t$  es una perturbación estocástica, y el parámetro  $\alpha$  es la semielasticidad de la demanda de dinero.

Se supone que  $\varepsilon_t$ , el componente no observado de la demanda de dinero, sigue el siguiente proceso estocástico:

$$\Delta \varepsilon_t = \rho + \omega_t, \quad (1.1)$$

donde  $\omega_t$  es una variable aleatoria ruido blanco y estadísticamente independiente de las otras variables.

De acuerdo con la hipótesis de expectativas racionales, la tasa de inflación esperada está dada por:

$$\pi_{t+1}^e = E(\pi_{t+1} | I_t), \quad (2)$$

donde  $E(\cdot | I_t)$  es el operador de esperanza matemática condicional e

$$I_t \equiv \{m_{t-j}, p_{t-j}, \varepsilon_{t-j}, \Psi_{t-j}; j = 1, 2, \dots, \infty\}, \quad (2.1)$$

es el conjunto de información de los agentes económicos. Aquí,  $\Psi_t$  es un vector de variables adicionales observadas por los agentes.

Tomando primeras diferencias en la ecuación (1) y utilizando las expresiones (1.1) y (2) se obtiene:

$$\mu_t - \pi_t = \rho - \alpha (E(\pi_{t+1} | I_t) - E(\pi_t | I_{t-1})) + \omega_t, \quad (3)$$

donde  $\mu_t \equiv m_t - p_t$  es la tasa de crecimiento de la oferta monetaria.

Esta expresión es una ecuación lineal, estocástica y en diferencias de la tasa de inflación.

Según esta ecuación, la inflación está determinada por la tasa de crecimiento de la oferta monetaria y por las expectativas de los agentes sobre las tasas de inflación futuras.

Aplicando el operador de esperanza matemática condicional en la ecuación (3) e iterando  $n$  veces hacia adelante se obtiene:

$$E(\pi_t | I_{t-1}) = \frac{1}{1 + \alpha} \sum_{i=0}^n \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right)^i E(\mu_{t+i} | I_{t-1}) + \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right)^{n+1} E(\pi_{t+n+1} | I_{t-1}) - \rho \left( 1 - \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right)^{n+1} \right), \quad (3.1)$$

expresión que converge a

$$E(\pi_t | I_{t-1}) = -\rho + \frac{1}{1 + \alpha} \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right)^i E(\mu_{t+i} | I_{t-1}), \quad (3.2)$$

cuando  $n \rightarrow \infty$ , si y sólo si se satisface la siguiente condición de transversalidad:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right)^{n+1} E(\pi_{t+n+1} | I_{t-1}) = 0. \quad (3.3)$$

Cuando se satisface esta condición, la inflación esperada sólo depende de las tasas de crecimiento esperadas de la oferta monetaria.

Utilizando la ecuación (3.2) en la ecuación (3) se obtiene la solución fundamental de la inflación:

$$\pi_t^f = \mu_t - \rho + \frac{\alpha}{1 + \alpha} \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right)^i (E(\mu_{t+i+1} | I_t) - E(\mu_{t+i} | I_{t-1})) - \omega_t. \quad (4)$$

#### Burbujas racionales

Cuando la condición de transversalidad (3.3) no se satisface, existe un número infinito de soluciones de la ecuación (3). Sin pérdida de generalidad estas soluciones pueden expresarse como:

$$\pi_t = \pi_t^f + b_t, \quad (5)$$

donde  $b_t$  es una burbuja racional.

Sustituyendo la expresión (5) en la ecuación (3) se obtiene que las burbujas racionales son variables estocásticas que satisfacen la siguiente ecuación:

$$b_{t+1} = \left( \frac{1 + \alpha}{\alpha} \right) b_t + \eta_{t+1}, \tag{5.1}$$

en donde  $\eta_{t+1}$  es cualquier variable ruido blanco ortogonal al conjunto de información de los agentes. Nótese que a causa de que  $\alpha > 0$ , el valor esperado de  $b_t$  converge a  $+\infty$  o a  $-\infty$ , dependiendo del valor inicial de  $b_t$ .

2. El modelo clásico de la inflación con fundamentos no estacionarios

En esta sección se supone que la tasa de crecimiento de la oferta monetaria posee una raíz unitaria<sup>1</sup>.

