

# **UN MODELO ESTRUCTURAL DE LA ECONOMÍA BOLIVIANA<sup>1</sup>**

Pablo Hernán Mendieta Ossio  
Luis Fernando Escobar Patiño

## **RESUMEN**

Debido a que existe un amplio consenso del efecto adverso de altas tasas de inflación sobre la economía, una cantidad apreciable de bancos centrales alrededor del mundo han dedicado sus esfuerzos a consolidar un esquema explícito de metas de inflación que implica, entre una de sus tareas más importantes, analizar los efectos que variables controladas por el banco central tienen sobre la variación de precios y sobre el nivel de actividad de la economía. Esto quiere decir estudiar adecuadamente los canales de transmisión de la política monetaria mediante la aplicación de metodologías apropiadas.

En este sentido, el presente análisis emplea un modelo estructural macroeconómico para llevar a cabo proyecciones y explicar la relación existente entre las principales variables macroeconómicas. Éstas son un insumo muy importante como paso previo para transitar hacia un régimen de metas de inflación, que es intensivo en el uso de modelos de proyección.

Luego de una breve revisión de la literatura teórica sobre el tema de modelos estructurales de proyección, se presenta el modelo propuesto que da particular énfasis en la determinación de la inflación y la demanda agregada; el respaldo empírico representa el epicentro de la investigación, donde se describen en detalle las ecuaciones usadas en el modelo así como los resultados obtenidos y las conclusiones más importantes.

**Clasificación JEL:** C32, C51, C53, E52

**Palabras clave:** modelos estructurales; vectores de corrección de error

**Correos electrónicos:** pmendieta@bcb.gov.bo y fescobar@mail.bcb.gov.bo

---

<sup>1</sup> Se agradece la eficiente colaboración de Rubén Aguilar. Su contenido es de exclusiva responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia o la de sus autoridades.

## 1. INTRODUCCIÓN

En años recientes, el control de la inflación se ha convertido en una de las principales preocupaciones de los formuladores de política monetaria alrededor del mundo. Muchos bancos centrales han dedicado sus esfuerzos a consolidar un esquema explícito de metas de inflación dentro de sus países que implica, entre una de sus tareas más importantes, analizar los efectos que variables controladas por el banco central tienen sobre la variación de precios y sobre el nivel de actividad de la economía. Ello implica, desde un punto de vista conceptual, llegar a conocer los canales de transmisión de la política monetaria. Involucra, además, un esfuerzo empírico considerable cuando los bancos centrales se embarcan en la construcción de modelos económicos, dentro de las cuales están los econométricos. A la pregunta de si es necesario para un banco central contar con modelos que le permitan racionalizar e interpretar la realidad, la respuesta resulta obvia.

Los juicios de valor que los hacedores de política deben formar no se pueden basar simplemente en la observación del desarrollo de los acontecimientos económicos. Al menos no, si se quiere que la interpretación de la realidad no sea una tarea demasiado compleja. Un modelo bien construido simplifica y clarifica los problemas económicos enfocándose en los factores juzgados como los más importantes para el entendimiento de los mismos. Tal como alguna vez fue afirmado por Keynes, “[L]a economía es una ciencia de pensar en términos de modelos asociados al arte de escoger modelos que son relevantes para el mundo contemporáneo”.<sup>2</sup>

El presente documento tiene como objetivo presentar un modelo econométrico estructural de la inflación para Bolivia que proporcione un mejor análisis y mayor conocimiento de la interrelación de las variables macroeconómicas durante los últimos quince años. Pretende ser un organizador del marco analítico de la política monetaria. Además de ser motivante por la razón expuesta en el párrafo anterior, la construcción del modelo propuesto en el documento se enmarca dentro de la intención del Banco Central de Bolivia (BCB) de crear las condiciones propicias para evolucionar hacia un esquema de metas de inflación en un mediano plazo.<sup>3</sup> Las proyecciones derivadas del modelo construido tienen una importancia en la preparación para una eventual adopción del esquema de metas de inflación en Bolivia, porque las mismas son intensivas en el uso de modelos de proyección.

---

<sup>2</sup> Carta de John Maynard Keynes a Roy Harrod, fechada en Julio de 1938. Citado en Bank of England (2005)

<sup>3</sup> Banco Central de Bolivia (2005), pág. 11.

El modelo estructural presentado, además de proveer proyecciones para el análisis de coyuntura y evaluación de distintas medidas de política económica, implica una descripción del mecanismo de transmisión de la política monetaria que a su vez permite modelar cómo la economía responderá a diferentes innovaciones y posibilita realizar distintas simulaciones en función a diversos escenarios que pudieran presentarse en la coyuntura económica.

Cabe destacar algunas particularidades importantes del modelo presentado. Se analiza el efecto que tiene el contexto internacional en el comportamiento de los precios internos a través de la evolución de los tipos de cambio y de los precios de los productos importados, en el contexto de una economía dolarizada y abierta a los flujos de comercio internacional. Otro componente importante dentro del modelo presentado es el de los precios administrados, en especial los de los combustibles. Cabe remarcar que el tipo de cambio nominal juega un rol crucial en el esquema planteado, que va más allá del que típicamente tiene en una economía con menor grado de dolarización.

Como toda economía abierta, la actividad económica de los principales socios comerciales y sus movimientos de precios (incluyendo tipos de cambio) son variables fundamentales en la determinación del equilibrio interno, las cuales permiten conocer la dinámica de corto plazo y largo plazo de las principales variables modeladas.

El presente documento comprende cinco secciones. Después de esta introducción, se lleva a cabo una breve revisión de la literatura teórica abordada por la investigación; posteriormente se describe la naturaleza del modelo estructural de proyección, con particular énfasis en la determinación de la inflación y la demanda agregada. En la cuarta sección se describen las ecuaciones utilizadas en el modelo, presentando los resultados y estimaciones pertinentes. Finalmente, se presentan las conclusiones de la investigación y la interpretación de las proyecciones alcanzadas.

## **2. REVISIÓN DE LA LITERATURA TEÓRICA**

La preocupación de los formuladores de política monetaria sobre los posibles efectos de variables monetarias en diferentes plazos de tiempo se ha plasmado en una gama muy amplia de metodologías. Frecuentemente se ha orientado a conocer las características cuantitativas y estadísticas de las variables, las cuales mediante técnicas econométricas adecuadas logran resultados convincentes y parsimoniosamente aceptables.

Existe una gran variedad de modelos utilizados por los bancos centrales para el análisis de la inflación: hay algunos que enfatizan más en el corto plazo y otros que lo hacen en el mediano y largo plazo.<sup>4</sup>

Aquellos modelos que enfatizan el corto plazo generalmente son Vectores Auto-Regresivos (VAR) y se basan en la proyección de las tendencias más recientes observadas y en las interrelaciones empíricas observadas en el pasado. Su capacidad de pronóstico es aceptable pero las posibilidades de análisis son limitadas. En cambio, los que enfatizan el mediano plazo y largo plazo tienden a ser estructurales, pero a costa de menor calidad en las proyecciones, aunque son una herramienta útil de análisis de política.<sup>5</sup>

La precisión de los pronósticos de los modelos autorregresivos es mayor en el corto plazo, pero éstos no incorporan completamente la reacción de la política monetaria a una desviación de la inflación con respecto a su nivel objetivo. Por otra parte, los modelos estructurales describen empíricamente determinadas relaciones de comportamiento, incluyendo aquellas que se relacionan con las autoridades de política económica.

Un ejemplo de un modelo estructural que endogeniza la reacción de la política monetaria es el denominado Modelo de Mecanismos de Transmisión (MMT) del Banco de la República de Colombia (Gómez Uribe y Vargas, 2002), el cual proyecta a lo largo del tiempo la reacción que la autoridad monetaria tendrá para que la inflación se ajuste a su objetivo.

También existen modelos mensuales de proyección. Por ejemplo, vale la pena hacer referencia al Modelo Mensual de Canales de Transmisión (Figuroa y Gómez, 2003), el cual es un modelo de pronóstico de corto plazo basado en la proyección de las tendencias observadas más recientes. En este tipo de modelos no es recomendable realizar proyecciones con un horizonte mayor a los tres trimestres, porque a partir de este plazo la inflación responde con fuerza a la política monetaria. Este esquema pretende formalizar el criterio *a priori* sobre la proyección de las tendencias más recientes observadas.

---

<sup>4</sup> Al respecto véase Schmidt-Hebbel y Tapia (2002)

<sup>5</sup> Para un análisis exhaustivo de modelos ver Price (1996).

En la actualidad muchos bancos centrales tales como el de Chile<sup>6</sup>, Reino Unido<sup>7</sup>, Argentina<sup>8</sup>, Guatemala<sup>9</sup> y otros vieron por conveniente monitorear el comportamiento de la inflación a corto y mediano plazo, al mismo tiempo de evaluar y monitorear los canales de transmisión de su política monetaria utilizando para ello modelos estructurales.

También los bancos centrales cuentan con diseños de metodologías econométricas tales como modelos ARIMA y VAR para la predicción de corto plazo de las principales variables económicas. De esta manera, se pueden encontrar en la práctica distintos enfoques y formas de modelar los efectos de la política monetaria hacia la economía en general; modelos de optimización dinámica, el uso de modelos VAR, modelos estructurales, etc.

Una clasificación y descripción interesante de los tipos de modelos disponibles es la realizada por el Banco de Inglaterra (2005). Los modelos elaborados por esta institución van desde modelos de optimización que son los más estructurados hasta modelos de Vectores Autorregresivos no restringidos que están en el otro extremo de la clasificación. Entre estos extremos está el principal modelo de proyección denominado MM (*Macroeconometric Model*). Sus características principales son la existencia de un equilibrio de largo plazo para las variables reales de la economía independiente del nivel de precios de la economía, una curva de Phillips vertical en el largo plazo, el nivel de precios depende de la política monetaria, la tasa de interés es incorporada como un instrumento de política, existen rezagos entre la ocurrencia de los *shocks* y el efecto sobre las variables de la economía; además, el tipo de cambio influye sobre la economía, dado que se toma en cuenta que la economía es abierta. Una conclusión sobre el mismo es que trata de emular lo más acertadamente posible la evolución de la economía británica. Modelos auxiliares al modelo MM son:

- Modelos de Curva de Phillips, que consisten en modelos menos estructurados cuyo rasgo característico es establecer una relación directa entre los precios o salarios con los desequilibrios reales, como la brecha del producto. Son modelos estructurales diseñados principalmente para examinar temas relacionados con desequilibrios de corto plazo. Estos modelos son menos complejos y más simples que el modelo MM pero su desventaja respecto a éste es su naturaleza parcial.

---

<sup>6</sup> Banco Central de Chile (2003).

<sup>7</sup> Bank of England(2005).

<sup>8</sup> McCandless, Gabrielli y Murphy (2001).

<sup>9</sup> Samayoa y Valle (2004).

- Modelos macroeconómicos de pequeña escala, que consisten en modelos completos pero de alta agregación. Típicamente utilizan una curva de demanda, una de oferta, la demanda de dinero, dinámica del tipo de cambio y una regla de política monetaria. Este tipo de modelos es de más simple interpretación que el modelo MM, pero menos aconsejable para fines de predicción que éste.
- VAR, que corresponden a los modelos menos estructurales por dicho ente emisor. No requieren supuestos importantes para su uso. Son buenos para capturar hechos estilizados acerca de la relación dinámica entre las variables. Las predicciones de largo plazo tienden a ser menos certeras que en modelos estructurales pero en el corto plazo pueden ser bastante acertadas.
- Vectores autorregresivos estructurales. Representan un tipo de modelo intermedio entre los vectores autorregresivos y los modelos estructurales tradicionales, pues combinan la metodología estadística de los VAR con un número ampliamente aceptado de restricciones derivadas de la teoría.
- Modelos de optimización. Derivados del comportamiento maximizador de individuos y firmas (microfundados). Son utilizados idealmente para responder preguntas relativas a un *shock* económico y un cambio estructural en particular. Son los modelos que tienen la mayor carga teórica.

