

Las tasas de interés en moneda nacional y la inflación; una revisión de la Hipótesis de Fisher para Bolivia

Preparado por

Claudia Arguedas[♦]

Banco Central de Bolivia

Septiembre de 2003

Resumen

En el trabajo se propone una revisión de la Hipótesis de Fisher aplicada a títulos públicos nacionales en moneda local. Según esta hipótesis, la tasa de interés nominal se ajusta a las variaciones de la inflación esperada; así, la tasa de interés real no se ve afectada por fluctuaciones de la inflación. A su vez, la inflación esperada está en función de la percepción de los agentes sobre la política monetaria. Si se percibe una política monetaria expansiva, se esperarán futuros incrementos de la inflación y, por el contrario, si se percibe una política monetaria contractiva.

Los resultados encontrados muestran que no se verifica la Hipótesis de Fisher. Al contrario, se comprueba la Hipótesis de Fisher Inversa, es decir, la relación entre la inflación y la tasa de interés real. Esto estaría indicando cierta confianza de los agentes económicos en un manejo prudente de la política monetaria. Es decir, que existe un compromiso firme de la autoridad monetaria por alcanzar una inflación baja y estable conforme al anuncio que realiza a principios de cada gestión desde hace ya varios años.

Clasificación JEL : E310, E430

Keywords: Hipótesis de Fisher, Títulos Públicos, Bolivia.

E_mail de la autora: carguedas@mail.bcb.gov.bo

[♦] Se agradecen los comentarios de Armando Pinell, Arturo Beltrán y Raúl Mendoza. Cualquier error u omisión es responsabilidad de la autora. Asimismo, los puntos de vista y las conclusiones del presente trabajo son de exclusiva responsabilidad de la autora y no comprometen la posición del Banco Central de Bolivia.

1. INTRODUCCIÓN

La interrogante de si los cambios en las tasas de interés nominales suponen cambios en las tasas de interés reales o reflejan variaciones de la inflación esperada, es uno de los principales problemas de la economía monetaria. Según el efecto Fisher, cambios en las tasas de interés nominales de corto plazo reflejan cambios en la inflación esperada. La demostración de este efecto dependerá, en gran medida, de la situación por la que esté atravesando la economía y la percepción de los agentes sobre la misma. Asimismo, para Lanne (2001) la evolución de la tasa de interés nominal es una señal, con base en la cual, los agentes económicos formulan sus expectativas sobre la inflación futura.

Carmichael y Stebbing (1983) indican que el agente prestará más atención a la sustitución entre dinero y títulos (activos financieros) cuando la inflación es alta, y esto es determinante para que la inflación tenga algún efecto sobre la tasa de interés nominal. Señalan también que la Hipótesis de Fisher Inversa, es decir, la relación entre la inflación y la tasa de interés real, se verifica en países con baja o moderada inflación. En este sentido, las metas de inflación adoptadas por la autoridad monetaria estabilizan las expectativas de inflación y, por tanto, reducen el efecto Fisher.

Peng (1995) encuentra que la Hipótesis de Fisher se cumple para Francia, Estados Unidos y Reino Unido y débilmente para Alemania y Japón. Estos últimos países caracterizados por una política monetaria anti-inflacionaria. Así, las diferencias encontradas en la verificación del efecto Fisher, se originaron en la forma en que la autoridad monetaria enfrentó los *shocks* inflacionarios.

Por otra parte, Choi (2002) encuentra evidencia de que la Hipótesis de Fisher Inversa se cumple para Estados Unidos cuando la inflación proyectada está por debajo de un cierto nivel (*threshold*) y la sustitución se presenta entre dinero y títulos. Por otra parte, encuentra consistencia con el argumento de que cuando la inflación es persistente se registra una sustitución entre títulos y activos de capital (y no entre dinero y títulos) y en ese caso se cumple la Hipótesis de Fisher. El autor también señala que si la autoridad monetaria adopta metas de inflación, e incluso metas cambiarias, que incrementen la credibilidad en los agentes económicos sobre la política monetaria, se reduce la inflación persistente y se cumple la Hipótesis de Fisher Inversa.

En el presente trabajo se estudia el efecto Fisher en Bolivia empleando tasas de interés de títulos públicos en moneda nacional a 91 días. Debido a la dolarización de la economía, éste es uno de los pocos mercados donde las operaciones en moneda nacional tienen cierta importancia, además, el precio de estos títulos se determina en subastas, por cuanto es el mercado quién lo establece: las entidades financieras acceden a la subasta como demandantes y el Banco Central como ofertante. Por otra parte, el emplear estas tasas permite analizar más claramente el efecto que la política monetaria tiene en las expectativas y el efecto de éstas en las tasas monetarias nominales que marcan pautas para las tasas de interés de los otros mercados.

Asimismo, estos títulos no son sustitutos del dinero, ya que los inversionistas los adquieren buscando un rendimiento. En ese sentido, es de esperar que el estudio de las tasas para estos títulos permita una adecuada evaluación del efecto Fisher, que señala que los rendimientos reales no se ven afectados por la inflación.