Dado lo anterior, la tasa de crecimiento de la oferta monetaria posee la siguiente representación de Wold:

$$\mu_t - \mu_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} a_j \omega_{t-j}, \tag{6}$$

donde  $\omega_t$  es una variable ruido blanco, y  $a_j$  es una serie de parámetros.

**Proposición 1:** En ausencia de burbujas racionales las tasas de crecimiento de la oferta monetaria y de la inflación están cointegradas.

Utilizando la representación de Wold de  $\mu_t$  en la ecuación (4) y realizando algunas operaciones algebraicas se deduce:

$$\pi_t^i - \mu_t = -\rho + \sum_{i=1}^{\infty} \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right)^i \sum_{j=i+1}^{\infty} a_j \omega_{t-j} + \alpha \Gamma \omega_{t-1} - \omega_t, \tag{4.1}$$

con  $\Gamma = \sum_{i=2}^{\infty} a_i$ . De acuerdo con esta expresión (1, -1) es un vector de cointegración de las tasas de inflación y crecimiento monetario, ya que  $(\pi_t - \mu_t)$  puede expresarse como una combinación lineal de la variable aleatoria  $\omega_t$ .

**Proposición 1.1:** Existe un mecanismo de corrección del error (MCE) de las variables  $\Delta\mu_t$  y  $\Delta\pi_t$ .

Esta proposición es un resultado directo de la proposición 1 según el teorema de representación de Granger y Engle (1987).

Campbell y Shiller (1988) han demostrado que tal MCE es equivalente al siguiente proceso vectorial autorregresivo (VAR),

$$\Theta(B) \begin{bmatrix} L_t \\ \Delta\mu_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \zeta_t^1 \\ \zeta_t^2 \end{bmatrix}, \tag{7}$$

de la variable de cointegración  $L_t = \pi_t - \mu_t$  y de la variación de la tasa de crecimiento monetario  $\Delta\mu_t$ . Aquí  $\Theta(B)$  es un polinomio matricial de orden  $p$  en el operador de rezagos  $B$ , y  $\zeta_t^1$  y  $\zeta_t^2$  son variables ruido blanco<sup>2</sup>.

A fin de simplificar cálculos posteriores, resulta conveniente reescribir las ecuaciones del VAR anterior de acuerdo con la siguiente forma estado-espacio:

$$X_t = AX_{t-1} + Z_t \tag{7.1}$$

donde  $X_t' = (L_t, \dots, L_{t-(p-1)}, L_{t-p}, \Delta\mu_t, \dots, \Delta\mu_{t-(p-1)}, \Delta\mu_{t-p})'$  y  $Z_t' = (\zeta_t^1, 0, \dots, 0, \zeta_t^2, 0, \dots, 0)'$  y

$$A = \begin{pmatrix} \theta^1_{11} & \dots & \theta^1_{1p-1} & \theta^1_{1p} & \theta^1_{21} & \dots & \theta^1_{2p-1} & \theta^1_{2p} \\ 1 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \theta^2_{11} & \dots & \theta^2_{1p-1} & \theta^2_{1p} & \theta^2_{21} & \dots & \theta^2_{2p-1} & \theta^2_{2p} \\ 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

Los parámetros  $\theta^e_{ji}$  de esta matriz son los coeficientes del polinomio  $\Theta(B)$ .

La TCI no sólo supone cointegración entre las tasas de inflación y de crecimiento monetario, sino que también restringe la relación de corto plazo que existe entre estas variables. De acuerdo con la ecuación (3) deberá verificarse la siguiente condición:

$$E(L_t + \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right) (L_{t+1} - \Delta\mu_{t+1}) - 1 | I_{t-1}) = 0, \tag{8}$$

en donde  $t = p/(1 + \alpha)$  y  $I_t \equiv \{L_{t-j}, \Delta\mu_{t-j}, \zeta^1_{t-j}, \zeta^2_{t-j}; j = 1, 2, \dots, \infty\}$ .

Los valores esperados de  $L_{t+k}$  y  $\Delta\mu_{t+k}$  se obtienen iterando  $k$  veces hacia adelante el sistema de ecuaciones (7.1) y aplicando el operador de esperanza matemática condicional:

$$E(L_{t+k} | I_t) = h A^{k+1} X_{t-1}, \tag{8.1}$$

$$E(\Delta\mu_{t+k} | I_t) = g A^{k+1} X_{t-1}, \tag{8.2}$$

en donde los  $h = (1, \dots, 0, 0, \dots, 0, 0)$  y  $g = (0, \dots, 0, 0, 1, \dots, 0, 0)$ .