Como otro ejemplo de la experiencia latinoamericana, tenemos el caso del Banco Central de Chile, que utiliza como modelo principal el Modelo de Proyección Estructural (MEP) que es un modelo econométrico que proyecta la evolución de las principales variables de la economía chilena (Banco Central de Chile, 2003). Se incorporan distintas ecuaciones que miden los movimientos de corto y largo plazo de esta economía. Asimismo, incorpora ecuaciones que describen los mecanismos a través de los cuales las políticas del banco central se transmiten en la economía.

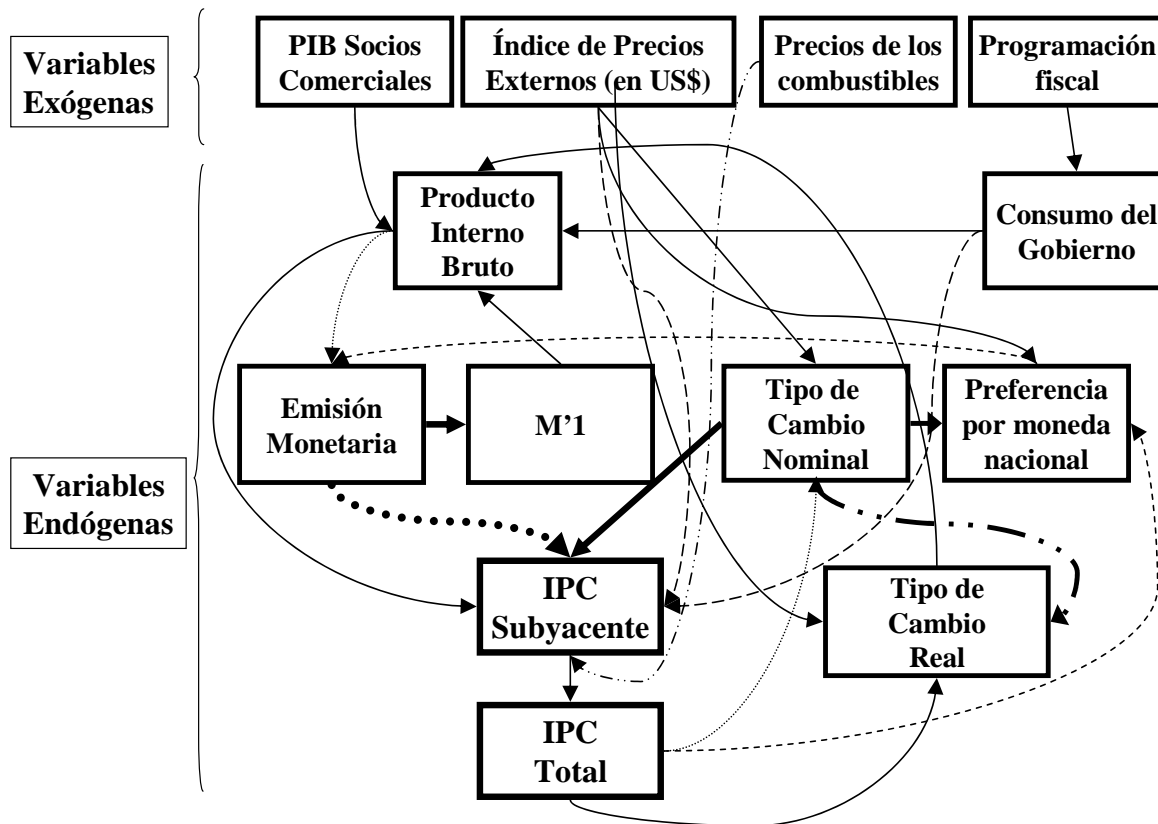
### 3. DESCRIPCIÓN GENERAL DEL MODELO Y CANALES DE TRANSMISIÓN

Una línea de investigación en la actualidad considera los modelos estructurales, también denominados macro-económicos, con el objetivo de tener mayores elementos de análisis para estabilizar la inflación y, en la medida de lo posible, las fluctuaciones de la actividad. El uso de estos modelos cobran vital importancia a la hora de buscar un mejor análisis y proyección de las variables de interés”.<sup>10</sup>

El siguiente esquema muestra los principales canales de transmisión y las principales variables que afectan al objetivo último del Banco Central de Bolivia: la inflación.

Esquema N° 1

Esquema del Modelo Estructural de Proyección



<sup>10</sup> Garratt *et al* (2003).

Como es posible observar en el esquema, el modelo estructural contempla dos diferentes tipos de variables: exógenas (actividad de los principales socios comerciales, inflación externa en dólares estadounidenses, comportamiento de los precios administrados de los combustibles y la programación de las cuentas fiscales<sup>11</sup>) y un conjunto amplio de variables endógenas, dentro de las cuales destacan las que se encuentran bajo la supervisión del BCB: la emisión monetaria y el tipo de cambio nominal. Todas ellas confluyen hacia la determinación de la inflación e inflación subyacente.

En lo que hace a las variables denominadas exógenas, el modelo determina que la actividad externa de nuestros socios comerciales afecta la producción interna a través de nuestras exportaciones hacia estas economías y de la dinámica de flujos de capital implícita en las fluctuaciones internacionales. Por otra parte, la inflación externa en dólares se constituye en un determinante de la inflación interna a través de los productos transables. A su vez, la primera de estas variables se ve afectada por los movimientos cambiarios que afectan a las monedas de los socios comerciales así como por las inflaciones en moneda nacional de estos países.

Por otra parte, los precios administrados de combustibles, que toma en cuenta el precio del gas licuado, kerosén y gasolina, tiene incidencia directa en el resto de los precios de la economía boliviana dadas las características de la matriz energética que hacen que el efecto multiplicador sobre los demás precios de la economía sea muy fuerte.<sup>12</sup>

En cuanto a las variables que están relacionadas a la actividad del banco central, la emisión monetaria junto al tipo de cambio nominal juegan un papel muy importante en el modelo, en la medida que las expansiones de la oferta monetaria que no son correspondidas por las necesidades de liquidez de las personas (ya sea por mayor actividad, caída en el costo de oportunidad o mayor preferencia por moneda nacional vs. moneda extranjera) generan inflación.

Por su parte, los movimientos cambiarios de la moneda nacional afectan los precios internos, pero en una cuantía mayor a los efectos que producen incrementos en los precios de los productos transables, aspecto que es racionalizado por la importancia del tipo de cambio en una economía dolarizada

---

<sup>11</sup> En caso de ausencia de ésta, es posible modelar el comportamiento fiscal de forma independiente. No obstante, se prefiere utilizar las cifras proporcionadas por el Ministerio de Hacienda.

<sup>12</sup> Actualmente el IPC no considera otro combustible importante como el diesel, debido a su uso casi completamente industrial; pero cuyos incrementos se trasladan a los precios al consumidor.

como la boliviana, donde el tipo de cambio juega el rol de ancla nominal de las expectativas de los agentes económicos. La competitividad cambiaria, medida a través del tipo de cambio real, también se verá afectada por los movimientos nominales, con efectos positivos de una depreciación en el comportamiento exportador, pero con características de “devaluación contractiva” para la actividad económica interna, probablemente debido a los efectos de la dolarización, especialmente sobre el sistema financiero, por el efecto “hoja de balance”.

En resumen, la inflación interna se ve afectada principalmente por la inflación externa, el tipo de cambio, los excesos de oferta monetaria y el comportamiento de los precios administrados de combustibles. Otras variables que también afectan a la expansión de precios son el consumo nominal del gobierno, los desequilibrios en el mercado agrícola (que afectan a los artículos perecibles) y una variable de presión de demanda agregada interna, que se explican posteriormente.

#### **4. ESTIMACIÓN DEL MODELO ESTRUCTURAL**

Como camino metodológico, se emplearon los Vectores de Corrección de Error. Para ello, primero se estimó el modelo de largo plazo con la metodología de cointegración usual. Posteriormente, se estimó el modelo de corrección de errores, que incluye los principales errores de equilibrio además de variables que afectan en el corto plazo. En este sentido, el modelo estimado va más en la línea de Garrat *et al op. cit*

Para las estimaciones de los modelos de corrección de error, se empleó un enfoque de “general a específico”. En cambio, para probar la posible existencia de relaciones de largo plazo entre las variables, se realizaron los *test* de cointegración, especialmente a través del enfoque de máxima verosimilitud (Johansen, 1995) y ocasionalmente el de Engle y Granger (1987).

La mayoría de las ecuaciones estimadas no presentan problemas de inestabilidad en parámetros. Para ello fueron utilizadas diferentes pruebas de estabilidad (CUSUM, CUSUM Cuadrado y Ramsey RESET, no reportadas). De la misma forma, la presencia de autocorrelación en el término de perturbación es una patología muy frecuente en el análisis de series de tiempo, por lo cual se realizó el test LM con la especificación apropiada de rezagos para el caso trimestral (4 rezagos). Por otra parte, se verificó la normalidad de los residuos a través del estadístico Jarque y Bera y, se utilizó la prueba de White para verificar la existencia de heteroscedasticidad.

La descripción de las variables empleadas se muestra en el Anexo A, mientras que el Anexo B reporta las pruebas de raíz unitaria pertinentes. El periodo de estimación comprende en la mayoría de los casos 1990 a 2005, con algunas excepciones. La frecuencia de la información es trimestral.

#### 4.1 PRINCIPALES RELACIONES DE LARGO PLAZO

El punto de partida fue la relación entre el tipo de cambio, la inflación externa y el IPC, encontrada en Escobar y Mendieta (2003). En dicho documento fueron determinadas dos relaciones de cointegración. La primera corresponde a una especie de Paridad del Poder de Compra, que es una regla para fijar el tipo de cambio nominal. Por su parte, la segunda es la relación entre estas variables y su efecto en el comportamiento del IPC, donde se destaca el rol importante del tipo de cambio, dado el carácter de ancla nominal. Para verificar la existencia de similar relación en periodicidad trimestral se procedió a efectuar el *test* de cointegración de rango reducido a la Johansen (Tabla 1).

**Tabla 1**

Periodo: 1990T3 - 2005T4  
 Observaciones incluidas: 63  
 Series: log(TCO) log(IPE) log(IPC)  
 Series exógenas: Variables estacionales sinusoidales  
 Rezagos: 1

Test de rango de cointegración no restringido (Traza):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5% <sup>/1</sup>	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna *	0.35	53.09	36.98	0.0%
Al menos 1 *	0.28	26.46	21.29	0.6%
Al menos 2	0.09	5.99	9.63	18.9%

Test de rango de cointegración no restringido (Máximo valor propio):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5% <sup>/1</sup>	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna *	0.35	26.63	22.30	1.2%
Al menos 1 *	0.28	20.47	15.89	0.9%
Al menos 2	0.09	5.99	9.16	19.2%

\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 5%

<sup>/1</sup> Valor corregido de acuerdo con el criterio de Cheung y Lai (1993)

<sup>/2</sup> Valores asintóticos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Coeficientes de cointegración no restringidos:

log(TCO)	log(IPE)	log(IPC)	Constante
-15.16	-20.75	12.02	113.67
23.79	17.31	-27.41	-62.92
-13.85	0.07	11.33	10.23

Los resultados anteriores avalan la existencia de dos vectores de cointegración. La inspección de los coeficientes no normalizados muestra un patrón similar al de las dos relaciones encontradas anteriormente por los autores.

