

Precios y Tipo de Cambio en Bolivia: Evidencia Empírica del Período de Post-Estabilización¹

Javier Comboni S.
José De la Viña M.

El trabajo tiene como objetivo hacer un análisis sistemático de la relación existente entre la variación del tipo de cambio y la tasa de inflación en Bolivia, para el período post-estabilización (1986-1991). A partir de un modelo dinámico, que relaciona los incrementos en el tipo de cambio con la tasa de inflación doméstica a través de la regla PPC ("Paridad del Poder de Compra"), se efectúa la estimación de los coeficientes estructurales por medio del método de máximo-verosimilitud con información completa (FIML). Posteriormente, se deriva un modelo de vectores autoregresivos (VAR), que permite obtener los coeficientes de forma reducida, provee otras alternativas de interpretación del coeficiente de transmisión de depreciación a precios ("Pass Through") y contribuye a verificar la relevancia de las tasas de inflación internacionales en la determinación de ambas variables. Finalmente, se hace un análisis de cointegración de las variables estudiadas para verificar la existencia de una posible relación de equilibrio de largo plazo, y de esta forma comprobar si efectivamente la regla PPC se ha cumplido para el caso boliviano durante el período analizado.

1. Introducción

Después de más de cinco años de la finalización del proceso hiperinflacionario en Bolivia, la estabilidad económica todavía parece depender significativamente de la evolución del tipo de cambio nominal y del nivel doméstico de precios. Algunos estudios sugieren que la economía boliviana aún se mantiene sustancialmente indizada al dólar norteamericano, donde los precios domésticos se ajustan rápidamente a las variaciones en el tipo de cambio oficial (Dominguez y Rodrik, 1990; Edwards, 1990). Una de las implicaciones más importantes de este elevado grado de transmisión de la tasa de depreciación del tipo de cambio a la tasa de inflación es que el mismo impone una seria restricción sobre la independencia de la política cambiaria seguida por el Banco Central.

Pese a que se han realizado diversos estudios donde se enfatiza la estrecha correlación existente entre ambas variables en Bolivia, éstos generalmente no reconocen el hecho que la tasa de inflación y la tasa de depreciación son determinadas en forma simultánea en Bolivia. En el presente estudio se desarrolla un pequeño modelo estructural que toma en consideración esta interdependencia, permitiendo además obtener estimaciones de las elasticidades de otras variables relevantes en la determinación del tipo de cambio y del nivel de precios.

Posteriormente, a partir del modelo estructural dinámico, se deriva una representación de forma reducida a través de un vector autoregresivo (VAR). Los parámetros del VAR a su vez, permiten obtener estimaciones de las elasticidades de forma reducida del modelo, las cuales son comparadas con resultados de anteriores estudios. Finalmente, en el documento se plantea la hipótesis de una relación de largo plazo entre la tasa de

¹ Una versión de este documento fue presentada en el IX encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica. El Colegio de México, México D.F. agosto de 1992.

depreciación del tipo de cambio y la diferencial entre la inflación doméstica y la inflación extranjera, consistente con la conocida paridad del poder de compra.

La siguiente sección introduce algunas consideraciones teóricas acerca de la relación entre el nivel de precios y el tipo de cambio en Bolivia. En la sección 3 se desarrolla el modelo estructural de inflación-depreciación para la economía boliviana y luego se deriva la representación VAR del mismo. La sección 4 analiza la posibilidad de que exista una relación de co-integración entre la tasa de depreciación del tipo de cambio y las tasas de inflación doméstica y extranjera, durante el período de post-estabilización. Finalmente, en la última sección se considera las conclusiones más importantes de este trabajo.

2. Nivel de precios y tipo de cambio luego de la estabilización económica

Luego del agudo proceso hiperinflacionario experimentado por la economía boliviana durante el período 1982-1985, variables como el nivel de precios y el tipo de cambio nominal han sido objeto de un estricto monitoreo en el corto plazo por los economistas en general, y por las autoridades económicas en particular. La principal razón que explica este fenómeno es el significativo rol que ambas variables han desempeñado (y todavía desempeñan) en el proceso de estabilización económica en Bolivia. Una de las principales medidas del programa económico adoptado en agosto de 1985 para frenar la hiperinflación fue justamente la unificación del tipo de cambio oficial con el paralelo, mediante la adopción de un tipo de cambio flotante único, determinado a su vez a través de un mecanismo de subasta, conocido como "bolsín" de divisas.

El éxito que tuvo la adopción de esta medida de política al frenar la inflación doméstica, a su vez se explica por el significativo rol que el dólar norteamericano desempeñaba (y todavía desempeña) en la economía boliviana. Durante procesos hiperinflacionarios, la moneda nacional generalmente pierde su atributo como unidad de valor e incluso puede llegar a perder su función de medio de pago. En el caso boliviano, ambas funciones fueron implícitamente delegadas al dólar norteamericano, determinando que la mayoría de los precios de la economía comenzara a indizarse a esta moneda.

Consecuentemente, como se puede ver en la figura 1, aún luego de implementarse la estabilización económica en Bolivia todavía existe una estrecha correlación entre las variaciones en la tasa de cambio y variaciones en el nivel de precios domésticos.