Sustituyendo las expresiones (8.1) y (8.2) en la condición (8) se obtiene el siguiente conjunto de restricciones no lineales que la TCI impone al MCE de las tasas de inflación y crecimiento monetario dado  $\alpha$ :

$$H_0(\theta, \alpha) \equiv h \left( A - \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right) A^2 \right) + g \left( \frac{\alpha}{1 + \alpha} \right) A^2 = 0. \quad (8.3)$$

Esta hipótesis se evalúa por medio del estadístico de Wald (Harvey, 1981):

$$W = H_0(\theta, \alpha)' \left( \frac{\partial H_0(\theta, \alpha)'}{\partial \theta} \Sigma^{-1} \frac{\partial H_0(\theta, \alpha)}{\partial \theta} \right)^{-1} H_0(\theta, \alpha) \quad (8.3.1)$$

en donde  $\Sigma$  es la matriz de varianzas y covarianzas del VAR (7) y  $\frac{\partial H_0(\cdot)}{\partial \theta}$  es un vector de derivadas parciales de  $H_0$  respecto a  $\theta$ .

Como es bien conocido,  $W$  posee una distribución asintótica  $\chi^2$  con  $p$  grados de libertad.

Un aspecto importante del MCE (7) es que la variable de cointegración  $L_t$  causa, en el sentido de Granger, los cambios de la tasa de crecimiento monetario (Campbell y Shiller, 1988).

### 3. Pruebas de la teoría clásica de la inflación en Perú y Bolivia

En este ensayo se utilizan series de tiempo mensuales de las tasas de inflación y de crecimiento monetario de Perú y Bolivia en los años ochenta.

La información utilizada se obtuvo de los Bancos Centrales de estos países. Para Perú, cubre el período comprendido entre marzo de 1982 y junio de 1990. En el caso de Bolivia, va de enero de 1980 a septiembre de 1990<sup>4</sup>.

#### A. Estacionariedad y cointegración

Las hipótesis nula de no estacionariedad y cointegración de la inflación y del crecimiento monetario se evalúan a través de los estadísticos de Dickey-Fuller (1981) y de Johansen-Juselius (1990).

El estadístico de Dickey-Fuller se calcula por medio de la siguiente regresión de mínimos cuadrados de la serie de tiempo  $Y_t$ ,

$$\Delta Y_t = \tau_0 + \tau_1 Y_{t-1} + \tau_2 T + \sum_{i=1}^p v_i \Delta Y_{t-i} + \xi_t, \quad (9)$$

donde  $t$  es el tiempo, la serie  $\xi_t$  son los residuos de la regresión que se suponen ruido blanco, y  $(\tau_1, v_i)$  son parámetros por estimar. La hipótesis nula de no estacionariedad de una serie se contrasta frente a dos alternativas: a) la serie es estacionaria alrededor de una constante  $H_0(\tau_1 = \tau_2 = 0)$  y b) la serie es estacionaria alrededor de una tendencia determinística  $H_0(\tau_1 = 0, \tau_2 \neq 0)$ .

En el Cuadro 1 se muestran los resultados de estas pruebas sobre las series de tiempo de la inflación y del crecimiento monetario de Perú y Bolivia.

Se observa que el estadístico de Dickey-Fuller no rechaza a un 5% de confianza la hipótesis nula en estos países. En cambio, se rechaza esta hipótesis cuando se utilizan las diferencias de la inflación y del crecimiento monetario.

En el Cuadro 2 se evalúa la proposición I de la TCI. La hipótesis nula de no cointegración de las tasas de inflación y del crecimiento monetario de estos países se contrasta con el estadístico de Dickey-Fuller. En las pruebas se supone que  $(1, -1)$  es el vector de cointegración.