La Tabla No. 2 muestra el *test* de que la primera de las relaciones (la asociada al valor propio más alto), implique una relación del tipo Paridad del Poder de Compra (PPC), en una especie de regla cambiaria no es rechazada. Los coeficientes del otro vector no se restringieron a ningún valor en particular. También se probó con la exogeneidad débil de los precios externos así como de la relación tipo PPC en el IPC.

**Tabla 2**

Restricciones:

- 1) Primera relación tipo Paridad de Poder de Compra (PPC)
- 2) Exogeneidad débil de la relación PPC en el IPC
- 3) Exogeneidad débil de las 2 relaciones en el IPE

Test de restricciones de cointegración:

Log. Verosimilitud restringida	Estadístico de RV	Grados de libertad	Probabilidad
602.62	5.33	3	14.9%

Relaciones de cointegración (errores estándar en paréntesis) <sup>/1</sup>

log(TCO)	log(IPE)	log(IPC)	Constante
-0.76 (0.06)	-0.51 (0.15)	1.00 -	1.21 (0.94)
1.00 -	1.00 -	-1.00 -	-4.69 (0.02)

<sup>/1</sup> La estimación del VEC incluye en el modelo de corto plazo la variación rezagada de la emisión y del precio de combustibles.

Coefficientes de ajuste (errores estándar en paréntesis):

$\Delta\log(\text{TCO})$	-0.034 (0.01)	-0.068 (0.02)
$\Delta\log(\text{IPE})$	-	-
$\Delta\log(\text{IPC})$	-0.096 (0.02)	-

Para entender con mayor precisión la lógica de ambas relaciones, conviene reparar que el principal instrumento de las políticas del banco central ha sido el tipo de cambio. En efecto, la estabilización de la hiperinflación de 1985 tuvo como componente primordial al tipo de cambio, variable que ha sido el ancla principal para las expectativas de los agentes privados. De esa forma, se podría entender la razón del valor tan alto del coeficiente asociado al tipo de cambio, especialmente en relación al coeficiente de los precios externos. El vector de cointegración respectivo es el siguiente:

$$\varepsilon_t = \log(IPC_t) - \underset{(0.06)}{0.76} \times \log(TCO_t) - \underset{(0.15)}{0.51} \times \log(IPE_t) \quad (1)$$

Otro aspecto que también es importante es la naturaleza del régimen cambiario en Bolivia, que ayuda a entender la otra relación de largo plazo encontrada entre estas variables. Después de la estabilización, el régimen cambiario ha sido del tipo *crawling peg* o tipo de cambio deslizante, que corresponde a devaluaciones/revaluaciones pequeñas no anunciadas. Para estos movimientos, el tipo de cambio oficial se fijó de acuerdo con el comportamiento de la inflación interna y externa, en una especie de relación como la avalada por las estimaciones anteriores.

De esa forma, la relación tipo Paridad del Poder de Compra tendría la siguiente forma:

$$\zeta_t = \log(IPC_t) - \log(TCO_t) - \log(IPE_t) \quad (2)$$

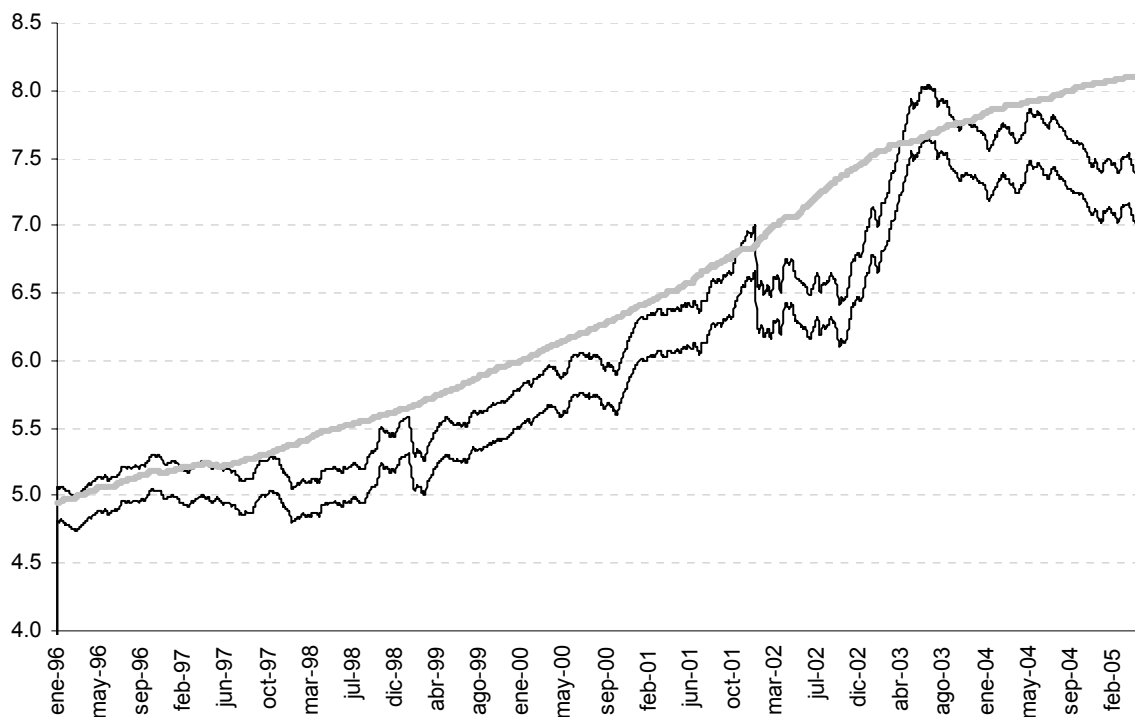
Una evidencia adicional sobre el uso de esta regla para fijar el tipo de cambio se aprecia en el Gráfico 2, donde se muestra al tipo de cambio nominal en el mercado oficial y las bandas del tipo de cambio nominal de referencia que se relacionan con el objetivo de mantener un tipo de cambio real constante e igual al observado en el periodo base de construcción del Índice de Tipo de Cambio Real (en nuestro caso, agosto de 2003). Se puede apreciar que el tipo de cambio oficial ha tenido similar tendencia que las bandas de referencia (2.5% a cada lado del punto medio).<sup>13</sup>

### **Gráfico 2**

#### **Tipo de cambio nominal y tipo de cambio de referencia**

---

<sup>13</sup> Hasta finales de 2004 se utilizó el tipo de cambio real con base en 1996. En dicho caso, el tipo de cambio oficial se encontraba con mayor frecuencia dentro de las bandas de referencia.



También se realizaron pruebas de exogeneidad débil en los modelos de corrección de errores pertinentes, mostrando que ambas relaciones deben incluirse en la dinámica de corto plazo del tipo de cambio, mientras que en la del IPC sólo interviene la de carácter no restringido

Otra de las relaciones que es importante en la modelación corresponde a la demanda de emisión monetaria. Para ello, se realizó una prueba sobre la existencia de cointegración entre la emisión real, el PIB y una medida de la preferencia por liquidez en moneda nacional. No se rechaza la existencia de un vector de cointegración entre estas variables al 5% de significación.

**Tabla 3**

Periodo: 1990T3 - 2005T4  
 Observaciones incluidas: 56  
 Series: log(EMI/IPC) log(PIB) M4/M'4  
 Series exógenas: Variables estacionales sinusoidales  
 Rezagos: 7

Test de rango de cointegración no restringido (Traza):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5% <sup>/1</sup>	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna*	0.43	42.03	56.31	0.8%
Al menos 1	0.11	10.23	32.42	61.7%
Al menos 2	0.06	3.47	14.66	49.8%

Test de rango de cointegración no restringido (Máximo valor propio):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna *	0.43	31.80	22.30	0.2%
Al menos 1	0.11	6.77	15.89	69.8%
Al menos 2	0.06	3.47	9.16	49.8%

\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 5%

<sup>/1</sup> Valor corregido de acuerdo con el criterio de Cheung y Lai (1993)

<sup>/2</sup> Valores asintóticos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Coefficientes de cointegración no restringidos:

log(EMI/IPC)	log(PIB)	M4/M'4	Constante
18.52	-39.40	-44.59	562.16
-16.32	12.15	9.11	-137.23
5.01	-17.10	-22.57	250.86

Resta señalar que ninguna de las variables de costo de oportunidad (tasas de interés o depreciación cambiaria) resultó significativa en el vector de cointegración. El vector de cointegración final estimado fue por lo tanto (los errores estándar se reportan entre paréntesis):

$$\eta_t = \log\left(\frac{EMI_t}{IPC_t}\right) - \underset{(0.22)}{2.11} \times \log(PIB_t) - \underset{(0.61)}{2.39} \times \frac{M4}{M'4} \quad (3)$$

Resalta el efecto importante de la actividad económica en la preferencia por liquidez, que podría estar relacionada con el alto grado de informalidad que existe en Bolivia (cercana a 60% según Friedman *et al*, 2000). Por otra parte, dado el alto grado de dolarización de la economía boliviana, la medida de preferencia por liquidez en moneda nacional actúa como un determinante fundamental de la demanda de dinero nacional. Esta variable también es endógena y su estimación empírica pertinente se muestra posteriormente.

Otra relación que es importante para la modelación es aquella que existe entre el IPC total y el IPC subyacente. Esta última variable se calcula excluyendo los diez artículos con mayor variación (cinco

hacia el alza y cinco hacia la baja), además de los productos de naturaleza estacional. La prueba de cointegración entre ambas variables se reporta a continuación.

**Tabla 4**

Periodo: 1993T3 - 2005T4  
 Observaciones incluidas: 50  
 Series: log(IPC) log(IPC SUB)  
 Series exógenas: Variables estacionales sinusoidales  
 Rezagos: 1

Test de rango de cointegración no restringido (Traza):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5% <sup>1</sup>	Probabilidad de aceptación <sup>2</sup>
Ninguna*	0.37	25.12	21.11	1.0%
Al menos 1	0.04	2.17	9.55	74.3%

Test de rango de cointegración no restringido (Máximo valor propio):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Probabilidad de aceptación <sup>2</sup>
Ninguna *	0.37	22.94	15.89	0.3%
Al menos 1	0.04	2.17	9.16	74.3%

\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 5%

<sup>1</sup> Valor corregido de acuerdo con el criterio de Cheung y Lai (1993)

<sup>2</sup> Valores asintóticos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Coeficientes de cointegración no restringidos:

log(IPC)	log(IPC SUB)	Constante
61.58	-75.06	100.52
-125.45	144.02	-156.67

Por lo tanto, la relación estimada es igual a:

$$\rho_t = \log(IPC_t) - 1.22 \times \log(IPC_t^{Sub}) \quad (4)$$

Para ser concordante con las anteriores estimaciones, este vector de cointegración podría entonces plasmarse en las siguientes relaciones, las que nos servirán para modelar la inflación subyacente por medio de un vector de corrección de errores:

$$\varepsilon_t = \log(IPC_t^{SUB}) - 0.62 \times \log(TCO_t) - 0.42 \times \log(IPE_t) \quad (5)$$

$$\eta_t = 0.82 \times \log(EMI_t) - \log(IPC_t^{SUB}) - 1.72 \times \log(PIB_t) - 1.96 \times \frac{M4}{M'4} \quad (6)$$

Por otra parte, para modelar el nivel de actividad económica del país, se dividió el PIB total tanto en PIB de origen extractivo, que involucra a los sectores de Agricultura<sup>14</sup>, Minería e Hidrocarburos; y el PIB no extractivo.