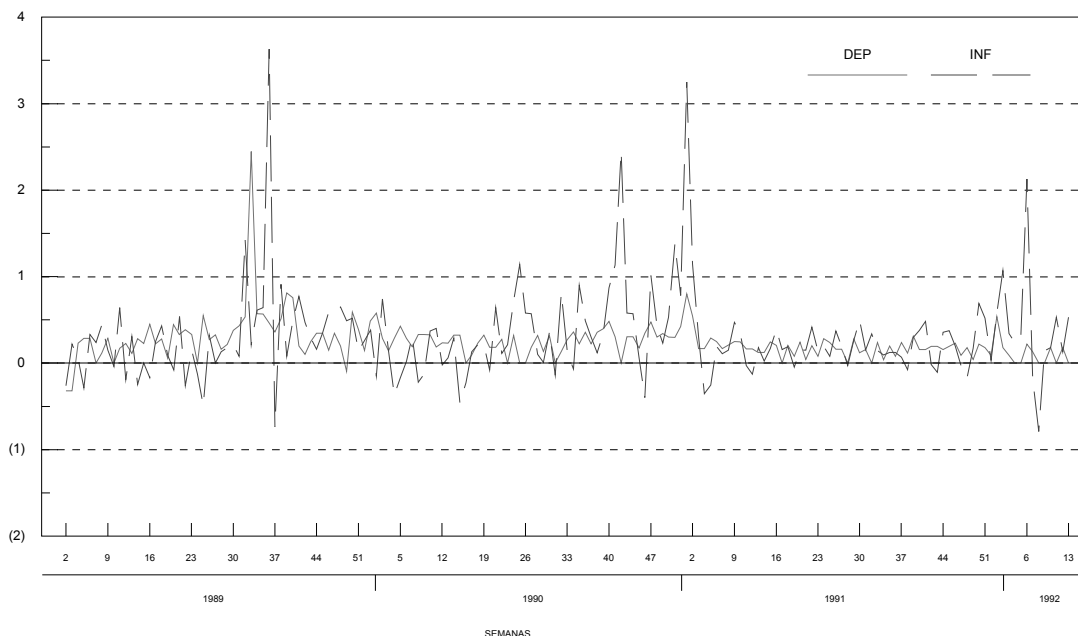
Existen por lo menos tres estudios empíricos que analizan la relación entre ambas variables, aunque en diferentes contextos, luego de la estabilización económica en Bolivia: Morales (1989) Dominguez y Rodrik (1990), y UDAPE (1991,1). En el estudio de Morales (1989) por ejemplo, se plantea un pequeño modelo estructural de inflación con el objeto de analizar las implicaciones de incrementos en la tasa de cambio y en el precio de productos derivados del petróleo, asumiendo que los primeros se ajustan a la tasa de inflación doméstica luego de un período y que éstos últimos a su vez, están indizados al tipo de cambio nominal:

- (1) $\pi_t = (f\hat{e}_t, p_t, w_t, \dots)$
- (2) $\hat{e}_t = g(\pi_{t-1})$
- (3) $p_t = h(\hat{e}_{t-1}),$

donde: π_t es la tasa de inflación doméstica en el período t, p_t es la tasa de incremento del precio de hidrocarburos, \hat{e}_t es la tasa de depreciación de la tasa de cambio y w_t es la variación de los salarios nominales. Resolviendo el sistema de ecuaciones formado por (1) - (3) para la tasa de inflación doméstica, es posible obtener la siguiente forma reducida del modelo:

$$(4) \quad \pi_t = f(\pi_{t-1}, \pi_{t-2}, w_t, \dots)$$

GRAFICO 1



La interpretación de la ecuación (4) es directa: bajo los supuestos anteriores la inflación doméstica depende de sus dos primeros rezagos y de la tasa de crecimiento de los salarios nominales, por lo que cualquier "shock" aleatorio que perturbe a la tasa de inflación en el período corriente, también tendrá un efecto en los siguientes períodos, dependiendo la convergencia de este proceso de la magnitud de los parámetros estructurales del modelo. Es decir, bajo una regla de indización del tipo de cambio a la tasa de inflación rezagada y del incremento en el precio de los hidrocarburos al primer rezago de la tasa de depreciación, este modelo logra explicar la inercia que podría caracterizar a la tasa de inflación doméstica, incluso en un contexto de estabilidad económica.

Utilizando una metodología diferente, Dominguez y Rodrik (1990) analizaron la relevancia de la transmisión de variaciones del tipo de cambio nominal a la tasa de inflación doméstica para el período de post-estabilización en Bolivia. A diferencia del modelo desarrollado por Morales (1989), al considerar solamente las tasas de crecimiento del tipo de cambio y del nivel de precios, el enfoque utilizado por estos autores puede considerarse como un análisis parcial, por el hecho de que no reconoce explícitamente la influencia de otras variables en la determinación de la tasa de inflación doméstica. Sin embargo, un aporte significativo del trabajo de Dominguez y Rodrik es el análisis detallado realizado sobre la evolución de la relación depreciación-inflación durante el

período de post-estabilización, a través de estimaciones econométricas del llamado coeficiente "pass-through" para tres diferentes sub-períodos, comprendidos entre marzo de 1986 y marzo de 1990. En particular estos autores utilizaron una ecuación reducida. La ecuación básica para estimar el coeficiente de transmisión o "pass-through" es la siguiente:

$$(5) \quad \pi_t = m(\pi_{t-1}, \hat{e}_t, \hat{e}_{t-1}, \dots)$$

Como se puede observar, esta ecuación provee una especificación dinámica para la tasa de inflación en función de los rezagos del tipo de cambio; en otras palabras, se asume a priori que existe una relación de causalidad que corre de variaciones en la tasa de cambio a incrementos en el nivel de precios. Otra forma de expresar esta idea es que, al considerar la tasa de depreciación contemporánea en el lado derecho de (5), se asume implícitamente que esta variable es exógena a la tasa de inflación, cuando en realidad ambas variables podrían ser determinadas en forma simultánea.

Finalmente, UDAPE (1991,1) realiza algunos pronósticos para la tasa de inflación en Bolivia basados en una ecuación de forma reducida que incorpora la tasa de depreciación del tipo de cambio, incrementos salariales e incrementos en el precio de los hidrocarburos. Las variables explicativas consideradas por este autor corresponden a las planteadas inicialmente en el modelo de Morales (1989), excepto por la inclusión del primer rezago de la tasa de depreciación del tipo de cambio, la misma que asegura la validez de una verdadera especificación de forma reducida. En términos funcionales, la ecuación utilizada en este trabajo viene dada por:

$$(6) \quad \pi_t = n(\hat{e}_{t-1}, w_{t-1}, p_t, \dots),$$

donde se asume que el (incremento en el) precio de los hidrocarburos, p_t , es exógeno a la tasa de inflación corriente. Si bien los estadísticos reportados --tanto para la bondad de ajuste de la ecuación estimada como para predicciones fuera de la muestra-- son significativos, en este estudio no se justifica en términos teóricos la inclusión de los determinantes de la tasa de inflación.