El análisis empírico verifica la Hipótesis de Fisher Inversa, ya que los rendimientos nominales de los títulos no guardan relación con las variaciones de la inflación y esta última se traduce en variaciones de los rendimientos reales. La implicación de este resultado es que los agentes económicos confían en que el Banco Central cumpla con su objetivo de mantener el poder adquisitivo interno de la moneda, por lo que las expectativas inflacionarias son estables y no se reflejan en las variaciones de las tasas de interés nominales. Además, se debe mencionar que desde 1996 la entidad emisora anuncia, a principios de cada año, el objetivo de inflación anual, como límite máximo, incentivando así la confianza en la política monetaria.

En la siguiente sección se presenta una breve explicación sobre las tasas de interés de títulos públicos para Bolivia. En la tercera sección se presentan los modelos propuestos por diferentes autores para verificar la Hipótesis de Fisher. En la cuarta sección se muestran las estimaciones realizadas y los resultados obtenidos. Finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones del trabajo.

2. LAS TASAS DE INTERÉS DE TÍTULOS PÚBLICOS EN BOLIVIA

Las Letras de Tesorería (LT) son títulos de renta fija, redimibles a su vencimiento y vendidos a descuento, se emiten en moneda nacional y extranjera a plazos entre 91 y 714 días. La emisión de estos títulos tiene dos propósitos, la regulación monetaria y el financiamiento de requerimientos de liquidez de corto plazo del Tesoro General de la Nación (TGN).

El Banco Central de Bolivia (BCB) utiliza títulos del TGN como instrumentos de política monetaria (y no instrumentos propios) para no fraccionar con diferentes tipos de valores un mercado que es relativamente pequeño. En este caso, por convenio interinstitucional, las LT son vendidas por el TGN al BCB, quién simultáneamente las vende al público, depositando los ingresos percibidos en una Cuenta de Regulación Monetaria.

A diciembre de 2002, el 14,9% de los títulos emitidos para fines de política monetaria fueron en moneda nacional, mientras que solo el 5,8% de los títulos con los que el Tesoro financia requerimientos de liquidez fueron en esta denominación. En total, a diciembre de 2002, la proporción de títulos públicos en moneda nacional fue de 6.2%. Además de su baja participación, los títulos públicos en moneda nacional generalmente registran plazos más cortos que los títulos en moneda extranjera.

La determinación de los precios de estos títulos públicos se realiza a través de subastas competitivas semanales en las el Banco Central establece cantidades ofertadas y un precio de corte. Se adjudican títulos aquellos agentes que ofrecieron los precios más altos y por encima del precio de corte.

3. LA HIPÓTESIS DE FISHER E HIPÓTESIS DE FISHER INVERSA

La Hipótesis de Fisher (HF) afirma que, en el largo plazo, la tasa de interés real es relativamente constante, dado que los movimientos en la tasa de interés nominal compensan totalmente las variaciones de la inflación. En un sentido menos estricto, la HF señala que la tasa de interés real no varía permanentemente.

Para la verificación de la HF se emplearon algunas ecuaciones propuestas por diferentes autores.

La tasa de interés real, como la define Fisher es:

$$r_t = i_t - \pi_{t+1} \quad (1)$$

donde: r_t es la tasa de interés real.

i_t es la tasa de interés nominal

π_{t+1} es la inflación para el plazo de las tasas.

Para probar la HF en el largo plazo la tasa de interés nominal y la inflación deben guardar una relación directa y, por tanto, la tasa de interés real no se verá afectada por las variaciones inflacionarias y, más bien, estará en función de las preferencias de los agentes.

Por otra parte, según Malliaropulos (2000) el hecho de que la inflación y la tasa de interés nominal no estén cointegradas, no necesariamente indica que la tasa de interés real no sea estacionaria. Este autor propone como el test más apropiado para el efecto Fisher establecer una relación estacionaria entre la inflación y la tasa de interés nominal que consiste en permitir ajustes dinámicos entre estas variables. La inflación esperada determina la tasa de interés nominal y, a su vez, la tasa de interés nominal es una señal para la inflación esperada.

Koustas y Serletis (1999) establecen que si la inflación y la tasa de interés nominal están cointegradas, entonces no podrá existir un vector autoregresivo en primeras diferencias y eso sería suficiente para rechazar la HF. Estos autores hacen referencia a la doble causalidad que debiera existir entre la tasa de interés nominal y la inflación y proponen las siguientes ecuaciones para la estimación de la hipótesis:

$$\Delta\pi_t = \lambda_{\pi i} \Delta i_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{\pi i}^j \Delta i_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{\pi \pi}^j \Delta \pi_{t-j} + \varepsilon_t^\pi \quad (2)$$

$$\Delta i_t = \lambda_{i \pi} \Delta \pi_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{i i}^j \Delta i_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{i \pi}^j \Delta \pi_{t-j} + \varepsilon_t^i \quad (3)$$

Finalmente los autores indican que para verificar el efecto Fisher entre la inflación y la tasa de interés nominal se debería cumplir la siguiente restricción.

$$\frac{\alpha_{i \pi}(1)}{\alpha_{i i}(1)} = 1 \quad (4)$$

Para que esta hipótesis se cumpla, se debe tener en cuenta dos factores, que a su vez están relacionados: la persistencia de la inflación y el grado de sustitución de los activos nominales con el dinero. En el primer caso, cuando la inflación es alta el agente económico le da una mayor importancia a los rendimientos reales de los activos que

cuando la inflación es baja. Choi (2002) estima un “*threshold*” para la inflación a partir del cual se verifica la Hipótesis de Fisher.