<sup>14</sup> La actividad agropecuaria no corresponde necesariamente a una actividad extractiva. No obstante, debido a que presenta un patrón intra-anual especial se modela de forma separada.

En el caso del PIB sin extractivos, éste se modeló utilizando como variable de escala un índice de actividad de los principales socios comerciales de Bolivia, el PIB del sector extractivo (para analizar el efecto multiplicador de estas actividades en el resto de la economía), el consumo real del gobierno y los saldos reales en poder de la gente (M'1 deflactada por el IPC), estos últimos para ver los efectos de las políticas económicas en la actividad. También se consideró el efecto del tipo de cambio real en el sector no extractivo. Los resultados de la prueba de cointegración usual se muestran en la Tabla 5 y de los tres criterios mostrados (test de la traza sin corregir, test de la traza corregido y test del valor propio máximo) sólo uno de ellos indica la presencia de un vector de cointegración. Para tener una idea de esta relación se muestra al final de la tabla el vector normalizado.

**Tabla 5**

Periodo: 1991T1 - 2005T4

Observaciones incluidas: 60

Series: log(PIBSE) log(PIBEXT) log(PIBDE) log(TCR) log(CG) log(M'1/IPC)

Series exógenas: Variables estacionales sinusoidales

Rezagos: 2

Test de rango de cointegración no restringido (Traza):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5% <sup>/1</sup>	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna	0.44	110.80	119.20	0.3%
Al menos 1	0.40	75.84	86.92	1.5%
Al menos 2	0.33	44.18	59.58	10.6%
Al menos 3	0.19	19.70	37.09	44.3%
Al menos 4	0.08	7.09	19.29	56.7%
Al menos 5	0.03	1.81	4.78	17.9%

Test de rango de cointegración no restringido (Máximo valor propio):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna	0.44	34.95	40.08	16.9%
Al menos 1	0.40	31.66	33.88	9.0%
Al menos 2	0.33	24.48	27.58	11.9%
Al menos 3	0.19	12.61	21.13	48.9%
Al menos 4	0.08	5.28	14.26	70.6%
Al menos 5	0.03	1.81	3.84	17.9%

\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 5%

<sup>/1</sup> Valor corregido de acuerdo con el criterio de Cheung y Lai (1993)

<sup>/2</sup> Valores asintóticos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Vector de cointegración asociado al valor propio más alto:

$$\sigma_t = \log(PIB_t^{SE}) - \underset{(0.22)}{0.81} \times \log(PIBEXT_t) - \underset{(0.15)}{0.67} \times \log(PIB_t^{DE}) + \underset{(0.08)}{0.48} \times \log(TCR_t) + \underset{(0.14)}{0.40} \times \log(CG_t) - \underset{(0.03)}{0.11} \times \log\left(\frac{M'1_t}{IPC_t}\right)$$

Frente a estos resultados, se optó por utilizar un enfoque bi-etápico a la Engle y Granger (1987), estimándose la relación de largo plazo con Mínimos Cuadrados en Dos Etapas para prevenir el problema de la endogeneidad del gasto público y los saldos reales. Los resultados fueron los siguientes:

$$\log(PIB_t^{SE}) = \phi_{PIB} + \underset{(0.20)}{1.01} \times \log(PIBEXT_t) + \underset{(0.10)}{0.20} \times \log(PIB_t^{DE}) - \underset{(0.07)}{0.35} \times \log(TCR_t) - \underset{(0.14)}{0.10} \times \log(CG_t) + \underset{(0.03)}{0.11} \times \log\left(\frac{M^1_t}{IPC_t}\right)$$

$$R_{aj}^2 = 0.98 \quad EER = 0.02 \quad D - W = 1.89 \quad \text{Test Dickey - Fuller Resíduos} = -7.38 \quad (\text{VC MacKinnon} = -4.63)$$

El test de Engle y Granger (con los valores corregidos de MacKinnon) no rechaza la presencia de cointegración entre las variables anteriores y los parámetros estimados tienen los mismos signos y valores en torno a los estimados por el método de Johansen. Por lo tanto, se utilizó el siguiente vector de cointegración entre estas variables.

$$\sigma_t = \log(PIB_t^{SE}) - \log(PIBEXT_t) - 0.20 \times \log(PIB_t^{DE}) + 0.35 \times \log(TCR_t) + 0.10 \times \log(CG_t) - 0.11 \times \log\left(\frac{M^1_t}{IPC_t}\right) \quad (7)$$

En dicho vector, existiría una relación 1 a 1 entre la actividad interna y externa; un efecto multiplicador de 0.2 desde el sector extractivo al resto de la economía; y un efecto moderado de una expansión monetaria en la actividad económica.

Los efectos que merecen mayor explicación son los del tipo de cambio real y del consumo de gobierno. En el primer caso, el carácter de economía dolarizada, en especial el sistema financiero, podría inducir a pensar que una devaluación podría tener efectos adversos en las hojas de balance de las empresas, particularmente de aquellas que no destinan su producción al extranjero. En el caso del consumo de gobierno, podría estar relacionado al costo de oportunidad que implica destinar recursos hacia actividades públicas, además de la posible existencia de un efecto tipo “*crowding-out*” en las fuentes de financiamiento.

En cuanto a los modelos para el PIB extractivo, se analizaron los tres sectores que lo componen: agropecuaria, minería e hidrocarburos. Los dos últimos no tienen modelos econométricos específicos pues sus proyecciones provienen del análisis sectorial que se realiza al interior del Banco Central, con antecedentes provistos por los principales operadores públicos y privados relacionados con los dos campos.

En tanto, para modelar el PIB del sector agrícola se probó la existencia de una relación de cointegración con el PIB no extractivo, la cual no es rechazada por los criterios usuales. Tampoco se rechaza el aspecto de que la elasticidad de la producción agropecuaria respecto a la actividad no extractiva es unitaria. Ambos resultados se muestran en la Tabla 6.

**Tabla 6**

Periodo: 1993T3 - 2005T4  
 Observaciones incluidas: 60  
 Series: log(PIBAgro) log(PIBSE)  
 Series exógenas: Variables estacionales sinusoidales  
 Rezagos: 2

Test de rango de cointegración no restringido (Traza):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5% <sup>/1</sup>	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna*	0.35	30.43	21.71	0.1%
Al menos 1	0.08	4.92	9.82	29.3%

Test de rango de cointegración no restringido (Máximo valor propio):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna *	0.35	25.51	15.89	0.1%
Al menos 1	0.08	4.92	9.16	29.3%

\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 5%

<sup>/1</sup> Valor corregido de acuerdo al criterio de Cheung y Lai (1993)

<sup>/2</sup> Valores asintóticos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Coeficientes de cointegración no restringidos:

log(PIBAgro)	log(PIBSE)	Constante
-11.11	12.10	6.06
-23.20	30.17	-56.58

Test de restricciones de cointegración:

Restricción: Elasticidad unitaria respecto del PIB No extractivo

Log. Verosimilitud restringida	Estadístico de RV	Grados de libertad	Probabilidad
276.48	0.24	1	62.2%

Por lo tanto, el vector de cointegración entre ambas variables es el siguiente:

$$\xi_t = \log(PIB_t^{Agro}) - \log(PIB_t^{SE}) \quad (8)$$

Finalmente, se probó la existencia de cointegración para la demanda de M'1 (agregado monetario equivalente a M1 de otros países, que incluye los depósitos a la vista en moneda extranjera). El *test* no rechazó la existencia de un vector de cointegración entre M'1, el IPC y el PIB.<sup>15</sup> Tampoco se rechazó la elasticidad unitaria respecto al IPC, avalando el carácter de demanda de saldos reales de esta variable.

<sup>15</sup> Al igual que en el caso de la emisión, las variables de costo de oportunidad no resultaron significativas.

**Tabla 7**

Periodo: 1993T3 - 2005T4  
 Observaciones incluidas: 60  
 Series: log(PIBAgro) log(PIBSE)  
 Series exógenas: Variables estacionales sinusoidales  
 Rezagos: 2

Test de rango de cointegración no restringido (Traza):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5% <sup>/1</sup>	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna*	0.35	30.43	21.71	0.1%
Al menos 1	0.08	4.92	9.82	29.3%

Test de rango de cointegración no restringido (Máximo valor propio):

No. de relaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Probabilidad de aceptación <sup>/2</sup>
Ninguna *	0.35	25.51	15.89	0.1%
Al menos 1	0.08	4.92	9.16	29.3%

\* Denota el rechazo de la hipótesis nula al 5%

<sup>/1</sup> Valor corregido de acuerdo con el criterio de Cheung y Lai (1993)

<sup>/2</sup> Valores asintóticos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Coeficientes de cointegración no restringidos:

log(PIBAgro)	log(PIBSE)	Constante
-11.11	12.10	6.06
-23.20	30.17	-56.58

Test de restricciones de cointegración:

Restricción: Elasticidad unitaria respecto del PIB No extractivo

Log. Verosimilitud restringida	Estadístico de RV	Grados de libertad	Probabilidad
276.48	0.24	1	62.2%

En ese sentido, la relación pertinente de cointegración fue la siguiente:

$$o_t = \log(M^1_t) - \log(IPC_t) - 1.95 \times \log(PIB_t) \quad (9)$$

(0.30)

## 4.2 PRINCIPALES MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR

A continuación se exponen las estimaciones de las ecuaciones específicas, enfatizando las relaciones de corto plazo o de corrección de errores que sirven para la proyección de las variables, así como la proyección de las variables que no presentaron relaciones de largo plazo pero que son importantes en el proceso de modelación.

### IPC subyacente

Puesto que se conocen dos relaciones de cointegración que involucran al IPC subyacente, se procedió a introducir los errores de equilibrio pertinentes en el modelo de corto plazo. De esa forma, el modelo de corrección de errores es el siguiente:<sup>16</sup>

$$\begin{aligned} \Delta \log(IPC_t^{SUB}) = & \varphi_{IPC} - 0.05 \times \varepsilon_{t-1} - 0.03 \times \eta_{t-1} + 0.25 \times \Delta \log(IPC_{t-1}^{SUB}) - 0.10 \times \Delta \log(IPC_{t-4}^{SUB}) \\ & + 0.009 \Delta \log(CGN_{t-1}) + 0.05 \times PDda_t + 0.008 D97Q3_t + 0.02 dNiño_t \\ & + 0.02 \times (Bloq_t - Bloq_{t-1}) + 0.11 \times \Delta \log(IPC_t^{COMB}) \end{aligned} \quad (9)$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.96$$

$$\text{Desv. est. residuos} = 0.0018$$

$$\text{Test LM de correlación serial (4 rezagos): } 6.93 \text{ (valor-p } 0.14)$$