3. Un modelo de inflación-depreciación para Bolivia

En esta sección se desarrolla un modelo teórico de inflación para el período de post-estabilización económica en Bolivia: 1986-1991. Un rasgo notable del modelo es que la tasa de depreciación del tipo de cambio es determinada en forma simultánea con la tasa de inflación. Además de considerar la tasa de crecimiento del tipo de cambio, el modelo también considera incrementos en el precio de los hidrocarburos y variaciones en el nivel internacional de precios (inflación externa), como determinantes (exógenos) de la tasa de inflación doméstica. A partir de este pequeño modelo estructural descrito anteriormente, se deriva una especificación dinámica para la forma reducida del modelo, la misma que es aproximada mediante un vector autoregresivo (VAR). Esta estructura luego es utilizada en la sección 4 del documento, para realizar algunos tests de cointegración entre la tasa de crecimiento del tipo de cambio y las tasas de inflación doméstica y extranjera, de acuerdo a la relación prevista por la paridad del poder de compra (PPC). El modelo básico viene definido por las siguientes ecuaciones:

$$(7) \quad \pi_t = \phi_0 + \phi_1 \hat{e}_t + \phi_2 p_t + u_{1t}$$

$$(8) \quad \Delta \hat{e}_t = \beta(\hat{e}_t^* - \hat{e}_{t-1})$$

$$(9) \quad \hat{e}_t^* = \tau_0 + \tau_1 (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t$$

Mientras que la ecuación (7) expresa la tasa de inflación en función de la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal y del incremento en el precio de los hidrocarburos, la ecuación (8) simplemente muestra un mecanismo de ajuste parcial por el que (la tasa de crecimiento de) el tipo de cambio nominal converge hacia su valor de equilibrio \hat{e}_t^* , con una velocidad dada por el parámetro β . Cuando el valor de este coeficiente es igual a la unidad, por ejemplo, entonces el tipo de cambio se ajusta a su nivel de equilibrio en forma inmediata; por el contrario, cuando β se aproxima a cero, el tipo de cambio se asemeja a un proceso autoregresivo de primer orden.

Por otro lado, se asume que el tipo de cambio nominal de equilibrio es proporcional a la diferencial de las tasas de inflación doméstica y extranjera con un período de rezago, más un término aleatorio. Esta especificación es suficientemente general como para permitir diferentes interpretaciones sobre la determinación del tipo de cambio de equilibrio de la economía. Por ejemplo, si: $\tau_0 = 0$, $\tau_1 = 1$ y ε_t es "ruido blanco"; entonces la ecuación (9) es estrictamente equivalente a la relación de la paridad del poder de compra (PPC). Nótese que la inclusión de un término constante permite incorporar además al análisis los efectos de algunos elementos que pueden afectar el nivel del tipo de cambio de largo plazo, como por ejemplo la existencia a tarifas sobre el comercio internacional. De la misma forma, el término aleatorio ε_t podría capturar desviaciones en el corto plazo respecto a la PPC debido, por ejemplo, a variaciones en los precios relativos de la economía.

Finalmente, reemplazando la ecuación (9) en (8) es posible obtener:

$$(10) \quad \hat{e}_t = \delta_0 + \delta_1 (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + (1-\beta) \hat{e}_{t-1} + u_{2t},$$

donde los δ_i son iguales a $\beta\tau_i$, para $i = 0, 1$; y $u_{2t} = \beta\varepsilon_t$. El sistema formado por las ecuaciones (7) y (10) fue estimado en forma simultánea utilizando el método de máxima verosimilitud bajo información completa (FIML), con información semanal para el período comprendido entre febrero de 1989 y diciembre de 1991. Los resultados son reportados en la tabla 1. Debido a que la formulación teórica del modelo representado por las ecuaciones (7) y (10) asume intervalos mensuales de tiempo, en esta sección se considera el efecto acumulado de las primeras cuatro semanas como una aproximación al valor de los parámetros ϕ_i y δ_i .

Así por ejemplo, es interesante notar que el coeficiente "pass-through" del crecimiento contemporáneo del tipo de cambio a la inflación doméstica durante el mencionado período, ϕ_1 , es de aproximadamente 0.65, valor consistente con estimaciones anteriores reportada en los trabajos de descritos en la anterior sección. Morales (1989) por ejemplo, reporta un valor de 0.736 para este parámetro, para el período comprendido entre agosto de 1986 y marzo de 1989. Por otra parte, Dominguez y Rodrik (1990) encuentran valores para ϕ_1 que fluctúan entre 0.583 y 0.641 para el período comprendido entre septiembre de 1988 y marzo de 1990. Este resultado, por lo tanto, no hace más que confirmar el hecho que la economía boliviana todavía se encuentra altamente indizada al dólar norteamericano, de tal forma que cerca de 65 por ciento de una depreciación nominal del tipo de cambio es transmitida al nivel de precios.

Otro resultado relevante para el caso boliviano, obtenido de la estimación simultánea del sistema (7) y (10), es el parámetro que mide la influencia de un incremento en el precio de los hidrocarburos sobre la tasa de inflación corriente: ϕ_2 . La importancia de estimar la magnitud de este parámetro surge por el simple hecho que en Bolivia, desde la adopción del programa de estabilización de 1985, frecuentemente se ha utilizado (y todavía se sigue utilizando) el precio de los derivados del petróleo como un mecanismo directo para incrementar las recaudaciones fiscales. De acuerdo a los resultados reportados en la tabla 1, el efecto acumulado de un incremento en el precio de los hidrocarburos sobre la tasa de inflación es de 9.1 por ciento¹, resultado que prácticamente replica el valor reportado por UDAPE (1991,1), igual a 9.3 por ciento; pero que sin embargo es sustancialmente mayor que el valor estimado de ϕ_2 reportado por Morales (1989) (igual a 3.6 por ciento).

Finalmente, a partir de los coeficientes estimados que son reportados en la tabla 1, es posible recuperar el parámetro que mide la velocidad de ajuste de la tasa de depreciación a su valor de equilibrio. Nuevamente, utilizando el valor acumulado de las elasticidades de las depreciaciones semanales como una aproximación para determinar el parámetro $(1-\beta)$ (el complemento de la velocidad de ajuste), se llegó a calcular una velocidad de ajuste de 0.61 por ciento; sugiriendo que la tasa de depreciación en Bolivia se ajusta de manera relativamente rápida a una regla de paridad del poder compra con un período de desfase.