Por otra parte, cuando existe sustitución entre títulos y activos de capital la HF se verifica, esta sustitución se ve incentivada cuando la inflación es alta. Empero, cuando la sustitución es entre títulos y dinero, la tasa de interés nominal no necesariamente sigue el comportamiento de la inflación y la HF no se verifica. Más al contrario, podría verificarse la Hipótesis de Fisher Inversa (HFI) la cual indica que la tasa de interés nominal no se ajusta a la inflación y, por tanto, la tasa de interés real varía inversamente, uno a uno, con la inflación.

Carmichael y Stebbing (1983) señalan que la optimización individual lleva a que el rendimiento del dinero y de la tenencia de activos se igualen, así el equilibrio entre el retorno del dinero y el rendimiento real de los activos financieros será:

$$r_t = z_t - \pi_{t+1} \quad (5)$$

donde: r es el retorno real del activo

z es el retorno marginal implícito del dinero o el premio que debiera pagarse a los tenedores de activos para compensar la pérdida de los servicios monetarios.

El equilibrio entre el rendimiento real de los activos y el rendimiento del capital será:

$$\delta_t = x + r_t \quad (6)$$

donde: δ es el retorno real del capital

x es el premio (o descuento) que induce a la tenencia del capital.

Así, para que la HF sea sustentada, es necesario que x sea relativamente constante y que los cambios en z sean similares a los cambios en la inflación, es decir, que los títulos y los activos de capitales sean sustitutos cercanos, mientras que los títulos y el dinero sean sustitutos pobres. Empero, los autores señalan como lo más probable un alto grado de sustitución entre el dinero y los títulos, ambos tienen un riesgo similar. En este sentido se espera que z sea aproximadamente constante, variando el rendimiento real del activo en función de la inflación, cumpliéndose la Hipótesis de Fisher Inversa (HFI).

Choi (2002) presenta una revisión de la ecuación para verificar la HFI que propusieron Carmichael y Stebbing (1983), esta ecuación se la desarrolló de tal manera que no se necesita emplear la inflación esperada en la estimación:¹

$$r_{nt} = \alpha_0 + \alpha_2' \pi_{t+1} + \varepsilon_t - (1 + \alpha_2') \xi_{t+1} \quad (7)$$

La HFI supone que $\alpha_2' = -1$, cuando no se cumple la hipótesis no se podrá emplear la estimación porque se tendrá el problema del coeficiente correlacionado con en el error (En el Anexo 1 se presenta el desarrollo de esta ecuación).

¹ En algunos casos podría estar presente el efecto Fisher pero no poder verificarse debido a problemas en la estimación de la inflación esperada.

4. EVIDENCIA EMPÍRICA DE LA HIPÓTESIS DE FISHER

Teniendo en cuenta que en Bolivia los títulos públicos en moneda nacional no son sustitutos del dinero, y más bien son considerados como inversiones, se espera que para la tasa de rendimiento de estos títulos se cumpla la Hipótesis de Fisher.

Con base en la metodología anteriormente explicada, se evaluó si para las tasas de interés de los títulos públicos se cumple la Hipótesis de Fisher o la Hipótesis de Fisher Inversa. Para este efecto se emplearon las siguientes variables y se trabajó con la siguiente periodicidad.

4.1 Variables empleadas

- Tasa de interés de títulos públicos, Letras del Tesoro (LT), a 91 días en moneda nacional. Se emplearon los promedios de las tasas nominales de rendimiento de las operaciones del mes ponderadas por sus montos adjudicados, estas tasas se trimestralizaron.
- La inflación trimestral, variación a tres meses del Índice de Precios al Consumidor.
- Tasa de interés real *ex post* de los títulos públicos a 91 días, es la tasa de interés real que efectivamente percibieron los inversores por estos títulos, se calculó de la siguiente manera:

$$r_t = \frac{(i_t + 1)}{(\pi_{t+3} + 1)} - 1$$

donde: r_t es la tasa de interés real trimestral, correspondiente al mes t .

i_t es la tasa de interés nominal de las LT a 91 días, para este plazo y correspondiente al mes t .

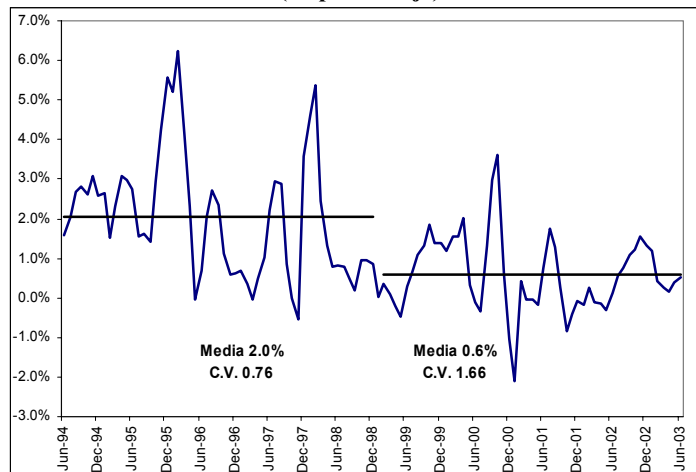
π_{t+3} es la inflación del plazo del título público, en este caso inflación trimestral, para el mismo período del título.

4.2 Períodos de estimación

La información sobre las tasas de interés de LT a 91 días en moneda nacional se dispone a partir de junio de 1994, por lo que la estimación se realizó con cifras desde esa fecha a junio de 2003, con una frecuencia mensual.