$$\text{Test de normalidad Jarque-Bera: } 3.44 \text{ (valor-p } 0.18)$$

$$\text{Test de heterocedasticidad de White: } 17.32 \text{ (valor-p } 0.69)$$

$$\text{Período de la estimación: } 1994T2 \text{ } 2005T4$$

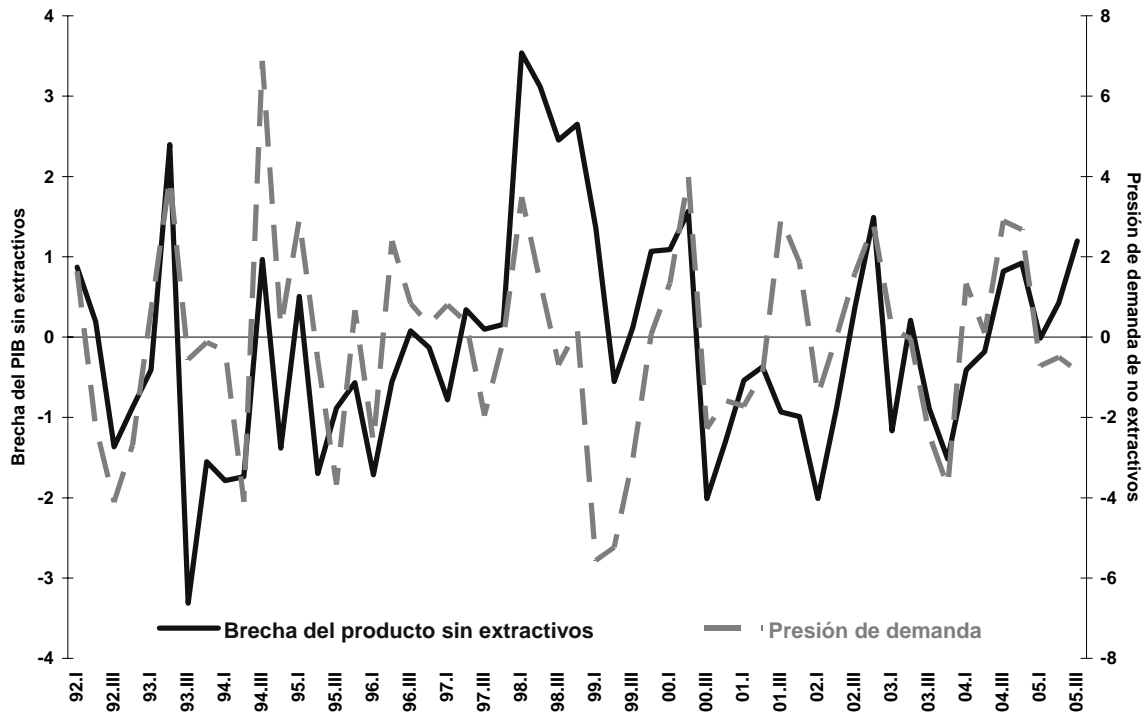
Ambos vectores de cointegración determinarían el comportamiento de la inflación subyacente; es decir, los excesos de oferta monetaria no correspondidos por la demanda de liquidez, los precios externos y el tipo de cambio determinarían los movimientos de la inflación subyacente. Adicionalmente, la presión del gasto público (*CGN*) tendría un efecto moderado en la expansión de precios, lo cual podría racionalizarse por su efecto en la demanda agregada como también por su eventual financiamiento monetario.

Una variable crucial es la presión de demanda (*PDda*), que se define en este modelo como el crecimiento del PIB no extractivo (PIB que excluye la agricultura, los hidrocarburos y la minería) menos el promedio móvil anual del crecimiento del PIB no extractivo. Esta variable mediría las

<sup>16</sup> En las ecuaciones siguientes se incluyen entre paréntesis los estadísticos “t”, obtenida utilizando la matriz varianza – covarianza corregida por Newey y West (1987).

presiones de gasto interno que tendrían consecuencias inflacionarias. Esta variable se comportó mejor que la brecha del producto, aunque ambas están relacionadas, como lo sugiere el Gráfico 2.<sup>17</sup>

**Gráfico 2**  
**Brecha y presión de demanda del PIB no extractivo**



Fuente: Banco Central de Bolivia (2006).

Los precios administrados de los hidrocarburos tienen un efecto en la tendencia inflacionaria, debido a la amplificación que existe desde los precios de los energéticos hasta otros precios en la economía, a través de los costos de transporte. Otra variable que es importante para la experiencia de Bolivia es la relacionada con los conflictos sociales (*Bloq*), cuya construcción tomó en cuenta la magnitud de éstos en la inflación. Además se incluyeron otras variables dicotómicas para eventos específicos (fenómeno del Niño, un proceso electoral atípico en 1997) y variables sinusoidales para incluir el efecto de la estacionalidad determinística.

<sup>17</sup> Actualmente está en curso una investigación para modelar la curva de Phillips para la economía boliviana, cuya estimación incluiría directamente la brecha del producto.

### IPC total

El modelo de corrección de errores para el IPC total incluye dos vectores de cointegración: el primero corresponde a la relación entre el IPC total y el IPC subyacente; mientras que el segundo es la relación entre el tipo de cambio, los precios externos y el IPC total. Además se incluye la dinámica de corto plazo del IPC subyacente, el efecto adicional de la modificación de los precios de combustibles, el crecimiento nominal del gasto de gobierno, la presión de demanda explicada anteriormente, los desequilibrios en el mercado agrícola y las “sorpresas monetarias” que excluyen el efecto de la remonetización de la economía boliviana (*BOL*),<sup>18</sup> además de variables dicotómicas específicas y variables estacionales.

$$\begin{aligned}\Delta \log(IPC_t) = & -0.09 \times \varepsilon_{t-1} - 0.43 \times \lambda_{t-1} + 0.97 \times \Delta \log(IPC_t^{SUB}) + 0.09 \times \Delta \log(IPC_{t-1}) \\ & + 0.14 \times \Delta \log(IPC_{t-3}) - 0.15 \times \Delta \log(IPC_{t-4}) + 0.05 \Delta \log(IPC_t^{Comb}) \\ & + 0.03 \Delta \log(CGN_{t-1}) - 0.02 \times DesqAgro_{t-1} + 0.04 \times PDDa_t + 0.02 DesqMon_{t-3} \\ & - 0.22 \left( Bol_{t-3} - \sum_1^4 Bol_{t-3-j} \right) + \varphi_{IPC}\end{aligned}\quad (10)$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.94$$

$$\text{Desv. est. residuos} = 0.0028$$

$$\text{Test LM de correlación serial (4 rezagos): } 7.41 \text{ (valor-p } 0.12)$$

$$\text{Test de normalidad Jarque-Bera: } 0.63 \text{ (valor-p } 0.73)$$

$$\text{Test de heterocedasticidad de White: } 27.57 \text{ (valor-p } 0.43)$$

$$\text{Período de la estimación: } 1993T2 \text{ } 2005T4$$

### Tipo de cambio nominal

Cabe remarcar que el tipo de cambio y el régimen cambiario son administrados por el Banco Central. A pesar de que existe un mercado privado de cambios, las estadísticas recientes muestran que la desviación respecto al tipo de cambio oficial son pequeñas.

Por lo tanto, la pregunta es cómo fija el ente monetario el tipo de cambio. Distintas publicaciones señalan que se ha buscado preservar la competitividad cambiaria sujeta al objetivo de mantener la inflación baja y estable. Las estimaciones econométricas anteriores corroboran esta noción, pues los dos vectores de cointegración que incluyen el tipo de cambio afectan la dinámica de corto plazo del tipo de cambio. El primero que postula una relación tipo PPC es coincidente con el objetivo de

<sup>18</sup> Estas variables se miden de forma similar a la presión de demanda: crecimiento de la variable menos el promedio móvil anual del crecimiento de la variable en el trimestre precedente.

mantener estable la competitividad cambiaria. En tanto, el segundo corresponde a la dinámica de la inflación, que incluye el efecto de los movimientos cambiarios en la inflación y el de la inflación externa. La inclusión de este último vector señalaría la preocupación de que la inflación no se aleje significativamente de sus tendencias de largo plazo.

La dinámica de corto plazo del tipo de cambio incluye ambos vectores de cointegración, con una ponderación ligeramente mayor a las desviaciones cambiarias del objetivo de competitividad. Además de ellos se incluye la dinámica del tipo de cambio, como efectos inmediatos o de impacto de la inflación externa.

$$\Delta \log(TCO_t) = -0.10 \times \zeta_{t-1} - 0.06 \times \varepsilon_{t-1} + 0.28 \times \Delta \log(TCO_{t-1}) - 0.24 \times \Delta \log(TCO_{t-3}) - 0.19 \times \Delta \log(TCO_{t-4}) - 0.07 \times \Delta \log(IPE_t) + \varphi_{TCO} \quad (11)$$

(-6.07)                      (-6.10)                      (2.12)  
(-3.29)                      (-2.64)                      (-3.962)

$$R^2_{\text{ajustado}} = 0.81$$

$$\text{Desv. est. residuos} = 0.0032$$

$$\text{Test LM de correlación serial (4 rezagos): } 6.18 \text{ (valor-p } 0.18)$$

$$\text{Test de normalidad Jarque-Bera: } 0.07 \text{ (valor-p } 0.97)$$

$$\text{Test de heterocedasticidad de White: } 18.69 \text{ (valor-p } 0.10)$$

$$\text{Período de la estimación: } 1991T2 \text{ } 2006T1$$

### Emisión monetaria

Aparte del tipo de cambio, el Banco Central tiene un grado relativo de control sobre los agregados monetarios, aunque no de forma plena. En ese sentido, el dinero en circulación dependerá de las necesidades de liquidez en moneda nacional por parte de la población (ecuación 4), así como por el interés de la autoridad monetaria para controlar los movimientos de precios.

Las estimaciones empíricas muestran que ambos factores son importantes al momento de explicar el comportamiento de la emisión. De esa forma, en el modelo de corrección de errores entran dos vectores de cointegración: la demanda por emisión y la dinámica de los precios (la relación entre IPC, tipo de cambio y precios externos). Además de estos factores, la emisión en el corto plazo responde a la depreciación del tipo de cambio nominal (que podría considerarse como una variable de costo de oportunidad), a los cambios en el *ratio* de monetización y a las necesidades de financiamiento del sector público, medido en este caso por los cambios en el consumo nominal de gobierno.

$$\begin{aligned} \Delta \log(EMI_t) = & -0.27 \times \varepsilon_{t-1} - 0.13 \times \eta_{t-1} + 0.17 \times \Delta \log(EMI_{t-1}) - 0.17 \times \Delta \log(EMI_{t-2}) \\ & - 2.32 \times \Delta \log(TCO_t) + 1.47 \times \Delta \log(TCO_{t-1}) - 0.03 \times DNiño \\ & + 1.76 \times \Delta \left( \frac{M4}{M4_t} \right) + 0.09 \times \Delta \log(CNG_t) + \varphi_{EMI} \end{aligned} \quad (12)$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.88$$

Desv. est. residuos = 0.0231

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 0.66 (valor-p 0.96)

Test de normalidad Jarque-Bera: 0.93 (valor-p 0.63)

Test de heterocedasticidad de White: 14.63 (valor-p 0.69)

Período de la estimación: 1990T4 2005T4

### PIB de origen no extractivo

El modelo de corrección de errores contiene el error de equilibrio del vector de cointegración pertinente, algunos efectos de corto plazo del PIB total y un efecto positivo del tipo de cambio real en el corto plazo, aunque de una magnitud inferior al efecto negativo en el largo plazo (0.35).

$$\begin{aligned} \Delta \log(PIB_t^{SE}) = & -0.60 \times \sigma_{t-1} - 0.35 \times \Delta \log(PIB_t^{SE}) - 0.21 \times \Delta \log(PIB_{t-1}^{DE}) \\ & + 0.21 \times \Delta \log(TCR_{t-1}) + \varphi_{PIB^{SE}} \end{aligned} \quad (13)$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.94$$

Desv. est. residuos = 0.018

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 5.02 (valor-p 0.28)

Test de normalidad Jarque-Bera: 0.19 (valor-p 0.91)

Test de heterocedasticidad de White: 12.01 (valor-p 0.28)