Una extensión útil del anterior modelo estructural viene dada por su representación dinámica de forma reducida. Considere el anterior sistema de ecuaciones. Reemplazando la ecuación (10) en (7) se obtiene:

$$(11) \quad \pi_t = v_1 + \Omega_{11} \pi_{t-1} + \Omega_{12} \hat{e}_{t-1} + \Phi_{11} p_t + \Phi_{12} \pi_{t-1}^* + \sigma_{1t},$$

donde: $v_1 = (\phi_0 + \phi_1 \delta_0)$; $\Omega_{11} = \phi_1 \delta_1$; $\Omega_{12} = \phi_1(1-\beta)$;

$$\Phi_{11} = \phi_2$$
; $\Phi_{12} = \phi_1 \delta_2$; $\sigma_{1t} = (u_{1t} + \phi_1 u_{2t})$

Utilizando la notación anterior, es posible expresar la ecuación (10) como:

$$(10') \quad \hat{e}_t = v_2 + \Omega_{21} \pi_{t-1} + \Omega_{22} \hat{e}_{t-1} + \Phi_{22} \pi_{t-1}^* + \sigma_{2t},$$

donde: $v_2 = \delta_0$; $\Omega_{21} = \delta_1$; $\Omega_{22} = (1-\beta)$; $\Phi_{22} = \delta_2$; $\sigma_{2t} = u_{2t}$

Combinando las ecuaciones (11) y (10') a su vez, es posible obtener la representación del modelo en términos de un vector autoregresivo de primer orden, VAR(1), con algunas restricciones:

$$(12) \quad X_t = A + BY_t + CX_{t-1} + U_t,$$

donde los vectores de las variables y las matrices de los parámetros vienen dadas por:

$$X_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ \hat{e}_t \end{bmatrix} \quad Y_t = \begin{bmatrix} L\pi_t^* \\ P_t \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix} \quad U_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1t} \\ \sigma_{2t} \end{bmatrix}$$

donde además L es un operador de rezago y el parámetro ϕ_{21} está restringido a cero.

Para efectos de estimación, se prefirió en este caso no restringir ninguno de los parámetros estimados en el modelo de vectores autoregresivos, con el propósito de tener elementos de juicio para verificar la validez del modelo estructural planteado, y de permitir que la estimación sea lo más general posible. Así también es posible tener pronósticos válidos para el caso boliviano, independientemente de la validez del modelo particular planteado.

Las tablas 2 y 3 reportan los resultados de las estimaciones del VAR derivado anteriormente, utilizando información semanal para el período febrero 1989 - enero 1992. En adición al modelo que considera solamente un rezago (aproximadamente cuatro semanas), también se reportan los resultados obtenidos considerando rezagos de hasta ocho semanas. En la tabla 2a se puede notar por ejemplo, que la depreciación, en su tercer y cuarto rezagos, es significativa en explicar la inflación corriente². Aparentemente, existe un lapso de tiempo de al menos un mes hasta que el público asimila completamente los efectos de la variación del tipo de cambio. Si bien la inflación internacional es también significativa en los rezagos dos y tres, el efecto neto de esta variable es menos claro.

La tabla 2b muestra a la tasa de depreciación como la variable dependiente. Como era de esperar, la constante tiene un elevado grado de significación estadística al igual que el primer rezago de la tasa de depreciación. Esto básicamente estaría reflejando la magnitud de la intervención del Banco Central en la administración del tipo de cambio, que ha consistido en una política de preservación de la estabilidad en el corto plazo, sin cambios bruscos ni alteraciones significativas del promedio de depreciaciones seguido por esta institución.

Las tablas 3 consideran las mismas variables, con la diferencia, la de este caso, que se utilizan 8 semanas (aproximadamente dos meses) de rezago. Los resultados no varían significativamente, ni tampoco el ajuste de los regresores mejora sustancialmente, indicando posiblemente que el proceso de ajuste de tipo de cambio y precios se lleva a cabo con relativa rapidez. Este mismo hecho sería además un buen indicador de la eficiencia del público al utilizar toda la información posible para hacer el seguimiento del tipo de cambio nominal. Es así que hasta la tercera y cuarta semana, se registran los mayores ajustes nominales, tanto en el tipo de cambio, como en los niveles de inflación.

² Dependiendo el nivel de significación, la depreciación en su primer rezago también puede ser significativa.

Como ya se vio en las tablas correspondientes al modelo FIML (Tablas 1 y 2), los efectos de la elevación en los precios de hidrocarburos, así como los shocks de incertidumbre, mantienen los valores ya descritos. Esto muestra que la estimación efectuada es bastante robusta a cambios menores en la especificación del modelo.

4. Raíces Unitarias y Co-integración

Otra alternativa al análisis presentado en la parte 3 se presenta en este acápite, donde se pretende analizar si existe una relación de largo plazo entre inflación y depreciación a través de las técnicas de raíz unitaria y cointegración, para comprobar si efectivamente la regla PPC se ha cumplido para el caso boliviano durante el período analizado³.

En los últimos diez años, el análisis económico de series de tiempo ha experimentado un cambio significativo. En particular, diversos autores [(Dickey y Fuller, 1979), (Nelson y Plosser, 1982), (Perron, 1986)] han argumentado que la mayor parte de las series económicas --producto interno bruto, nivel de precios, tipo de cambio, etc.-- pueden ser aproximadas bastante bien en procesos estocásticos no-estacionarios. Es decir, aquéllos cuyos primeros momentos dependen funcionalmente del tiempo. Considere por ejemplo el siguiente proceso autoregresivo de primer orden, AR(1), frecuentemente conocido como "caminata aleatoria":

$$(1) \quad x_t = \alpha + \phi x_{t-1} + e_t,$$

donde α es una constante, ϕ es igual a la unidad y e_t es un término estocástico con media cero y varianza constante. Es fácil comprobar que tanto la varianza como las covarianzas en esta serie se incrementan con el tiempo. Más aún, sustituyendo reiterativamente x_{t-n} es posible obtener:

$$(1') \quad x_t = n\alpha + x_{t-n} + \sum_{i=0, n} e_{t-i}$$

Observando el lado derecho de esta ecuación, se puede ver claramente que esta serie está formada por la acumulación de "shocks" aleatorios (los términos e_{t-1}), ocurridos desde la inicialización misma de la serie. En otras palabras, cualquier "shock" que afecte a x_t tendrá un carácter permanente, incorporándose implícitamente en la serie y determinando que no se produzca una reversión hacia la media de la misma.