Revisando la evolución de la inflación trimestral, Gráfico 1, se puede apreciar que a partir de 1999 existe una disminución de la media y del coeficiente de variación. En razón a este hecho se ha dividido la muestra de junio de 1994 a diciembre de 1998 y de enero de 1999 a junio de 2003.

Gráfico 1
Inflación trimestral
(en porcentaje)



4.3 Raíz unitaria en las variables

Se revisó la existencia de raíz unitaria en las variables con el test de Augmented Dickey-Fuller, el número de rezagos se eligió considerando el criterio de Schwartz y Akaike. En el Cuadro 1 se presenta el test para todo el período y los dos subperíodos.

Cuadro 1
Test de Raíz Unitaria

Período	i	Val. Crítico		π	Val. Crítico		$D(\pi)$	Val. Crítico	
		al 5%	$D(i)$		al 5%	al 5%		al 5%	
Jun 94 - Jun 03	-0.663	-2.894	-7.208	-2.894	-2.835	-2.889	-7.150	-2.890	
Jun 94 - Dic 98	0.133	-2.922	-4.896	-2.925	-1.869	-2.920	-8.182	-2.920	
Ene 99 - Jun 03	-2.119	-2.925	-5.194	-2.930	-3.216	-2.917			

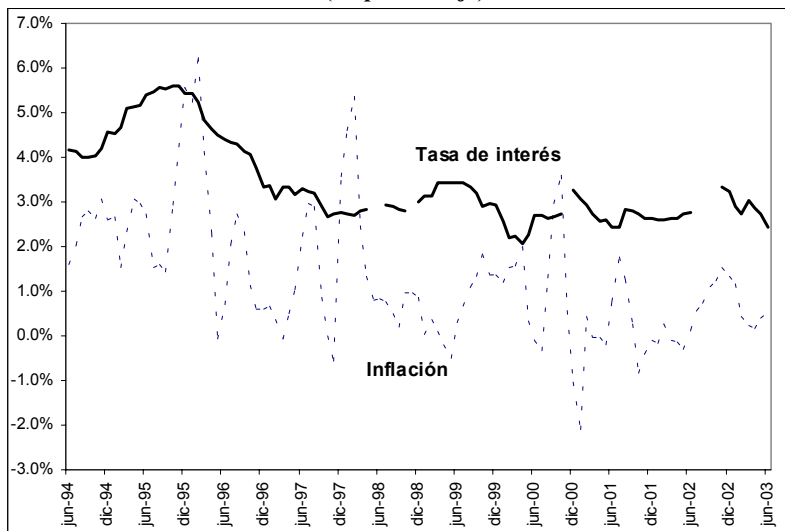
Donde : i es la tasa de interés nominal y $D(i)$ es su primera diferencia.
 π es la inflación y $D(\pi)$ es su primera diferencia.

Como se puede observar en el Cuadro 1, las variables en el período completo y en las dos submuestras son integradas de orden uno (I(1)), salvo la inflación para el segundo subperíodo que no presenta raíz unitaria al 5% de significación.

4.4 Estimación de la Hipótesis de Fisher en el largo plazo

En el Gráfico 2 se muestra la tasa de interés nominales para LT a 91 días en moneda nacional y la inflación, ambas a tres meses.

Gráfico 2
Tasa de interés nominal de LT a 91 día en moneda nacional e inflación a 3 meses
(en porcentaje)



Para analizar el comportamiento en el largo plazo de la relación entre la tasa de interés nominal y la inflación, se realizó el test de cointegración de Johansen, entre estas variables.² La ventaja de emplear este test es que no hace distinción entre variables endógenas y exógenas, considera a todas como posibles variables endógenas. Los resultados se muestran en el Cuadro 2 (Anexo 2).

Cuadro 2
Test de cointegración de Johansen entre
Tasa de interés nominal e inflación

Jun 94 - Jun 03	Jun 94 - Dic 98	Ene 99 - Jun 03
Vector de CI 5%	Vector de CI 5%	Vector de CI 5%
Vector de CI 1%	No vector de CI 1%	No Vector de CI 1%

Considerando todo el período en su conjunto no se puede rechazar la existencia de un vector de cointegración. Sin embargo, para ambos subperíodos no se confirma la existencia de cointegración al 1 % de significación.³

Para verificar estos resultados, se revisó también la estacionariedad de la tasa de interés real en moneda nacional. Si existe una relación de largo plazo entre la tasa de interés nominal y la inflación, la tasa de interés real podría ser estacionaria. Sin embargo se debe tener en cuenta que, a pesar de verificarse una relación de largo plazo entre inflación y tasas de interés nominal, las tasas de rendimientos reales podrían no ser estacionarias debido a factores tales como expectativas del público de un mayor riesgo motivado por un déficit más elevado del sector público o por expectativas de depreciación de la moneda extranjera.

² Se emplea la variable inflación adelantada en tres períodos para que así tenga la misma temporalidad que la tasa de interés nominal.

³ No se pudo probar la cointegración entre estas series por el método de Engle y Granger.

De todas maneras, en el Cuadro 3 se presenta el test de raíz unitaria para las tasas de interés reales *ex post* en moneda nacional comparada con la tasa de interés real *ex post* en moneda extranjera.