Período de la estimación: 1990T4 2005T4

### PIB agropecuario

Contiene el error de equilibrio del vector de cointegración entre el PIB agropecuario y el PIB de origen no extractivo, el cuarto rezago de ambas variables (que modera el efecto estacional no determinístico) y una variable dicotómica referida el fenómeno de El Niño.

$$\Delta \log(PIB_t^{Agro}) = -0.20 \times \xi_{t-1} + 0.45 \times \Delta \log(PIB_{t-4}^{Agro}) + 0.38 \times \Delta \log(PIB_{t-4}^{SE}) - 0.11 \times DNiño + \varphi_{PIB^{Agro}}$$

(14)

$$R^2_{\text{ajustado}} = 0.99$$

Desv. est. residuos = 0.024

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 6.08 (valor-p 0.19)

Test de normalidad Jarque-Bera: 0.08 (valor-p 0.96)

Test de heterocedasticidad de White: 23.98 (valor-p 0.01)

Período de la estimación: 1991T2 2005T4

### Demanda por dinero (M'1)

En el modelo de corto plazo de esta variable se incluye el error de equilibrio correspondiente, un rezago de M'1 que resultó significativo y dos rezagos de la variación logarítmica del tipo de cambio. En este último caso y al igual que en la emisión, la depreciación nominal entra como variable de costo, con un efecto mayor al principio que se modera posteriormente:

$$\Delta \log(M'1_t) = -0.16 \times o_{t-1} + 0.27 \times \Delta \log(M'1_{t-3}) - 3.20 \times \Delta \log(TCO_{t-2}) + 2.35 \times \Delta \log(TCO_{t-3}) + \varphi_{M'1}$$

(15)

$$R^2_{\text{ajustado}} = 0.58$$

Desv. est. residuos = 0.033

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 2.32 (valor-p 0.68)

Test de normalidad Jarque-Bera: 0.66 (valor-p 0.72)

Test de heterocedasticidad de White: 6.85 (valor-p 0.74)

Período de la estimación: 1991T1 2006T1

### Consumo nominal y real del gobierno

Para proyectar esta variable se utilizan como insumo la proyección de cuentas fiscales que proviene de la Unidad de Programación Fiscal (UPF). Las principales variables que explican el comportamiento del consumo nominal de gobierno son los gastos en bienes y servicios (GBS), los servicios personales (GPE), los gastos en pensiones y otros egresos menores (GOT).

Dada la limitación de información (disponible sólo desde 1997), se utilizó el enfoque bi-etápico a la Engle y Granger. El modelo de largo plazo es el siguiente:

$$\mu_t = \log(CGN_t) - 0.60 \times \log(GSP_t) - 0.053 \times \log(GBS_t) - 0.33 \times \log(GPE_t) - 0.17 \times \log(GOT_t) \quad (16)$$

$$R_{aj}^2 = 0.97 \quad EER = 0.039 \quad D - W = 1.86 \quad \text{Test Dickey - Fuller Residuos} = -5.40 \quad (\text{VC MacKinnon} = -4.40)$$

El modelo de corrección de errores incluye el error de equilibrio, algunos rezagos del consumo de gobierno

$$\Delta \log(CGN_t) = -0.67 \times \mu_{t-1} - 0.26 \times \Delta \log(CGN_{t-1}) - 0.25 \times \Delta \log(CGN_{t-2}) + 0.69 \times \Delta \log(GSP_t) \\ + 0.03 \times \Delta \log(GBS_t) + 0.15 \times \Delta \log(GPE_t) + 0.07 \times \Delta \log(GOT_t) + \varphi_{CGN}$$

$$R^2_{\text{ajustado}} = 0.95$$

Desv. est. residuos = 0.035

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 5.34 (valor-p 0.25)

Test de normalidad Jarque-Bera: 1.92 (valor-p 0.38)

Test de heterocedasticidad de White: 9.96 (valor-p 0.76)

Período de la estimación: 1997T2 2005T4

Aunque la contabilidad nacional sugiere que los egresos en bienes y servicios (incluyendo los personales), deberían ser iguales a las correspondientes de cuentas nacionales, se constató que existía una discrepancia entre ambas, por lo cual se optó por el procedimiento de regresión, para que de forma endógena se obtengan las ponderaciones de cada ítem y sus relaciones dinámicas.

Puesto que ya se tiene el consumo nominal del gobierno, para el modelo del PIB no extractivo se necesita el deflactor del consumo de gobierno para convertirlo en términos reales. Para ello se postuló una relación de largo plazo tipo “uno a uno” entre el deflactor y el IPC, que no es rechazada por un test de cointegración entre estas variables (no reportado).

$$\kappa_t = \log(Def_t^{CG}) - \log(IPC_t) \quad (17)$$

De esa forma, el modelo de corto plazo comprende estas dos variables y además una variable dicotómica a partir del segundo trimestre de 1998, donde se percibe un incremento importante en la variación del deflactor.

$$\Delta \log(Def_t^{CG}) = -0.13 \times \kappa_{t-1} - 1.17 \times \kappa_{t-1} \times D98Q2 - 0.19 \times \Delta \log(Def_{t-1}^{CG}) - 0.34 \times \Delta \log(Def_{t-2}^{CG}) + 0.53 \times \Delta \log(IPC_t) + 1.31 \times D98Q2 + \varphi_{Def^{CG}} \quad (18)$$

(5.64)      (4.35)      (-1.94)      (-3.50)      (2.04)      (4.46)

$R^2$  ajustado = 0.62

Desv. est. residuos = 0.0303

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 4.79 (valor-p 0.30)

Test de normalidad Jarque-Bera: 2.10 (valor-p 0.34)

Test de heterocedasticidad de White: 31.62 (valor-p 0.01)

Período de la estimación: 1990T4 2005T4

### Medidas de remonetización

Dado el importante grado de dolarización de la economía boliviana, la proyección de los agregados monetarios totales se ha dificultado debido a este fenómeno. El primer aspecto pasa por medir el grado de dolarización o su inverso la bolivianización o remonetización. En los modelos empíricos anteriores existen dos medidas: la primera corresponde a M4 (que incluye sólo moneda nacional) respecto a M'4 (que comprende moneda nacional y extranjera); y la proporción de depósitos en moneda nacional y Unidades de Fomento a la Vivienda (indexadas al IPC) respecto del total de depósitos. Es decir:

$$M44 = \frac{M4}{M'4} * 100 \quad \text{y} \quad BOL = \frac{Dep^{mn} + Dep^{UFV}}{Dep^{Tot.}}$$

A continuación se describen los modelos explicativos de ambas variables, en las que no se pudo encontrar relaciones de cointegración como en los anteriores casos.

La primera medida se modela utilizando la tendencia inflacionaria interna y externa, el efecto de la ampliación del diferencial entre el tipo de cambio de compra y de venta de moneda extranjera, el efecto del Impuesto a las Transacciones Financieras (que grava sobre todo las operaciones de moneda extranjera) y la aceleración en la depreciación del tipo de cambio, esta última como *proxy* de la depreciación esperada. Los resultados muestran la importancia de mantener una inflación baja y estable y que sea comparable a las inflaciones internacionales. También muestra que las medidas fiscales (ITF) y cambiarias (ampliación del *spread* y apreciación cambiaria) han tenido resultados.

$$\Delta \log\left(1 - \frac{M4_t}{M'4_t}\right) = \varphi_{BOL} + \underset{(5.02)}{0.21} \times TrendInf_t - \underset{(-4.05)}{0.11} \times TrendInf_t^{Ext} - \underset{(-2.91)}{0.05} \times \Delta(ITF_t) - \underset{(-3.55)}{0.07} \times \Delta\left(\frac{Spread_{t-1}}{TCO_{t-1}}\right) + \underset{(2.34)}{0.003} \times \Delta^2 \log(TCO_t) \quad (19)$$

Donde:  $TrendInf_t = \sum_{i=1}^8 \Delta^4 \log(IPC_{t-1-i})$   $TrendInf_t^{Ext} = \sum_{i=1}^8 \Delta^4 \log(IPE_{t-1-i})$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.58$$

Desv. est. residuos = 0.009

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 4.27 (valor-p 0.37)

Test de normalidad Jarque-Bera: 1.18 (valor-p 0.55)

Test de heterocedasticidad de White: 18.00 (valor-p 0.16)

Período de la estimación: 1993T1 2006T1

La ecuación de la otra medida de remonetización se basa en la anterior medida, incluyendo sólo un efecto adicional del efecto del ITF.

$$\Delta \log(BOL_t) = \underset{(11.25)}{1.07} \times \Delta \log\left(\frac{M4}{M'4}\right)_t + \underset{(4.30)}{0.19} \times \Delta(ITF)_t + \varphi_{BOL} \quad (20)$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.78$$

Desv. est. residuos = 0.035

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 2.02 (valor-p 0.73)

Test de normalidad Jarque-Bera: 0.68 (valor-p 0.70)

Test de heterocedasticidad de White: 13.77 (valor-p 0.02)

Período de la estimación: 1990T2 2006T1

Los modelos anteriormente descritos constituyen la base del modelo estructural. Adicionalmente existen modelos para otras variables de PIB por composición y de balanza de pagos que se reportan sintéticamente en el Anexo C.

## 5. CONCLUSIONES

La principal cuestión a la cual se ha enfocado el presente documento es tratar de modelar las principales variables macroeconómicas, en especial aquellas que determinan la inflación. De esta forma, se puede utilizar tanto para proyectar las principales tendencias de la economía boliviana, como para evaluar posibles medidas de política económica que pudiesen tomarse, con las precauciones necesarias que implica utilizar un modelo de este tipo.

Los resultados muestran que el banco central puede influir en la trayectoria de los precios a través del tipo de cambio nominal (política cambiaria) y de la regulación de los agregados monetarios, en especial la emisión (política monetaria). Dado el carácter de economía dolarizada, el rol del tipo de cambio nominal es importante en la determinación de los precios internos. No obstante, la inflación también depende de factores ajenos a la autoridad monetaria como son el comportamiento de los precios administrados de hidrocarburos, las presiones de gasto fiscal y la evolución de los precios externos.

Para llegar a estos resultados, se empleó un aspecto particular de la econometría de series de tiempo como son los Vectores de Corrección de Errores, que incluyen tanto la dinámica de corto plazo como las relaciones de mayor alcance (Vectores de cointegración). Este enfoque brinda la oportunidad de conjugar ambos aspectos en un marco sencillo y fácil de interpretar.

Dentro de la investigación futura, queda pendiente el análisis de aspectos tales como la magnitud del coeficiente de traspaso (*pass-through*), la efectividad de las políticas monetaria y cambiaria para influir en los precios y en la actividad económica y una comparación con modelos similares en otros países sobre la capacidad predictiva del modelo expuesto.