CUADRO 1

#### PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD DE LAS TASAS DE INFLACION Y CRECIMIENTO MONETARIO DE PERU Y BOLIVIA

Variables e hipótesis	Estadístico de Dickey-Fuller	
	$H_0(\tau_1 = \tau_2 = 0)$	$H_0(\tau_1 = 0, \tau_2 \neq 0)$
Perú		
$\pi_t$	-1,17	-2,30
$\mu_t$	-1,11	-2,79
$\Delta \pi_t$	-7,22*	-7,23*
$\Delta \mu_t$	-9,09*	-9,12*
Bolivia		
$\pi_t$	-2,14	-2,26
$\mu_t$	-1,97	-2,04
$\Delta \pi_t$	-9,08*	-9,06*
$\Delta \mu_t$	-8,54*	-8,52*

Notas: En esta prueba se utilizan tres rezagos de la variable analizada, a fin de generar residuos ruido blanco.

Los niveles de significación de las hipótesis  $H_0(\tau_1 = \tau_2 = 0)$  y  $H_0(\tau_1 = 0, \tau_2 \neq 0)$  son: 10%: -2,57, 5%: -2,86, 2,5%: -3,12 y 10%: -3,12, 5%: -3,41, 2,5%: -3,66.

\* Se rechaza la hipótesis nula a un 5% de confianza.

CUADRO 2

#### PRUEBAS DE DICKEY-FULLER DE COINTEGRACION ENTRE INFLACION Y CRECIMIENTO MONETARIO

País	Estadístico de Dickey-Fuller	
	$H_0(\tau_1 = \tau_2 = 0)$	
Perú	-2,60	
Bolivia	-5,04*	

Nota: En esta prueba se utilizan tres rezagos de la variable analizada, a fin de generar residuos ruido blanco.

Los niveles de significación de las hipótesis  $H_0(\tau_1 = \tau_2 = 0)$  son: 10%: -2,57, 5%: -2,86, 2,5%: -3,12.

\* Se rechaza la hipótesis nula a un 5% de confianza.

Los resultados de estas pruebas apoyan esta proposición con diferentes grados de confianza. A un 5% de confianza la hipótesis nula de no cointegración no se rechaza para el caso del Perú. No obstante, si se considera un nivel de confianza del 10% la hipótesis nula es rechazada.

La metodología de Johansen y Juselius se basa en el rango de la matriz  $\Pi$  de multiplicadores de largo plazo del vector  $Y_t = (\pi_t, \mu_t)$  en el siguiente MCE:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \zeta_t \quad (10)$$

donde  $\zeta_t$  son los residuos mínimos cuadráticos de estas ecuaciones que se suponen normales, y  $(\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}, \Pi)$  son parámetros por estimar.

De acuerdo con el rango de la matriz  $\Pi$  en el sistema de ecuaciones (10) se contrastan las siguientes hipótesis:

- Rango ( $\Pi$ ) = 0, las tasas de inflación y de crecimiento monetario son no estacionarias y no-cointegradoras.
- Rango ( $\Pi$ ) = 1, las tasas de inflación y de crecimiento monetario son no estacionarias y están cointegradas.

En ambos casos la hipótesis alternativa es que las series analizadas son estacionarias (Rango ( $\Pi$ ) = 2).

Johansen y Juselius evalúan estas hipótesis sobre el rango de la matriz  $\Pi$  por medio de la distribución de probabilidad de la traza y su mayor valor característico. En el Cuadro 3 se presentan los resultados de estas pruebas.

CUADRO 3

PRUEBAS DE JOHANSEN-JUSELIUS SOBRE EL NUMERO (r) DE VECTORES DE  
COINTEGRACION DEL VECTOR  $(\mu_t, \pi_t)$

País	Hipótesis	
	Rango ( $\Pi$ ) = 0 versus Rango ( $\Pi$ ) = 2	Rango ( $\Pi$ ) = 1 versus Rango ( $\Pi$ ) = 2
Perú	Traza	31,00*
	Max. valor propio	31,97*
Bolivia	Traza	79,48*
	Max. valor propio	84,30*

Nota: Johansen y Juselius (1990) derivan, para un nivel de confianza de 5%, los siguientes valores críticos de las pruebas basadas en la traza y en el mayor valor característico de la matriz  $\Pi$ : en la columna 1 son (17,844) (14,595), y en la columna 2 son (8,083) (8,083). El orden del MCE utilizado fue de tres.

\* Se rechaza la hipótesis nula a un 5% de confianza.

La hipótesis nula a) se rechaza a un 5% de confianza en Perú y Bolivia; en cambio, la hipótesis b) no se rechaza. Estos resultados concuerdan con los obtenidos empleando el estadístico de Dickey-Fuller.