Cuadro 3
Test de Raíz Unitaria

Período	r_{MN}	Val. Crítico al		Val. Crítico		
		5%	D(r_{MN})	al 5%	r_{ME}	
Jun 94 - Jun 03	-3.042	-2.899			-3.315	-2.913
Jun 94 - Dic 98	-2.182	-2.931	-7.681	-2.931	-3.303	-2.981
Ene 99 - Jun 03	-1.940	-2.948	-4.662	-2.957	-4.398 (*)	-3.544

Nota: Test de Augmented Dickey-Fuller y criterio de Schwarz y Akaike para la selección de los rezagos.

(*) Serie estacionaria con tendencia.

La tasa de interés real en ambas submuestras no es estacionaria, aunque si lo es para todo el período en su conjunto. Se debe tener en cuenta que este último resultado podría estar inducido por la mayor variación de la serie al considerar el período en su conjunto. La tasa de interés real en moneda extranjera es estacionaria en todos los períodos, en el último subperíodo es estacionaria alrededor de una tendencia, esto muestra que los rendimientos reales en esta denominación guardan una cierta estabilidad en el tiempo, mientras que los rendimientos reales para la moneda nacional tienden a fluctuar.

Por todo lo anteriormente señalado, no se puede afirmar que se cumple la Hipótesis de Fisher en el largo plazo.

4.5 Estimación de la Hipótesis de Fisher en el corto plazo

En el corto plazo las tasas de interés nominales de títulos en moneda nacional están en función de la inflación esperada para el plazo del título. Por otra parte, el agente económico establece sus expectativas sobre la inflación esperada con base en la señalización que le ofrece la evolución de las tasas de interés nominales (ecuaciones 2 y 3). En este sentido, para probar la Hipótesis de Fisher en el corto plazo se empleó un modelo de Vectores Autoregresivos (VAR) con las variables en primera diferencia, dado que en la mayoría de los casos la tasa de interés nominal y la inflación están integradas en primer orden. El número de rezagos se determinó con el criterio de Akaike y Schwarz.⁴ En el Cuadro 4 se presentan los coeficientes del VAR solo para la tasa de interés como variable endógena, los resultados del VAR se detallan en el Anexo 3.

⁴ Para el VAR también se empleó la variable inflación adelantada en tres períodos, para que tenga la misma temporalidad que la tasa de interés nominal. De todas maneras se revisó también el VAR con la inflación del período actual y los resultados obtenidos son menos significativos que para el caso anteriormente mencionado.

Cuadro 4
Vectores Autoregresivos

Variables	Jun 94 - Jun 03		Jun 94 - Dic 98		Ene 99 - Jun 03	
	D(i)	t-stat	D(i)	t-stat	D(i)	t-stat
C	0.00	-0.42	0.00	-0.18	0.00	0.27
<i>D(i(-1))</i>	0.25	2.13	0.14	0.91	0.27	1.50
<i>D(i(-2))</i>	-0.07	-0.59	0.14	0.94	-0.30	-1.70
<i>D(i(-3))</i>	0.23	2.01	0.34	2.24	0.35	1.91
<i>D(Inf(-1))</i>	-0.01	-0.47	-0.01	-0.25	-0.04	-1.05
<i>D(Inf(-2))</i>	0.03	1.37	0.04	1.98	0.01	0.36
<i>D(Inf(-3))</i>	-0.01	-0.53	0.01	0.58	-0.13	-2.80
R cuadrado	0.13		0.31		0.30	
R cuadrado aj.	0.06		0.19		0.15	
F- Stat	1.88		2.67		2.02	

Estas ecuaciones no presentan un buen ajuste, y los coeficientes de la inflación rezagada sobre la tasa de interés, en diferencias, no son significativos al 1 %. En el Cuadro 5 se presenta la descomposición de las varianzas del modelo VAR para todo el período de análisis y los dos subperíodos.

Cuadro 5
Descomposición de varianzas

Periodo	Diferencia en tasas de interés			Diferencia en inflación		
	Shock D(i)	Shock D(π)	SE	Shock D(i)	Shock D(π)	SE
Jun 94 - Jun 03						
1	100.00	0.00	0.00	1.14	98.86	0.01
3	98.79	1.21	0.00	5.24	94.76	0.01
6	98.65	1.35	0.00	4.71	95.29	0.01
9	98.53	1.47	0.00	4.66	95.34	0.01
12	98.46	1.54	0.00	4.65	95.35	0.01
Jun 94 - Dic 98						
1	100.00	0.00	0.00	0.11	99.89	0.01
3	94.56	5.44	0.00	1.80	98.20	0.01
6	92.57	7.43	0.00	1.73	98.27	0.01
9	92.44	7.56	0.00	1.62	98.38	0.01
12	91.78	8.22	0.00	1.63	98.37	0.01
Ene 99 - Jun 03						
1	100.00	0.00	0.00	1.89	98.11	0.01
3	98.02	1.98	0.00	13.63	86.37	0.01
6	81.63	18.37	0.00	10.33	89.67	0.01
9	75.50	24.50	0.00	9.35	90.65	0.01
12	69.25	30.75	0.00	8.98	91.02	0.01

Cada uno de los valores de las columnas *Shock* representan el porcentaje de la varianza, número de períodos más adelante, que es explicada por un determinado *shocks*. En el Cuadro 4 se puede apreciar que para todo el período en su conjunto la variación de la tasa de interés nominal casi no se ve afectada por *shocks* de la inflación en el corto ni mediano plazo y si por *shocks* de la misma variable. En el caso de la varianza de la inflación esta se ve afectada por *shocks* en si misma en un 95%, más que por *shocks* en la tasa de interés.