## ANEXO A: DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES

<u>SÍMBOLO</u>	<u>DEFINICION DE LA VARIABLE</u>	<u>FUENTE</u>
<i>Bloq</i>	Índice de efecto de los bloqueos. Cuantificado a través del efecto de cada bloqueo en el IPC	Elaboración de los autores.
<i>CGN</i>	Consumo nominal de Gobierno	Instituto Nacional de Estadística
<i>CP</i>	Consumo privado	Instituto Nacional de Estadística
<i>defExpor</i>	Deflactor de las exportaciones	Instituto Nacional de Estadística
<i>Def<sup>CG</sup></i>	Deflactor del consumo de gobierno	Instituto Nacional de Estadística
<i>defIMPORT</i>	Deflactor de las importaciones	Instituto Nacional de Estadística
<i>Def<sup>PIB</sup></i>	Deflactor del producto interno bruto	Instituto Nacional de Estadística
<i>DesqAgro</i>	<i>Shock</i> agrícola (Cuantificado a través de la diferencia entre la tasa de crecimiento del PIB agrícola con respecto al promedio móvil de los últimos cuatro trimestres del periodo en cuestión)	Elaboración del autor
<i>DesqMon</i>	<i>Shock</i> monetario (Cuantificado a través de la diferencia entre la tasa de crecimiento de la emisión con respecto al promedio móvil de los últimos cuatro trimestres del periodo en cuestión)	Elaboración del autor
<i>dNiño</i>	Variable dicotómica. Cuantifica la intensidad, que el fenómeno de El Niño tuvo en la economía, toma el valor de cero cuando no hubo efecto o el efecto fue poco significativo y uno cuando el efecto fue muy fuerte o moderadamente fuerte )	Elaboración del autor
<i>EMI</i>	Billetes y monedas más Caja bancos	Banco Central de Bolivia
<i>EXPOR</i>	Exportaciones de bienes y servicios	Instituto Nacional de Estadística
<i>EXPOR<sup>FOB</sup></i>	Exportaciones de bienes valoradas a precios FOB	Banco Central de Bolivia
<i>FBKF</i>	Formación Bruta de Capital Fijo	Instituto Nacional de Estadística

<i>GBS</i>	Egresos de Gobierno Central en bienes y servicios	Unidad de Programación Fiscal
<i>GPE</i>	Egresos de Gobierno Central en pensiones	Unidad de Programación Fiscal
<i>GOT</i>	Egresos del Gobierno Central en otras partidas	Unidad de Programación Fiscal
<i>GSP</i>	Egresos del Gobierno Central en servicios personales	Unidad de Programación Fiscal
<i>IMPOR<sup>CIF</sup></i>	Importaciones de bienes valoradas a precios CIF	Banco Central de Bolivia (APEC)
<i>IPC<sup>Comb</sup></i>	Índice de los combustibles incluidos en el IPC (gas, gasolina y kerosén, los cuales presentan la misma ponderación en el IPC)	Elaboración del autor con información del Instituto Nacional de Estadística
<i>IPE</i>	Índice de Precios del sector externo	Elaboración del autor con información del Instituto Nacional de Estadística
<i>IPE<sup>MV</sup></i>	Índice de Precios del sector externo con base móvil	Instituto Nacional de Estadística
<i>IPC<sup>SUB</sup></i>	Medida de inflación ajustada por el efecto estacional como por la exclusión de los productos más inflacionarios y menos inflacionarios.	Banco Central de Bolivia
<i>M4</i>	Grado de liquidez más amplio en moneda nacional y UFV junto al dinero de alto poder expansivo, que considera depósitos tanto vista, en caja de ahorro, plazo fijo	Banco Central de Bolivia
<i>ITF</i>	Variable que corresponde a la alícuota del Impuesto a las Transacciones Financieras	Banco Central de Bolivia
<i>M'4</i>	Grado de liquidez más amplio en moneda extranjera, nacional, UFV y con mantenimiento de valor junto al dinero de alto poder expansivo, que considera depósitos tanto vista, en caja de ahorro, plazo fijo y otras obligaciones	Banco Central de Bolivia
<i>BOL</i>	Medida de remonetización $\frac{Dep.MN + DepUFV}{Dep.Total}$	Banco Central de Bolivia
	Medida de remonetización (M4 / M'4)	Banco Central de Bolivia

*M4/M'4*

<i>PDda</i>	<i>Shock</i> de demanda (Cuantificada a través de la diferencia entre la tasa de crecimiento del PIB sin extractivos con respecto al promedio móvil de los últimos cuatro trimestres previos)	Elaboración del autor con información del Instituto Nacional de Estadística
<i>PIB</i>	Producto Interno Bruto	Instituto Nacional de Estadística
<i>PIB<sup>Agro</sup></i>	Producto Interno Bruto del sector agropecuario	Elaboración del autor con información del Instituto Nacional de Estadística
<i>PIBEXT</i>	Producto Interno Bruto de los principales socios comerciales	Elaboración del autor con información del Instituto Nacional de Estadística
<i>PIB<sup>DE</sup></i>	Producto Interno Bruto del sector extractivo	Instituto Nacional de Estadística
<i>PIB<sup>HID</sup></i>	Producto Interno Bruto del sector hidrocarburífero	Instituto Nacional de Estadística
<i>PIB<sup>SE</sup></i>	Producto Interno Bruto sin extractivos	Instituto Nacional de Estadística
<i>PIB<sup>MIN</sup></i>	Producto Interno Bruto del sector minero	Instituto Nacional de Estadística
Spread	<i>Spread</i> cambiario (tipo de cambio venta - tipo de cambio compra)	Banco Central de Bolivia
<i>TCR</i>	Tipo de cambio real $TCR = \frac{TCO \times IPE}{IPC}$ (Cada uno en base 2003 = 100)	Banco Central de Bolivia
<i>TCO</i>	Tipo de cambio oficial	Banco Central de Bolivia

## ANEXO B: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

	<i>IPC<sup>Sub</sup></i>		<i>IPC<sup>Comb</sup></i>		<i>CGN</i>		<i>TCO</i>		<i>IPE</i>		<i>EMI</i>	
	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.
Estadístico DFA	-3,211	-3,792	2,587	-5,058	0,923	-1,802	1,272	-1,754	1,098	-5,573	1,909	-0,290
Probabilidad (1)	0,025	0,005	0,997	0,000	0,903	0,068	0,947	0,075	0,928	0,000	0,986	0,577
Valores críticos												
1%	-3,568	-3,568	-2,602	-2,602	-2,610	-2,610	-2,603	-2,603	-2,597	-2,597	-2,605	-2,605
5%	-2,921	-2,921	-1,946	-1,945	-1,947	-1,947	-1,946	-1,946	-1,945	-1,945	-1,947	-1,947
10%	-2,599	-2,599	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,614	-1,614	-1,613	-1,613
Constante	Si		No		No		No		No		No	
Tendencia	No		No		No		No		No		No	
Rezagos (Criterio)	0 *		1**		9*		0**		0**		3**	
Orden de Integración												
I(0)			-		-		-		-		-	
I(1)	0,50%		0,00%		6,80%		7,50%		0,00%		-	
I(2)	-		-		-		-		-		0,00%	

	<i>PIB<sup>SB</sup></i>		<i>PIB</i>		<i>M 4/M '4</i>		<i>PIBEXT</i>		<i>PIB<sup>DB</sup></i>		<i>PIB<sup>Agro</sup></i>	
	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.
Estadístico DFA	-2,314	-5,093	-2,428	-4,706	1,279	-8,131	8,042	-1,897	2,914	-3,003	-3,178	-4,107
Probabilidad (1)	0,171	0,000	0,361	0,002	1,000	0,000	1,000	0,056	0,999	0,003	0,090	0,001
Valores críticos												
1%	-3,548	-3,548	-4,141	-4,124	-4,110	-4,110	-2,597	-2,597	-2,605	-2,605	-4,124	-4,124
5%	-2,913	-2,913	-3,497	-3,489	-3,483	-3,483	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947	-3,489	-3,489
10%	-2,594	-2,594	-3,178	-3,173	-3,169	-3,169	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-3,173	-3,173
Constante	Si		Si		Si		No		No		Si	
Tendencia	No		Si		Si		No		No		Si	
Rezagos (Mod. CIS)	3***		3*		0**		1**		3**		3**	
Orden de Integración												
I(0)	-		-		-		-		-		9,90%	
I(1)	0,01%		0,20%		0,00%		5,60%		0,33%		1,05%	
I(2)	-		-		-		-		-		-	

	<i>GSP</i>		<i>GBS</i>		<i>GPE</i>		<i>GOT</i>		<i>Def<sup>CG</sup></i>		<i>CP</i>	
	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.
Estadístico DFA	2,167	-1,688	-2,218	-8,449	-2,191	10,982	2,057	-1,827	-2,918	-9,941	8,895	-2,917
Probabilidad (1)	0,992	0,086	0,2027	0,000	0,212	0,000	0,989	0,065	0,049	0,000	1,000	0,004
Valores críticos												
1%	-2,620	-2,620	-3,560	-3,560	-3,606	-3,589	-2,619	-2,617	-3,542	-3,542	-2,605	-2,605
5%	-1,948	-1,948	-2,918	-2,918	-2,937	-2,930	-1,949	-1,948	-2,910	-2,910	-1,946	-1,946
10%	-1,612	-1,612	-2,597	-2,597	-2,607	-2,603	-1,612	-1,612	-2,593	-2,593	-1,613	-1,613
Constante	No		No		Si		No		Si		No	
Tendencia	No		No		No		No		No		No	
Rezagos (Mod. CIS)	10*		10*		0***		7*		0**		3**	
Orden de Integración												
I(0)	-		-		-		-		-		-	
I(1)	8,66%		0,00%		0,00%		6,50%		0,00%		0,40%	
I(2)	-		-		-		-		-		-	

(1) Proviene de Mackinnon (1996)

\* Criterio de Información de Akaike

\*\* Criterio de Información de Schwarz

\*\*\* Criterio de Hannan Quinn

	<i>TCR</i>		<i>FBKF</i>		<i>EXPOR</i>		<i>PIB<sup>HID</sup></i>		<i>PIB<sup>MN</sup></i>		<i>IMPOR</i>	
	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.
Estadístico DFA	1,294	-6,906	0,304	-3,034	3,978	-4,040	2,847	-2,947	0,302	-5,328	2,243	-4,035
Probabilidad (1)	0,949	0,000	0,770	0,003	1,000	0,000	0,999	0,004	0,770	0,000	0,994	0,000
Valores críticos												
1%	-2,602	-2,603	-2,605	-2,605	-2,605	-2,605	-2,607	-2,607	-2,607	-2,607	-2,605	-2,605
5%	-1,946	-1,946	-1,947	-1,947	-1,946	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947	-1,946	-1,946
10%	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613
Constante	No		No		No		No		No		No	
Tendencia	No		No		No		No		No		No	
Rezagos (Mod. CIS)	0**		3**		3**		3**		5*		3**	
Orden de Integración												
I(0)	-		-		-		-		-		-	
I(1)	0,00%		0,30%		0,00%		0,40%		0,00%		0,00%	
I(2)	-		-		-		-		-		-	

	<i>Def<sup>PB</sup></i>		<i>defExpor</i>		<i>defIMPORT</i>		<i>IFE<sup>MF</sup></i>		<i>EXPOR<sup>FOB</sup></i>		<i>IMPOR<sup>CIF</sup></i>	
	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.
Estadístico DFA	2,381	-1,894	2,785	-1,808	2,223	-2,550	0,980	-5,362	1,329	-0,856	-2,622	-7,374
Probabilidad (1)	0,995	0,056	0,999	0,068	0,993	0,012	0,910	0,000	0,950	0,337	0,090	0,000
Valores críticos												
1%	-2,605	-2,605	-2,605	-2,606	-2,606	-2,606	-2,597	-2,597	-2,644	-2,644	-3,639	-3,646
5%	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947	-1,947	-1,945	-1,945	-1,952	-1,952	-2,951	-2,954
10%	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,613	-1,614	-1,614	-1,610	-1,610	-2,614	-2,616
Constante	No		No		No		No		No		Si	
Tendencia	No		No		No		No		No		No	
Rezagos (Mod. CIS)	3**		4**		4**		0*		2**		0**	
Orden de Integración												
I(0)	-		-		-		-		-		-	
I(1)	5,60%		6,80%		1,20%		0,00%		-		0,00%	
I(2)	-		-		-		-		0,00%		-	

(1) Proviene de Mackinnon (1996)  
 \* Criterio de Información de Akaike  
 \*\* Criterio de Información de Schwarz  
 \*\*\* Criterio de Hannan Quinn

#### PRUEBAS ADICIONALES

	<i>EMI</i>		<i>EXPOR<sup>FOB</sup></i>	
	NIVELES	1ra. Dif.	NIVELES	1ra. Dif.
Estadístico PP	5,246	-6,582	2,697	-5,538
Probabilidad*	1,000	0,000	0,998	0,000
Valores críticos				
1%	-2,602	-2,602	-2,635	-2,635
5%	-1,946	-1,946	-1,951	-1,951
10%	-1,613	-1,613	-1,611	-1,611
Constante	No		No	
Tendencia	No		No	
Orden de Integración				
I(0)	-		-	
I(1)	0,00%		0,00%	
I(2)	-		-	

\* Método de estimación Barlett Kernel

## ANEXO C: ESTIMACIONES ADICIONALES

En este anexo, se muestran brevemente ecuaciones econométricas adicionales de otras variables relacionadas con el PIB por composición y sus efectos en algunas cuentas de la balanza de pagos.