#### B. Dinámica de corto plazo

En esta sección se evalúan las restricciones interecuacionales que la TCI impone al MCE de las tasas de inflación y de crecimiento monetario<sup>6</sup>.

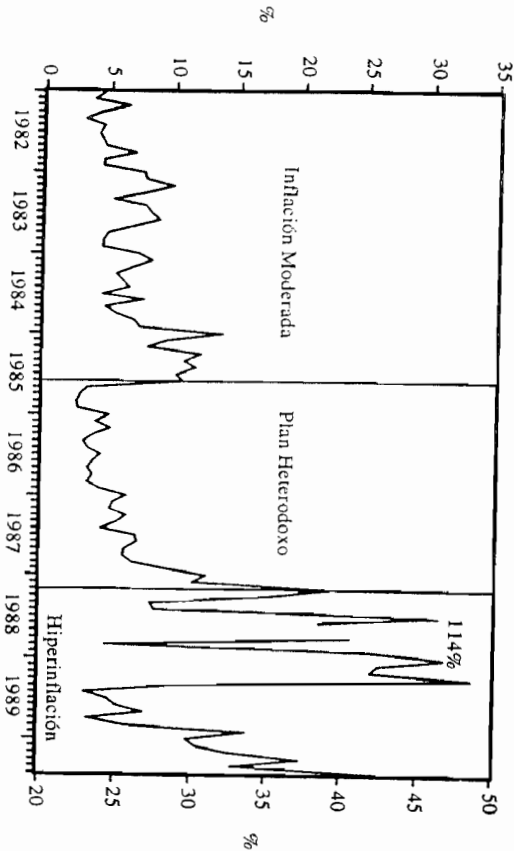
Con el objetivo de establecer posibles regímenes de política económica en los períodos estudiados<sup>7</sup> se distinguen:

- en Perú los siguientes subperíodos: 1) Inflación moderada del 80,1 al 85,6; 2) el experimento de políticas económicas heterodoxas del presidente Alan García del 85,7 al 88,8; y 3) la hiperinflación del 88,9 al 90,6.
- en Bolivia: 1) La hiperinflación del 80,6 al 84,12 y; 2) la estabilización macro-económica del 86,1 al 90,9.

En las Figuras 1 y 2 aparece la evolución de las tasas de inflación de Perú y Bolivia en cada uno de estos subperíodos<sup>8</sup>.

FIGURA 1

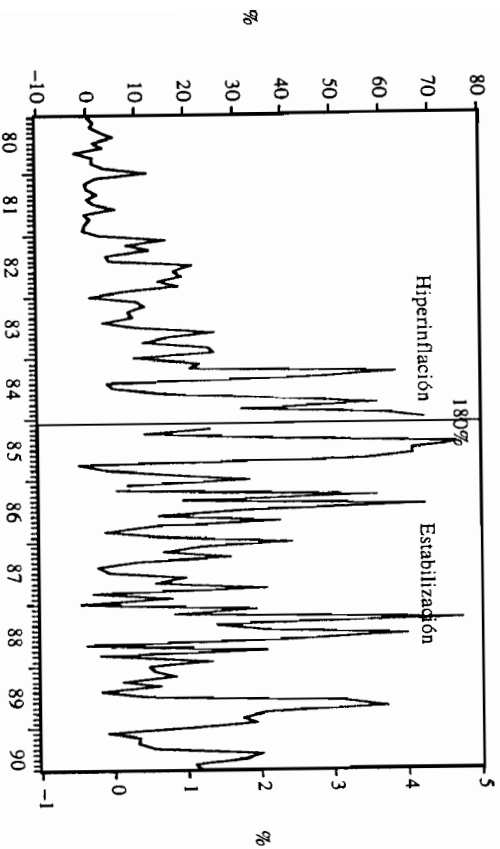
TASA DE INFLACION EN EL PERU: 1982-1990



Nota: La escala del lado derecho corresponde al período hiperinflacionario.

FIGURA 2

TASA DE INFLACION EN BOLIVIA: 1980-1990



Nota: La escala del lado derecho corresponde al periodo de estabilización.

El orden de los modelos VAR de  $I_n$ , la variable de cointegración y  $\Delta y$ , se identificaron por medio del criterio de información de Akaike (AIC). Este estadístico sugiere modelos de orden tres en ambos países.

Las estimaciones se llevan a cabo por el método de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR). Las pruebas de hipótesis se hacen utilizando el estimador de White de la matriz de varianzas y covarianzas.