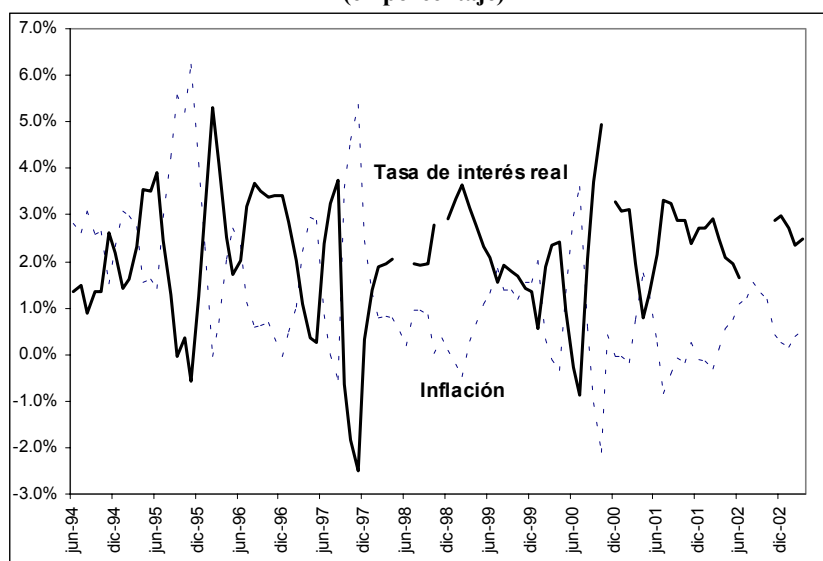
Revisando los subperíodos independientemente se puede apreciar que en el segundo subperíodo los *shocks* de la inflación tienen un mayor efecto en la varianza de las tasas de interés nominales, así, a 6 meses el 18% de la varianza de las tasas de interés se explican por *shock* en la inflación y a los 12 meses el 31% de la varianza se explica por este mismo *shock*.

Si bien la Hipótesis de Fisher tampoco se puede confirmar para el corto plazo, se debe mencionar que en el último subperíodo la tasa de interés nominal respondió más a los *shocks* inflacionarios, aunque lentamente.

4.6 Estimación de la Hipótesis de Fisher Inversa

Al no poderse comprobar que las tasas de interés de los títulos públicos en moneda nacional cumplen la Hipótesis de Fisher, se revisó la Hipótesis de Fisher Inversa, la relación entre la tasa de interés real y la inflación (Gráfico 3).

Gráfico 3
Tasa de interés real de LT a 91 día en moneda nacional e inflación a 3 meses
(en porcentaje)



Para comprobar la Hipótesis de Fisher Inversa (HFI) se empleó la ecuación (7) y las variables en diferencia. En el Cuadro 6 se presentan los resultados de esta estimación.

Cuadro 6
Estimación de la Hipótesis de Fisher Inversa

Variables	Jun 94 - Jun 03		Jun 94 - Dic 98		Ene 99 - Jun 03	
	D(r)	t-stat	D(r)	t-stat	D(r)	t-stat
Constante	0.00	-0.84	0.00	-0.80	0.00	-0.35
D($\pi(+3)$)	-0.98	-54.10	-1.00	-45.59	-0.93	-28.61
AR(1)	0.27	2.55	0.27	1.88	0.30	1.87
R cuadrado	0.97		0.98		0.96	
R cuadrado aj.	0.97		0.98		0.96	
Errores	I(0)		I(0)		I(0)	
Test de Wald:	D($\pi(+3)$) = -1					
		Probabilidad		Probabilidad		Probabilidad
F	1.276	0.262	0.011	0.918	5.379	0.026
χ cuadrado	1.276	0.259	0.011	0.917	5.379	0.020

En los tres casos el coeficiente de la diferencia de la inflación está cerca de la unidad negativa y es significativo al 1%. Con el Test de Wald se verificó que el coeficiente de la diferencia de la inflación para el primer subperíodo no es significativamente diferente a menos uno. Empero, para el período en su conjunto y para el segundo subperíodo no se puede rechazar esta hipótesis al 1% de significación.

Para los tres períodos se cumple al Hipótesis de Fisher Inversa, las variaciones de la inflación se traducen en variaciones en las tasas de rendimientos reales de los títulos públicos en moneda nacional. Este hecho muestra la confianza, por parte de los agentes económicos, en que la política monetaria no es expansiva y que, por tanto, no se preveía una inflación esperada significativa, por lo que se comprueba la HFI para el período de estudio.

5. CONCLUSIONES

Debido a la dolarización de la economía, los activos financieros en Bolivia son predominantemente adquiridos en moneda extranjera más que en moneda nacional. Los títulos públicos a 91 días en moneda nacional tienen una cierta importancia en el mercado financiero. Además, se debe tener en cuenta que las tasas de interés monetarias marcan pautas para las tasas de interés de los otros mercados.

En el presente trabajo se estudió el cumplimiento de la Hipótesis de Fisher y la Hipótesis de Fisher Inversa en Bolivia, empleando tasas de rendimiento de los títulos públicos a 91 días en moneda nacional. Se trabajó con el período junio/94 – junio/03 y con los dos subperíodos: junio/94 – diciembre/98 y enero/99 – junio/03.