### Consumo privado:

Largo plazo:

$$\varpi_t = \log(CP_t) - \log(PIB_t)$$

Corto plazo:

$$\begin{aligned} \Delta \log(CP_t) = & -0.23 \times \varpi_{t-1} - 0.73 \times \Delta \log(CP_{t-1}) - 0.52 \times \Delta \log(CP_{t-2}) - 0.37 \times \Delta \log(CP_{t-3}) \\ & (-2.56) \quad (-7.13) \quad (-5.02) \quad (-3.29) \\ + 0.44 \times \Delta \log(PIB_{t-2}) & + 0.29 \times \Delta \log(PIB_{t-3}) + 0.14 \times \Delta \log(PIB_{t-4}) - 0.19 \times \Delta \log(TCR_t) + \varphi_{TCO} \\ & (4.06) \quad (2.25) \quad (1.8) \quad (-2.03) \end{aligned}$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.96$$

Desv. est. residuos = 0.016

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 4.74 (valor-p 0.31)

Test de normalidad Jarque-Bera: 3.08 (valor-p 0.21)

Test de heterocedasticidad de White: 25.22 (valor-p 0.11)

Período de la estimación: 1991T2 2005T3

### Formación bruta de capital fijo:

Largo plazo:

$$\pi_t = \log(FBKF_t) - \log PIB_t$$

Corto plazo:

$$\begin{aligned} \Delta \log\left(\frac{FBKF}{PIB}\right) = & -0.45 \times \pi_{t-1} - 0.08 \times \pi_{t-1} \times D98Q2 + 0.39 \times \Delta \log(FBKF_{t-4}) - 1.10 \times \Delta \log(TCR_t) \\ & (-5.51) \quad (-3.69) \quad (5.60) \quad (-2.58) \\ - 0.35 \times Bloq_t & - 0.08 \times DNiño_t + 1.68 \times DesqCrec_t + \varphi_{FBKF} + 0.0548 \times FONDESIF_t \\ & (-2.60) \quad (-4.31) \quad (3.80) \quad (3.83) \end{aligned}$$

$$DesqCrec_t = \left[ \Delta \log(PIB_t) - \sum_{i=1}^4 \Delta \log(PIB_{t-1-i}) \right]$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.81$$

Desv. est. residuos = 0.074

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 3.32 (valor-p 0.50)

Test de normalidad Jarque-Bera: 2.25 (valor-p 0.33)

Test de heterocedasticidad de White: 8.76 (valor-p 0.96)

Período de la estimación: 1991T2 2005T3

### Exportaciones reales:

Largo plazo:

$$\pi_t = \log(EXPOR_t) - 1.3 \times \log(PIBEXT_t) - 0.39 \times \log(PIB_t^{HID}) - 0.56 \times \log(PIB_t^{MIN})$$

Corto plazo:

$$\begin{aligned} \Delta \log(EXPOR_t) = & \varphi_{EXPOR} - 0.37 \times \pi_{t-1} - 0.36 \times \Delta \log(EXPOR_{t-1}) + 0.23 \times \Delta \log(EXPOR_{t-5}) \\ & + 0.21 \times \Delta \log(EXPOR_{t-6}) + 1.22 \times \Delta \log(TCR_t) + 0.80 \times \Delta \log(TCR_{t-3}) \\ & + 0.37 \times \Delta \log(PIB_t^{HID}) + 0.23 \times \Delta \log(PIB_{t-1}^{HID}) - 0.15 \times Bloq_t + 0.28 \times \Delta \log(PIB_{t-4}^{AGRO}) \end{aligned}$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.87$$

Desv. est. residuos = 0.052%

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 5.50 (valor-p 0.23)

Test de normalidad Jarque-Bera: 0.17 (valor-p 0.91)

Test de heterocedasticidad de White: 25.44 (valor-p 0.49)

Período de la estimación: 1991T4 2005T3

### Importaciones reales:

Largo plazo:

$$\lambda_t = \log(IMPOR_t) - 1.4 \times \log(CP_t) - 0.17 \times \log(FBKF_t)$$

Corto plazo:

$$\begin{aligned} \Delta \log(IMPOR_t) = & \varphi_{IMPOR} - 0.60 \times \lambda_{t-1} + 1.39 \times \Delta \log(CP_t) + 0.87 \times \Delta \log(CP_{t-1}) + 0.73 \times \Delta \log(CP_{t-3}) \\ & - 0.42 \times \Delta \log(FBKF_t) + 1.04 \times \Delta \log(PIB_{t-1}) + 1.32 \times \Delta \log(PIB_{t-2}) + 1.20 \times \Delta \log(PIB_{t-3}) \end{aligned}$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.82$$

Desv. est. residuos = 5.7%

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 2.80 (valor-p 0.36)

Test de normalidad Jarque-Bera: 0.52 (valor-p 0.77)

Test de heterocedasticidad de White: 19.49 (valor-p 0.36)

Período de la estimación: 1991T1 2005T4

### Importaciones CIF:

$$\Delta \log(IMPOR_t^{CIF}) = \underset{(-3.50)}{-0.51} \times \psi_{t-1} + \underset{(9.08)}{0.98} \times \Delta \log(IMPOR_t) - \underset{(-2.33)}{0.17} \times (IMPOR_{t-4}^{CIF}) + \varphi_{IMPOR^{CIF}}$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.83$$

Desv. est. residuos = 5.2%

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 4.69 (valor-p 0.31)

Test de normalidad Jarque-Bera: 0.39 (valor-p 0.81)

Test de heterocedasticidad de White: 12.62 (valor-p 0.24)

Período de la estimación: 1998T2 2005T3

### Exportaciones FOB:

Largo plazo:

$$\nu_t = \log(EXPOR_t^{FOB}) - \log(IPE_t) - \log(TCO_t) - \log(Expot_t)$$

Corto plazo:

$$\begin{aligned} \Delta \log(EXPOR_t^{FOB}) = & \underset{(-3.84)}{-0.37} \times \nu_{t-1} + \underset{(3.38)}{2.39} \times \Delta \log(TCO_t) + \underset{(3.54)}{0.74} \times \Delta \log(IPE_t) \\ & + \underset{(5.10)}{0.40} \times \Delta \log(EXPOR_t) + \underset{(2.60)}{0.30} \times \Delta \log(EXPOR_{t-1}) + \varphi_{EXPOR^{FOB}} \end{aligned}$$

$$R^2 \text{ ajustado} = 0.89$$

Desv. est. residuos = 0.03

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 2.19 (valor-p 0.70)

Test de normalidad Jarque-Bera: 3.36 (valor-p 0.18)

Test de heterocedasticidad de White: 12.62 (valor-p 0.24)

Período de la estimación: 1997T3-2005T3

## Deflactor del PIB:

Largo plazo:

$$\omega_t = \log(Def_t^{PIB}) - \log(IPC_t)$$

Corto plazo:

$$\begin{aligned} \Delta \log(Def_t^{PIB}) = & -0.48 \times \omega_{t-1} - 0.32 \log(IPE_{t-1}) - 0.42 \times \Delta \log(Def_{t-1}^{PIB}) - 0.51 \times \Delta \log(Def_{t-2}^{PIB}) - 0.66 \times \Delta \log(Def_{t-3}^{PIB}) \\ & + 0.29 \times \Delta \log(IPC_t) + 0.68 \times \Delta \log(IPC_{t-1}) + 1.52 \times \Delta \log(IPC_{t-3}) - 2.49 \times \Delta \log(TCO_t) - 2.29 \times \Delta \log(TCO_{t-2}) \\ & - 1.30 \times \Delta \log(TCO_{t-4}) + u_t + \varphi_{TCO} \quad / \quad u_t = -0.36 \times u_{t-4} - 0.61 \times e_{t-1} - 0.38 \times e_{t-4} \end{aligned}$$

$R^2$  ajustado = 0.98

Desv. est. residuos = 0.012

Test LM de correlación serial (4 rezagos): 4.26 (valor-p 0.37)

Test de normalidad Jarque-Bera: 0.32 (valor-p 0.85)

Test de heterocedasticidad de White: 29.81 (valor-p 0.19)

Período de la estimación: 1991T2-2005T3

## Referencias bibliográficas

- Banco Central de Bolivia (2006) *Informe de Política Monetaria Marzo/2006*. La Paz: Banco Central de Bolivia.
- Banco Central de Bolivia (2005). *Memoria 2005*. La Paz: Banco Central de Bolivia.
- Banco Central de Chile (2003). *Modelos macroeconómicos y proyecciones del Banco Central de Chile 2003*. Santiago de Chile: Banco Central de Chile.
- Bank of England (2005). *The Bank of England Quarterly Model*. Londres: Bank of England.
- Engle, R. y C. W. Granger (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica* Vol. 55 No.2, marzo.
- Escobar, F. y P. Mendieta (2004) "Inflación y depreciación en una economía dolarizada: El Caso de Bolivia" *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia* Vol. 7 No. 1, junio.
- Figuerola, M. P. y J. Gómez (2003). "Modelo Mensual de Canales de Transmisión" Borradores Semanales de Economía No. 267, Banco de la República de Colombia.
- Friedman, E., S. Johnson, D. Kaufmann y P. Zoido-Lobaton (2000) "Dodging the Grabbing Hand: The Determinants of Unofficial Activity in 69 Countries" *Journal of Public Finance* 76 (3), junio.
- Garrat, A.; K. Lee; H. Pesaran y Y. Shin (2003) "A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK" *Economic Journal* Vol. 113, abril.
- Gómez, J.; J. D. Uribe y H. Vargas (2002). "The Implementation of Inflation Targeting in Colombia." Borradores Semanales de Economía No. 202, Banco de la República de Colombia.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Londres: Oxford University Press.
- MacKinnon, J. (1996) "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests" *Journal of Applied Econometrics*, 11, noviembre.
- McCandless, G.; M. F. Gabrielli y T. Murphy (2001) "Modelos Económicos de Predicción Macroeconómica en la Argentina" Documento de Trabajo No. 19 del Banco Central de la República Argentina, junio.
- Newey, W. y K. West (1987). "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, mayo.
- Price, L. (1996) "Economic Analysis in a Central Bank - Model Versus Judgment". Handbooks in Central Banking No. 3, Bank of England.
- Samayoa, H. E. y H. A. Valle (2004) "Un modelo básico de política monetaria para Guatemala" *Monetaria*, No. 3, julio-septiembre.
- Schmidt-Hebbel, K. y M. Tapia (2002). "Monetary Policy Implementation and Results in Twenty Inflation-targeting Countries". Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile No. 166, junio.