Desde el punto de vista empírico, la aplicación de técnicas econométricas convencionales a series de tiempo no-estacionarias (como la descrita anteriormente) es, lógicamente, inapropiada. Como una simple analogía para ilustrar la dimensión de este problema, asume que el supuesto de estacionariedad de una serie de tiempo económica vendría a ser equivalente, en el modelo básico de regresión múltiple, al supuesto de que los parámetros estimados obedecen a una relación estructural que es invariable en el tiempo. Lógicamente, la validez de este último supuesto ha sido cuestionada al considerar sus

³ En muchos trabajos empíricos sobre cointegración se observa que del punto de vista teórico, los modelos de corrección de errores resultantes del análisis de cointegración pueden ser superiores a los modelos VAR, en la medida en que consideran la información tanto en su nivel como en diferencias, en cuanto los modelos VAR, como el estimado en la sección anterior, solo utiliza la información en niveles o diferencias. Sin embargo, al considerar la habilidad predictiva de los modelos no se llega a un resultado definitivo sobre cual instrumental es mejor. Ver a este respecto, por ejemplo, Le Sage, J. "A comparison of forecasting ability of ECM and VAR models". The Review of Economics and Statistics, Nov 1990, No. 4. (664-671). El desarrollo de este tema es dejado para investigación futura.

implicaciones sobre la evaluación de política económica basada en la utilización de modelos econométricos estructurales (Lucas, 1976).

Algunas veces, una serie que no es estacionaria puede ser transformada en otra serie estacionaria, a través de un simple proceso de diferenciación. Este tipo de series reciben el nombre de series no-estacionarias homogéneas, y el número de veces que se requiere diferenciar a la serie para inducir estacionariedad determina el orden de integración de la misma. La mayor parte de las series que se encuentran en economía, frecuentemente, tienen un orden de integración unitario, denotado por $I(1)$. Es decir, mientras que estas variables no son estacionarias en sus niveles, si lo son en sus primeras diferencias, como en el caso de la "caminata aleatoria".

Un conocido método para determinar si el valor de ϕ en la ecuación difiere o no significativamente de uno, y por lo tanto para validar o rechazar la estacionariedad de una serie, es el test propuesto por Dickey y Fuller (1979). Una forma alternativa de mostrar la intuición detrás del test de Dickey-Fuller, si bien no muy utilizada, es a través de la siguiente reparametrización de la ecuación (1)²:

$$(1'') \quad \Delta x_t = \alpha + \tau x_{t-1} + e_t$$

$$\text{donde: } \tau = -1 + \phi$$

De acuerdo a (1''), el test de Dickey-Fuller vendría a ser equivalente a determinar si el parámetro τ difiere o no significativamente de cero. Por ejemplo, cuando τ es igual a cero (o lo que es igual, cuando ϕ es igual a uno), la serie x_t tiene una "raíz unitaria" y por lo tanto, la misma sigue un proceso estocástico no-estacionario. El otro caso extremo viene dado cuando el parámetro τ es igual al negativo de la unidad (es decir, ϕ es igual a cero), resultando x_t un proceso de puro "ruido blanco". En el caso general de un proceso autoregresivo de orden (p) dado por:

$$(3) \quad x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + e_t,$$

la reparametrización utilizada para derivar la ecuación (1'') viene a ser:

$$(3') \quad \Delta x_t = \tau_1 \Delta x_{t-1} + \tau_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \tau_p \Delta x_{t-p} + e_t$$

$$\text{donde: } \tau_i = -1 + \phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_i$$

$$\text{para } i = 1, 2, \dots, p$$

Nótese que la ecuación (3') se asemeja mucho a un proceso AR(p) que ha sido diferenciado una vez, excepto que el último término de la serie viene expresando en términos de su nivel y no de su primera diferencia. Al igual que en el caso del AR(1) analizado anteriormente, el coeficiente de este término, τ_p , resume en forma implícita la

condición de estacionariedad del proceso. Así por ejemplo, si el valor de este parámetro es de cero, necesariamente: $\sum_{j=1,p} \phi_j = 1$, y la serie x_t no es estacionaria³

Análogamente, en el caso multivariable se puede considerar un vector autoregresivo de primer orden, VAR(1):

$$(4) \quad x_t = \Gamma x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

donde x_t es un vector columna de dimensión $(n \times 1)$, Γ es una matriz $(n \times n)$ de parámetros y ε_t es un vector $(n \times 1)$ de términos aleatorios. Al igual que en el anterior caso, la ecuación (4) puede ser reparametrizada como:

$$(4') \quad \Delta X_t = \pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde: $\pi = -I + \Gamma$

siendo I la matriz identidad de dimensión $(n \times n)$. De manera similar al caso univariable, la matriz π provee información sobre las condiciones de estacionariedad de las n variables endógenas contenidas en x_t . Por ejemplo, cuando la matriz π tiene rango cero (es decir, cuando Γ es igual a la matriz identidad), entonces todas las series de x_t tienen una "raíz unitaria" y por lo tanto, no son estacionarias en sus niveles. Por el contrario, si la matriz π tiene rango completo n , entonces todos los elementos de x_t son estacionarios en niveles.

A diferencia del caso univariable, sin embargo, existe una situación intermedia en la que el rango de la matriz π puede estar comprendido entre cero y n ; es decir: $0 < \text{rango}(\pi) = r < n$. En este caso particular, incluso si las variables contenidas en x_t consideradas aisladamente no son estacionarias, existen por lo menos r combinaciones lineales de estas variables que son estacionarias, por lo que se dice que existen r relaciones de cointegración entre las n variables endógenas (Johansen y Juselius, 1990)

De manera más general, un VAR(P) representado por:

$$(5) \quad X_t = \Gamma_1 X_{t-1} + \Gamma_2 X_{t-2} + \dots + \Gamma_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

tiene una representación equivalente dada por:

$$(5') \quad \Delta X_t = \pi_1 \Delta X_{t-1} + \pi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \pi_p X_{t-p} + \varepsilon_t,$$

donde: $\pi_i = -I + \Gamma_1 + \Gamma_2 + \dots + \Gamma_i$,
para $i = 1, 2, \dots, p$

Nuevamente, nótese que la única diferencia entre la primera diferencia de un VAR(p) y la ecuación (5') viene a ser el último vector, X_{t-p} , el mismo que viene expresado en términos de niveles en lugar de primeras diferencias. Por lo tanto, en el caso multivariable, es el rango de la matriz de coeficientes dada por π_p , el que contiene información (de largo plazo) sobre posibles relaciones de co-integración entre las variables del VAR(p).