La relación de largo plazo entre tasa de interés e inflación se verificó para el período total pero no para ambos subperíodos. Esto puede explicarse por la mayor variabilidad de la muestra considerada en su conjunto y podría también indicar estimaciones poco robustas para este período. Por otra parte, al no poder confirmarse la relación de largo plazo para ambos subperíodos, no se puede afirmar que se verifica la Hipótesis de Fisher en el largo plazo.

En el corto plazo tampoco se pudo evidenciar el cumplimiento de la Hipótesis de Fisher, aunque se debe mencionar que para el segundo subperíodo analizado la fluctuación de la inflación comienzan a cobrar importancia en las variaciones de las tasas de interés nominales en el mediano plazo.

Finalmente, se demostró que la Hipótesis de Fisher Inversa se confirma para los títulos públicos en moneda nacional a 91 días. Este resultado nos muestra que la tasa de interés nominal de los títulos públicos no guarda relación con la inflación esperada, por lo que las variaciones de la inflación se traducen en variaciones de la tasa de interés real en moneda nacional.

Este hecho indica que los agentes económicos confían en que la autoridad monetaria cumple su objetivo, de mantener estable el poder adquisitivo interno de la moneda nacional. Además, el que el ente emisor anuncie a principios de cada año el objetivo de inflación anual, incentiva a que la inflación esperada sea estable y sus fluctuaciones no se traduzcan en variaciones de las tasas de interés nominales.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Carmichael, J. y Stebbing, P. (1983). "Fisher's Parados and the Theory of Interest". The American Economic Review, Vol. 73 N° 4, septiembre 1983.
- Choi, Woon Gyu (2002). "The inverted Fisher Hypothesis: Inflation forecastability and asset substitution". IMF Staff Papers, Vol. 49 N° 2.
- Crowder, W. y Hoffman, D. (1996). "The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: The Fisher equation revisited". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 28 (1), febrero 1996.
- Kousta, Z. y Serletis, A. (1999). "On the Fisher effect". Journal of Monetary Economics. Vol. 44 N°1, agosto 1999.
- Lanne, Markku (2001). "Near unit root and the relationship between inflation and interest rates: A reexamination of the Fisher effect", Empirical Economics Vol. 26 N° 2.
- Malliaropoulos, Dimitrios (2000). "A note on nonstationarity, structural breaks, and the Fisher effect". Journal of Banking and Finance, Vol. 24 N° 5, mayo 2000.
- Mishkin, F. y Simon, J. (1995). "An empirical examination of the Fisher effect in Australia". NBER Working Paper Series N° 5080, National Bureau of Economic Research, abril 1995.
- Peng, Wensheng (1995). "The Fisher Hypothesis and inflation persistence – evidence from five major industrial countries". IMF Working Paper, WP/95/118, noviembre 1995.
- Requena, J., Mendoza, R., Lora, O., Escobar, F., (2002). "La política monetaria del Banco Central de Bolivia". Revista de Análisis Económico, Vol. 5 No. 1, Banco Central de Bolivia.

ANEXO 1
Desarrollo de la ecuación para el Test de HFI
Desarrollado por Carmichael, J. y Stebbing, P.

$$i_t = r_t + \pi_{t+1} \quad (1)$$

$$E(i_t) = E(r_t) + E(\pi_{t+1}) \quad (2)$$

Se supone que la inflación es insesgada:

$$\pi = E(\pi) + \xi \quad (3)$$

ξ tiene una distribución normal con media cero y varianza constante.

Se supone que la tasa de interés nominal es conocida en todos los períodos:

$$E(i_t) = i_t \quad (4)$$

Reemplazando (1) y (2) en (4):

$$E(r_t) + E(\pi_{t+1}) = r_t + \pi_{t+1} \quad (5)$$

$$r_t - E(r_t) = E(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1} = -\xi_{t+1} \quad (6)$$

Considerando la Hipótesis de Fisher Inversa:

$$E(r_t) = \alpha_0 - E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

Alternativamente se puede testear (HFI):

$$i_t = \alpha_0 + \varepsilon_t \quad (8)$$

ε tiene una distribución normal con media cero y varianza constante.

Reemplazando (6) en (7):

$$r_t + \xi_{t+1} = \alpha_0 - E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$r_t = \alpha_0 - \alpha_2 E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_t - \xi_{t+1} \quad (10)$$

La HFI requiere que $\alpha_2 = -1$.

$$r_t = \alpha_0 - \alpha_2 E(\pi_{t+1}) + \varepsilon_t - \xi_{t+1} + \alpha_2 \xi_{t+1} - \alpha_2 \xi_{t+1} \quad (11)$$

Reemplazando (3):

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_2 \pi_{t+1} + \varepsilon_t - (1 + \alpha_2) \xi_{t+1} \quad (12)$$

ANEXO 2
Test de cointegración de Johansen

Jun/94 – Jun/03

Included observations: 83
Excluded observations: 20 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: I_T INF_T(3)
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.346566	36.63668	19.96	24.60
At most 1	0.015767	1.319086	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.346566	35.31759	15.67	20.20
At most 1	0.015767	1.319086	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Jun/94 – Dic/98

Included observations: 45
Excluded observations: 5 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: I_T INF_T(3)
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.385666	22.63920	19.96	24.60
At most 1	0.015752	0.714468	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
Trace test indicates no cointegration at the 1% level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.385666	21.92474	15.67	20.20
At most 1	0.015752	0.714468	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Ene/99 – Jun/03