En los Cuadros 4 y 5 se evalúan las restricciones interecuacionales que supone la TCL. Estas pruebas se realizan para diferentes valores de la semielasticidad inflación de la demanda de dinero ( $\alpha$ ). Para Perú se utilizan los siguientes valores de  $\alpha$ : 1,08, 3,66 y 15,56, y en el caso de Bolivia: 2,23, 3,36 y 5,86.

En las columnas 7, 8, 9 y 10 de los Cuadros 5 y 6 se muestran los  $R^2$  ajustados y el estadístico de autocorrelación Q de Box-Pierce de cada una de las ecuaciones del modelo. La hipótesis nula de que los residuos de estas ecuaciones son ruido blanco no fue rechazada en ninguno de los subperíodos analizados.

En las columnas 2 y 3 del mismo cuadro se presentan pruebas de causalidad de Granger entre la variable de cointegración y las variaciones de la tasa de crecimiento monetario. Excepto en uno de los subperíodos de Perú, se halló que la variable de cointegración causa, en el sentido de Granger, las variaciones del crecimiento monetario como supone la TCL.

En las columnas 4, 5 y 6 se reporta el valor del estadístico de Wald (W) de las restricciones interecuacionales que la TCL impone a estos modelos. Estas restricciones sólo son rechazadas en Perú y Bolivia cuando los modelos se estiman sin tener en consideración los distintos regímenes de política económica detectados.

CUADRO 4

PRUEBAS DE LAS RESTRICCIONES DINAMICAS INTERECUACIONALES DEL MODELO CLASICO DE INFLACION EN PERU

Periodos	Pruebas de causalidad		Restricciones dinámicas $W: H_0(\theta, \alpha)$		Estadísticos de las ecuaciones del VAR				
	$\Delta y$	$n \rightarrow G$	L	$n \rightarrow G$	$\alpha$	$R^2_L$	$Q_L$	$R^2_{\Delta y}$	$Q_{\Delta y}$
	L	$\Delta y$							
83.1/85.6	3,78	23,29*	5,52	7,63	3,93	0,09	9,60	0,52	8,90
85.7/88.8	5,24	10,70*	7,72	6,56	5,88	0,02	14,40	0,46	8,90
88.9/90.6	5,06	4,02	4,51	4,69	3,96	0,00	3,30	0,41	5,20
83.1/90.6	7,91*	15,17*	7,42	8,52*	8,57*	0,10	14,60	0,45	21,40

Nota: En las columnas 2 y 3  $\Delta y$   $n \rightarrow G$  L significa que  $\Delta y$  no causa a L en el sentido de Granger. Este estadístico y el de las restricciones dinámicas que aparece en las columnas 4, 5 y 6 posee una distribución de probabilidad asintótica  $\chi^2$  con tres grados de libertad.

Q(p) es el estadístico de autocorrelación de Box-Pierce. Los valores de p fueron los siguientes: (83.1/85.6): 15, (85.7/88.8): 18, (88.9/90.6): 11 y (83.1/90.6): 27.

\* Se rechaza la hipótesis nula a un 5% de confianza.

CUADRO 5

PRUEBAS DE LAS RESTRICCIONES DINAMICAS INTERECUACIONALES DEL MODELO CLASICO DE INFLACION EN BOLIVIA

Periodos	Pruebas de causalidad		Restricciones dinámicas $H_0(\theta, \alpha)$		Estadísticos de las ecuaciones del VAR				
	$\Delta y$	$n \rightarrow G$	L	$n \rightarrow G$	$\alpha$	$R^2_L$	$Q_L$	$R^2_{\Delta y}$	$Q_{\Delta y}$
	L	$\Delta y$							
80.6/84.12	13,07*	12,62*	5,77	5,25	5,48	0,23	11,70	0,37	13,3
86.1/90.9	4,51	12,27*	7,36	6,19	6,98	-0,21	16,40	0,46	11,4
80.6/90.9	42,07*	16,58*	44,64*	43,32*	44,4*	0,33	24,30	0,34	28,6

Nota: En las columnas 2 y 3  $\Delta y$   $n \rightarrow G$  L significa que  $\Delta y$  no causa a L en el sentido de Granger. Este estadístico y el de las restricciones dinámicas que aparece en las columnas 4, 5 y 6 posee una distribución de probabilidad asintótica  $\chi^2$  con tres grados de libertad.