Recientemente, Johansen y Juselius (1990) formalizaron un test estadístico para determinar el rango de la matriz π_p . En términos simples, este rango puede ser obtenido calculando los valores característicos entre ΔX_t y X_{t-p} , denotados por θ_i , después de ajustar para todos los rezagos que intervienen en la ecuación. Una vez que se realiza

este proceso, es posible probar la hipótesis de que por lo menos existen r vectores de cointegración a través del siguiente estadístico

$$(6) \quad (-2) \ln(Q) = -N \sum_{i=r+1, p} \ln(1-\theta_i),$$

donde los estimadores de $\theta_{r-1}, \dots, \theta_p$ son los $p-r$ valores característicos más pequeños. Adicionalmente, la metodología desarrollada por Johansen y Juselius (1990) permite descomponer la matriz π como el producto de dos sub-matrices de orden $p \times r$: $\alpha\beta'$, donde α es una matriz de parámetros de corrección de errores y β la matriz de vectores de co-integración.

Debido a que la interpretación económica de la co-integración sugiere que ésta debería ser solamente válida para relaciones de equilibrio de largo plazo entre variables económicas (Dickey, Jansen y Thornton; 1991), en el presente trabajo se plantea la hipótesis de co-integración en términos de la conocida relación de paridad del poder de compra para el período de post-estabilización en Bolivia. Más aún, la estimación del vector de cointegración β , permite obtener las elasticidades de largo plazo de las variables involucradas en el análisis.

Luego de realizar las transformaciones requeridas y los test preliminares⁴, se procedió a la estimación de la matriz π y posteriormente al cálculo de los estadísticos generados por (6). Como se puede observar en la tabla 4, mientras que las hipótesis dadas por: $r=0$ (no existe ningún vector de cointegración) y $r \leq 1$ (existe por lo menos un vector de cointegración), fueron rechazadas a un nivel de 5 por ciento; la hipótesis de $r \leq 2$ (por lo menos dos vectores de co-integración) no pudo ser rechazada a niveles convencionales. Por lo tanto, los resultados presentados en la tabla 4 sugieren la existencia de por lo menos una relación de co-integración entre la tasa de depreciación del tipo de cambio y las tasas de inflación doméstica e internacional, durante el período de post-estabilización en Bolivia.

Adicionalmente, la estimación del vector de co-integración β , provee valiosa información sobre las elasticidades de largo plazo entre estas variables. De acuerdo a los resultados reportados en la tabla 4 y luego de normalizar cada uno de los estimadores por el coeficiente de la tasa de depreciación, se obtuvo la siguiente relación de equilibrio:

$$(7) \quad \hat{\epsilon} = 0.55\pi - 1.53 \pi^*,$$

donde los parámetros estimados representan las elasticidades de largo plazo de la tasa de depreciación a la inflación doméstica y a la inflación extranjera, respectivamente. De acuerdo a (7), el crecimiento del tipo de cambio en Bolivia después de la estabilización económica solamente se ajustaría en un poco más de la mitad a variaciones en el nivel de precios, mientras que compensaría de manera más que proporcional incrementos en la tasa de inflación internacional. Lógicamente, la magnitud de estos parámetros estimados podría sugerir la existencia de una ligera tendencia a la sobrevaluación real de la moneda nacional en Bolivia. Sin embargo, es necesario ser cautelosos en la interpretación de estos resultados, ya que al derivar estos últimos, se asume implícitamente que la regla cambiaria prevaleciente seguida por el Banco Central después de la estabilización económica, ha sido aquella expresada por la paridad del poder de compra con relación al dólar norteamericano.

5. Conclusiones

A través de dos metodologías diferentes se llega a la conclusión de que los precios responden rápidamente (un mes) a variaciones en el tipo de cambio en Bolivia. Para ambos casos, se encontró que esta respuesta es de aproximadamente un 60 por ciento de la variación cambiaria. Esta respuesta en precios es válida únicamente para el período de la muestra (Feb. 1989 a Ene. 1992).

Se hace aparente por estos resultados, que, en una economía abierta como la boliviana, las variaciones en el tipo de cambio se transmiten rápidamente a precios. En este sentido, parece claro que una política agresiva de depreciación cambiaria no tendrá impactos importantes en el tipo de cambio real, a no ser de que se complemente ésta con otro tipo de medidas que ayuden a cambiar los precios relativos de los bienes transables. La austeridad del gasto corriente y el control del déficit fiscal podrían servir para ayudar a cambiar la estructura existente actualmente entre precios y tipos de cambio.

Notas

1. En este caso solamente se consideró el efecto acumulado de las dos primeras semanas, luego el incremento en el precio de los hidrocarburos, debido a que los parámetros de rezagos adicionales (cuando éstos fueron incluidos) no resultaron ser estadísticamente significativos.
- 2.. Con el fin de simplificar el análisis, a partir de este momento se asume que la constante de la ecuación (1) es igual a cero. De cualquier manera, esta omisión no altera significativamente los resultados que se derivan en el trabajo.
3. Para las condiciones necesarias y suficientes para la estacionariedad en un proceso AR(p), referirse a Box y Jenkins (1970).
4. Como se explicó anteriormente, para implementar el test de co-integración sugerido por Johansen y Juselius (1990), inicialmente es necesario diferenciar los niveles de las series y realizar un test para determinar si cada una de las series individualmente tiene una raíz unitaria. Los resultados del test de Dickey y Fuller (1976) se presentan en la tabla 4.

TABLA 1**METODO DE MAXIMA VEROSIMILITUD CON INFORMACION COMPLETA (FIML)****ECUACION # 1: TASA DE INFLACION****NUMERO DE OBSERVACIONES 152****PERIODO MUESTRAL: FEBRERO 1989 - ENERO 1992****R-CUADRADO AJUSTADO: 0.4397****DURBIN-WATSON: 1.7868**

VARIABLE	PARAMETRO	COEFICIENTE	ESTADISTICO t
CONSTANTE	ϕ_0	0.0658	1.0464
DEPRECIACION (-1)	ϕ_{11}	0.2659	1.8431
DEPRECIACION (-2)	ϕ_{12}	0.1433	0.9833
DEPRECIACION (-3)	ϕ_{13}	0.7255	5.2535
DEPRECIACION (-4)	ϕ_{14}	-0.4825	-3.3511
PRECIO HIDROC.	ϕ_{21}	0.0669	7.7487
PRECIO HIDROC (-1)	ϕ_{22}	0.0243	2.7613
DUMMY ELECCIONES (-1)	ϕ_3	0.1289	2.8498