Included observations: 38

Excluded observations: 11 after adjusting endpoints

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: I_T INF_T(3)

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.413930	24.41269	19.96	24.60
At most 1	0.102484	4.108707	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Trace test indicates no cointegration at the 1% level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.413930	20.30398	15.67	20.20
At most 1	0.102484	4.108707	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

ANEXO 3

Vectores Autoregresivos en el análisis de la HF en el corto plazo

Jun/94 – Jun/03

Included observations: 78
 Excluded observations: 24 after adjusting
 Endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(I_T)	D(INF_T(3))
D(I_T(-1))	0.250133 (0.11701) [2.13763]	0.872840 (0.55081) [1.58466]
D(I_T(-2))	-0.069053 (0.11648) [-0.59284]	-0.697775 (0.54829) [-1.27263]
D(I_T(-3))	0.229660 (0.11416) [2.01175]	0.142349 (0.53737) [0.26490]
D(INF_T(2))	-0.008980 (0.01884) [-0.47668]	0.207588 (0.08868) [2.34083]
D(INF_T(1))	0.026773 (0.01950) [1.37275]	0.054583 (0.09181) [0.59455]
D(INF_T)	-0.010834 (0.02011) [-0.53862]	-0.715219 (0.09468) [-7.55401]
C	-8.46E-05 (0.00020) [-0.42543]	-0.000221 (0.00094) [-0.23608]
R-squared	0.137460	0.510951
Adj. R-squared	0.064569	0.469623
Sum sq. resids	0.000206	0.004555
S.E. equation	0.001702	0.008010
F-statistic	1.885836	12.36327
Log likelihood	390.3299	269.5009
Akaike AIC	-9.828972	-6.730791
Schwarz SC	-9.617472	-6.519292
Mean dependent	-0.000201	-0.000484
S.D. dependent	0.001759	0.010999
Determinant Residual Covariance		1.84E-10
Log Likelihood (d.f. adjusted)		652.9451
Akaike Information Criteria		-16.38321
Schwarz Criteria		-15.96021

Jun/94 – Dic/98

Included observations: 43 after adjusting
 Endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(I_T)	D(INF_T(3))
D(I_T(-1))	0.143438 (0.15631) [0.91763]	0.812137 (0.91340) [0.88914]
D(I_T(-2))	0.141916 (0.15075) [0.94143]	-0.067279 (0.88086) [-0.07638]
D(I_T(-3))	0.337029 (0.15077) [2.23537]	0.137303 (0.88101) [0.15585]
D(INF_T(2))	-0.005421 (0.02127) [-0.25488]	0.236153 (0.12428) [1.90019]
D(INF_T(1))	0.043651	0.086744

	(0.02204)	(0.12877)
	[1.98079]	[0.67363]
D(INF_T)	0.013056	-0.685331
	(0.02233)	(0.13048)
	[0.58469]	[-5.25221]
C	-4.80E-05	-0.000247
	(0.00026)	(0.00151)
	[-0.18551]	[-0.16326]
R-squared	0.308078	0.492185
Adj. R-squared	0.192758	0.407549
Sum sq. resids	9.73E-05	0.003324
S.E. equation	0.001644	0.009609
F-statistic	2.671504	5.815317
Log likelihood	218.4513	142.5432
Akaike AIC	-9.834942	-6.304335
Schwarz SC	-9.548235	-6.017628
Mean dependent	-0.000270	-0.000424
S.D. dependent	0.001830	0.012484
Determinant Residual Covariance		2.49E-10
Log Likelihood (d.f. adjusted)		353.3788
Akaike Information Criteria		-15.78506
Schwarz Criteria		-15.21164

Ene/99 – Jun/03

Included observations: 35

Excluded observations: 13 after adjusting

Endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(I_T)	D(INF_T(3))
D(I_T(-1))	0.267424	0.897698
	(0.17802)	(0.68954)
	[1.50222]	[1.30188]
D(I_T(-2))	-0.298964	-1.432469
	(0.17539)	(0.67935)
	[-1.70458]	[-2.10858]
D(I_T(-3))	0.348737	0.542206
	(0.18253)	(0.70701)
	[1.91058]	[0.76690]
D(INF_T(2))	-0.039366	0.111589
	(0.03742)	(0.14495)
	[-1.05195]	[0.76984]
D(INF_T(1))	0.013862	0.056419
	(0.03811)	(0.14763)
	[0.36370]	[0.38216]
D(INF_T)	-0.134650	-0.971338
	(0.04806)	(0.18617)
	[-2.80155]	[-5.21755]
C	7.61E-05	0.000226
	(0.00028)	(0.00109)
	[0.27085]	[0.20794]
R-squared	0.302304	0.632473
Adj. R-squared	0.152797	0.553717
Sum sq. resids	6.78E-05	0.001018
S.E. equation	0.001556	0.006029
F-statistic	2.022012	8.030816
Log likelihood	180.5309	133.1361
Akaike AIC	-9.916050	-7.207777
Schwarz SC	-9.604980	-6.896707
Mean dependent	-0.000117	-0.000557
S.D. dependent	0.001691	0.009024
Determinant Residual Covariance		8.64E-11
Log Likelihood (d.f. adjusted)		306.1914
Akaike Information Criteria		-16.69665
Schwarz Criteria		-16.07451