Q(p) es el estadístico de autocorrelación de Box-Pierce. Los valores de p fueron los siguientes: (80.6/84.12): 21, (86.1/90.9): 21 y (80.6/90.9): 33.

\* Se rechaza la hipótesis nula a un 5% de confianza.

## 4. Comentarios finales

En este ensayo se derivan y contrastan empíricamente las siguientes implicaciones de la teoría clásica de la inflación:

- a) Las tasas de inflación y crecimiento están cointegradas cuando no existen burbujas racionales.
- b) La variable de cointegración, la diferencia entre las tasas de inflación y de crecimiento monetario, predice en el sentido de Granger el crecimiento monetario futuro.
- c) Restringe la dinámica de corto plazo del MCE de la inflación y del crecimiento monetario a través de un conjunto de restricciones intercuantiles.

Las pruebas de hipótesis realizadas en este ensayo apoyan estas implicaciones de la TCI en Perú y Bolivia.

## Notas

- 1 Una posible racionalización de esta hipótesis se deriva del análisis de Barro (1989) y Mankiw (1987) de la inflación óptima en el contexto de las finanzas públicas.
- 2 No se incluye un vector de constantes porque las variables se expresan como desviaciones respecto a sus medias.
- 3 No se incluye el término correspondiente a la constante porque las variables se expresan como desviaciones respecto a sus medias.
- 4 Las tasas de inflación y de crecimiento monetario son las variaciones de los logaritmos de los índices de precios al consumidor y del agregado monetario M1 de Perú y Bolivia.
- 5 Las pruebas de Johansen y Juselius se realizan utilizando una rutina especial del RATS 3.1.
- 6 De acuerdo a las pruebas de raíz unitaria de la tabla 1, las primeras diferencias de las tasas de inflación y crecimiento monetario se desestacionalizaron, utilizando la rutina correspondiente del Micro-TSP 7.0.
- 7 En Dancourt (1988) y Morales (1988) se halla una discusión de políticas económicas de estos países.
- 8 Estos subperíodos coinciden con los puntos de quiebre detectados por el estadístico CUSUM<sup>2</sup> de los residuos recursivos de una autorregresión de ARI.

## Referencias bibliográficas

- BARRO, ROBERT (1989), "Interest-Rate Targeting", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, núm. 1, pp. 3-30.
- BOX, G.E. y D.A. PIERCE (1970), "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models", *Journal of the American Statistical Association*, núm. 70, pp. 70-79.
- CAGAN, PHILLIP (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", en Milton Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, The University of Chicago Press, pp. 25-117.
- CAMPBELL, J. y R. SHILLER (1988), "Interpreting Cointegrated Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, núms. 2/3, junio/septiembre, pp. 505-522.
- DANCOURT, OSCAR (1988), "Sobre la hiperinflación peruana", *Documento de Trabajo*, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- DICKEY, D.A. y W.A. FULLER (1981), "Distribution of the Estimates of Autoregressive Time Series with Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.

- ENGLE, ROBERT y C. GRANGER (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- FELIZ, RAÚL ANIBAL (1993), "Dinámica de la inflación: implicaciones observables de la teoría clásica. La experiencia mexicana: 1971-1989", *Revista de Estadística*, México, vol. V, núm. 7, INEGI, pp. 27-39.
- HARVEY, ANDREW C. (1981), *The Econometric Analysis of Time Series*, Philip Allan.
- JOHANSEN, S. y KATARINA JUSELIUS (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, núm. 2.
- MANKIW, GREGORY (1987), "The Optimal Collection of Seigniorage", *Journal of Monetary Economics*, vol. 20, pp. 327-341.
- MORALES, JUAN ANTONIO (1988), "La inflación y la estabilización en Bolivia", en FCE, *Inflación y Estabilización: La experiencia de Israel, Argentina, Brasil, Bolivia y México*, México, Series de Lectura núm. 62.
- MORALES, JUAN ANTONIO (1987), "Estabilización y nueva política económica en Bolivia", *Planes antiinflacionarios recientes en América Latina*, número especial de El Trimestre Económico, México, FCE.
- WHITE, H. (1980), "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, núm. 48, pp. 817-838.
- WOLD, H. (1938), *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*, Uppsala, Almqvist and Wiksell.