METODO DE MAXIMA VEROSIMILITUD CON INFORMACION COMPLETA (FIML)**ECUACION # 2: TASA DE DEPRECIACION****NUMERO DE OBSERVACIONES 152****PERIODO MUESTRAL: FEBRERO 1989 - ENERO 1992****R-CUADRADO AJUSTADO: 0.6237****DURBIN-WATSON: 1.9713**

VARIABLE	PARAMETRO	COEFICIENTE	ESTADISTICO t
CONSTANTE	δ_0	0.1400	8.1449
DIF. INFLACIONES (-1)	δ_{11}	-0.0188	-0.7737
DIF. INFLACIONES (-2)	δ_{12}	-0.0131	-0.5735
DIF. INFLACIONES (-3)	δ_{13}	0.0370	1.6368
DIF. INFLACIONES (-4)	δ_{14}	0.0392	1.7438
DEPRECIACION (-1)	δ_{21}	0.1599	3.0957
DEPRECIACION (-2)	δ_{22}	0.0729	1.3734
DEPRECIACION (-3)	δ_{23}	0.0562	1.0538
DEPRECIACION (-4)	δ_{24}	0.0991	1.7939
DUMMY ELECCIONES (-1)	δ_3	7.1595	14.7947

TABLA 2a
VAR (1 MES)
ECUACION # 1: TASA DE INFLACION
NUMERO DE OBSERVACIONES 153
PERIODO MUESTRAL: FEBRERO 1989 - ENERO 1992
R-CUADRADO AJUSTADO: 0.4511
DURBIN-WATSON: 1.9545

VARIABLE	PARAMETRO	COEFICIENTE	ESTADISTICO t
CONSTANTE	v_1	0.0778	1.0100
INFLACION (1)	Ω_{11}	0.1023	1.2256
INFLACION (2)	Ω_{12}	0.0894	1.326
INFLACION (3)	Ω_{13}	-0.0654	-0.9867
INFLACION (4)	Ω_{14}	0.0093	0.1446
DEPRECIACION (-1)	Ω_{21}	0.2718	1.7962
DEPRECIACION (-2)	Ω_{22}	0.1074	0.7040
DEPRECIACION (-3)	Ω_{23}	0.7180	4.6707
DEPRECIACION (-4)	Ω_{24}	-0.5640	-3.6058
INFLACION INTERNACIONAL (-1)	Φ_{11}	-0.355	-0.4745
INFLACION INTERNACIONAL (-2)	Φ_{12}	-2.1342	-2.1909
INFLACION INTERNACIONAL (-3)	Φ_{13}	2.3859	2.4562
INFLACION INTERNACIONAL (-4)	Φ_{14}	0.0985	0.1289
PRECIO HIDROC.	Φ_{11}	0.0674	7.4486
PRECIO HIDROC (-1)	Φ_{22}	0.0201	1.8290
DUMMY ELEC	D1	-0.3561	-0.8548

TABLA 2b
VAR (1 MES)
ECUACION # 1: TASA DE DEPRECIACION
NUMERO DE OBSERVACIONES 153
PERIODO MUESTRAL: FEBRERO 1989 - ENERO 1992
R-CUADRADO AJUSTADO: 0.6668
DURBIN-WATSON: 2.0175

VARIABLE	PARAMETRO	COEFICIENTE	ESTADISTICO t
CONSTANTE	v_2	0.1035	3.8791
INFLACION (1)	Ω_{31}	-0.0131	-0.4523
INFLACION (2)	Ω_{32}	-0.0277	-1.1853
INFLACION (3)	Ω_{33}	0.034	1.4799
INFLACION (4)	Ω_{34}	0.0439	1.9651
DEPRECIACION (-1)	Ω_{41}	0.1582	3.0199
DEPRECIACION (-2)	Ω_{42}	0.0701	1.3286
DEPRECIACION (-3)	Ω_{43}	0.0199	0.3790
DEPRECIACION (-4)	Ω_{44}	0.1129	2.0849
INFLACION INTERNACIONAL (-1)	Φ_{31}	0.2094	0.8086
INFLACION INTERNACIONAL (-2)	Φ_{32}	0.2271	0.6735
INFLACION INTERNACIONAL (-3)	Φ_{33}	0.1531	-0.4554
INFLACION INTERNACIONAL (-4)	Φ_{34}	0.0663	0.2509
PRECIO HIDROC.	Φ_{41}	0.0137	4.3562
PRECIO HIDROC (-1)	Φ_{42}	0.0005	0.1366
DUMMY ELECCIONES	D2	2.1843	15.1456

TABLA 3a**VAR (2 MESES)****ECUACION # 1: TASA DE INFLACION****NUMERO DE OBSERVACIONES 149****PERIODO MUESTRAL: FEBRERO 1989 - ENERO 1992****R-CUADRADO AJUSTADO: 0.4333****DURBIN-WATSON: 2.0319**

VARIABLE	PARAMETRO	COEFICIENTE	ESTADISTICO t
CONSTANTE	ν_1	0.0454	0.4682
INFLACION (-1)	Ω_{10}	0.1435	1.5420
INFLACION (-2)	Ω_{12}	0.0419	0.5169
INFLACION (-3)	Ω_{13}	-0.0913	-1.1382
INFLACION (-4)	Ω_{14}	0.0611	0.7725
INFLACION (-5)	Ω_{15}	0.0650	0.8438
INFLACION (-6)	Ω_{16}	-0.1267	-1.7294
INFLACION (-7)	Ω_{17}	0.0173	0.2365
INFLACION (-8)	Ω_{18}	0.1038	1.4431
DEPRECIACION (-1)	Ω_{21}	0.2831	1.7306
DEPRECIACION (-2)	Ω_{22}	0.1337	0.8173
DEPRECIACION (-3)	Ω_{23}	0.7178	4.4164
DEPRECIACION (-4)	Ω_{24}	-0.7120	-3.9451
DEPRECIACION (-5)	Ω_{25}	0.2272	1.2021
DEPRECIACION (-6)	Ω_{26}	-0.1063	-0.5655
DEPRECIACION (-7)	Ω_{27}	0.1621	-0.8639
DEPRECIACION (-8)	Ω_{28}	0.0850	0.4660
INFLACION INTERNACIONAL (-1)	Φ_{11}	-0.0612	-0.0713
INFLACION INTERNACIONAL (-2)	Φ_{12}	-2.9584	-2.6977
INFLACION INTERNACIONAL (-3)	Φ_{13}	3.1576	2.8410
INFLACION INTERNACIONAL (-4)	Φ_{14}	-0.2315	-0.2035
INFLACION INTERNACIONAL (-5)	Φ_{15}	0.4059	0.3678
INFLACION INTERNACIONAL (-6)	Φ_{16}	0.0259	0.0241
INFLACION INTERNACIONAL (-7)	Φ_{17}	-0.9672	-0.9245
INFLACION INTERNACIONAL (-8)	Φ_{18}	0.8926	1.1072
PRECIO HIDROC.	Φ_{21}	0.0720	7.4254
PRECIO HIDROC (-1)	Φ_{22}	0.0207	1.7224
DUMMY ELECCIONES	$D1$	-0.3495	-0.7930

TABLA 3b**VAR (2 MESES)****ECUACION # 1: TASA DE DEPRECIACION****NUMERO DE OBSERVACIONES 149****PERIODO MUESTRAL: FEBRERO 1989 - ENERO 1992****R-CUADRADO AJUSTADO: 0.7067****DURBIN-WATSON: 2.1536**

VARIABLE	PARAMETRO	COEFICIENTE	ESTADISTICO t
CONSTANTE	v_2	0.0669	2.1760
INFLACION (-1)	Ω_{31}	0.0107	0.3624
INFLACION (-2)	Ω_{32}	-0.0431	-1.6750
INFLACION (-3)	Ω_{33}	-0.0357	1.4028
INFLACION (-4)	Ω_{34}	0.0327	1.3031
INFLACION (-5)	Ω_{35}	-0.0296	-1.2102
INFLACION (-6)	Ω_{36}	-0.0504	-2.1664
INFLACION (-7)	Ω_{37}	0.0286	1.2336
INFLACION (-8)	Ω_{38}	0.0107	0.4711
DEPRECIACION (-1)	Ω_{41}	0.1629	3.1397
DEPRECIACION (-2)	Ω_{42}	0.0701	1.3512
DEPRECIACION (-3)	Ω_{43}	-0.0128	-0.2484
DEPRECIACION (-4)	Ω_{44}	0.0510	0.8911
DEPRECIACION (-5)	Ω_{45}	0.0952	1.5877
DEPRECIACION (-6)	Ω_{46}	0.0797	1.3374
DEPRECIACION (-7)	Ω_{47}	0.1388	2.3325
DEPRECIACION (-8)	Ω_{48}	0.0547	-0.9450
INFLACION INTERNACIONAL (-1)	Φ_{31}	0.2620	0.9624
INFLACION INTERNACIONAL (-2)	Φ_{32}	0.0256	0.0737
INFLACION INTERNACIONAL (-3)	Φ_{33}	0.0301	0.0856
INFLACION INTERNACIONAL (-4)	Φ_{34}	-0.2098	-0.5813
INFLACION INTERNACIONAL (-5)	Φ_{35}	0.6785	1.9335
INFLACION INTERNACIONAL (-6)	Φ_{36}	-0.3908	-1.1481
INFLACION INTERNACIONAL (-7)	Φ_{37}	-0.4839	-1.4582
INFLACION INTERNACIONAL (-8)	Φ_{38}	0.5197	2.0321
PRECIO HIDROC.	Φ_{41}	0.0143	4.6481
PRECIO HIDROC (-1)	Φ_{42}	-0.0024	-0.6223
DUMMY ELECCIONES	D2	2.1613	15.4586

TABLA 4
TESTS DE RAICES UNITARIAS Y DE CO-INTEGRACION

1. RAICES UNITARIAS

VARIABLE	TEST DICKEY-PULLER 1/
$\hat{\epsilon}$	3.04*
π	2.97*
π^*	4.23*

1/ Los valores críticos han sido tomados de Fuller (1976)

(*) Denota rechazo a la hipótesis de no existencia de raíces unitarias, a un nivel de 5 por ciento

2. NUMERO DE VECTORES DE CO-INTEGRACION

RELACIONES DE CO-INTEGRACION	TEST JOHANSEN- JUSELIUS 2/
$r=0$	143.81*
$r \leq 1$	66.11*
$r \leq 2$	0.16

1/ Los valores críticos pertenecen a Johansen y Juselius (1990)

(*) Denota rechazo a la hipótesis de no existencia de vectores de cointegración y de existencia de un vector de cointegración a un nivel de 5 por ciento

3. ESTIMACIONES DEL VECTOR DE CO-INTEGRACION (β)

VARIABLE	VECTOR DE CO- INTEGRACION
$\hat{\epsilon}$	-0.001487
π	-0.000821
π^*	0.002282

BIBLIOGRAFIA

- BOX, G.; JENKINS, G. 1970. Time series analysis, Holden Day. San Francisco.
- COMBONI, J.; VIÑA, J. DE LA. 1991. "Modelo de inflación de UDAPE: Proyecciones para 1992". La Paz, Bolivia: UDAPE; Ayuda Memoria s.n.
- DICKEY, D.; JANSEN, D.; THORNTON, D. 1991. "A primer on cointegration with an application to money and income". Federal Reserve Bank of St. Louis Review, pp. 858-78.
- DOMINGUEZ, K.; RODRIK, D. 1990. "Manejo del tipo de cambio y crecimiento después de la estabilización: El caso boliviano. Análisis Económico. Política Cambiaria 5:181-205 (Junio/92). La Paz, Bolivia: UDAPE.
- FULLER, W. 1976. Introduction to statistical time series, John Wiley. New York.
- HAFER, R.; JANSEN, D. 1991. "The demand for money in the United States: Evidence from cointegration tests", Journal of Money, Credit, and Banking. pp. 155-168. The Ohio State: University Press.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. 1990. "Maximun likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, pp. 169-210.
- JUDGE, G. et al. 1989. Introduction to the theory and practice of econometrics, John Wiley. New York.
- _____. et al. (1985), The theory and practice of econometrics, John Wiley. New York.
- MORALES, J.A. 1989. "La transición de la estabilidad al crecimiento sostenido en Bolivia" In Inflación Rebelde en América latina. comp. por Arellano, J.P. Chile: CIEPLAN-Hachette.
- PINDYK, R.; RUBINFELD, D. 1981. Econometric models and econometric forecasts. US: Mc Graw-Hill.
- UDAPE. (1991). "Modelo de Inflación UDAPE". Mimeo.