

## RESUMEN

Las expectativas de inflación reaccionaron de diversa forma frente al aumento de la inflación en América Latina hasta mediados de 2008, originada por el incremento de los precios de los combustibles y alimentos. El presente documento expone dos modelos económicos que exploran los factores que determinan las expectativas económicas y la distinción entre choques monetarios y de oferta, destacando que la credibilidad de la política monetaria es crucial para anclar las expectativas de inflación. Posteriormente, se analizan las encuestas de expectativas económicas de siete países sudamericanos seleccionados, destacando con modelos econométricos que el incremento más fuerte ocurrió en aquellos países con historial de incumplimiento de las metas planteadas.

## ABSTRACT

Inflation expectations have reacted in several ways to the rise of Latin America inflation until mid-2008, driven by food and oil prices increases. This paper exposes two economic models that explain the determinants of inflations expectations and their relationship with the distinction between monetary and supply shocks, revealing that the monetary policy credibility is critical in anchoring inflation expectations. Then, it analyses inflation expectations survey in seven Latin American countries with econometric models, where is clear that larger increases were observed in countries with previous persistent deviations of inflation targets.

**Clasificación JEL:** C23, E31, E52

**Palabras clave:** credibilidad; reputación; incrementos exógenos de precios

## PRESENTACIÓN

La Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia es una publicación académica que tiene el propósito de contribuir a la difusión y discusión de temas económicos, en particular de aquellos relacionados con banca central. El Consejo Editorial seleccionó para este número cuatro trabajos que abordan temas económicos de importancia, los dos primeros relacionados con la eficiencia y competencia del sistema bancario boliviano, y los dos siguientes de gran relevancia para el diseño de políticas monetaria y cambiaria.

El primer documento “Estructura de Mercado del Sistema Bancario Boliviano” analiza la evolución del grado de competencia de la banca boliviana en el período 1993 – 2007, período en el cual el sistema bancario ha sufrido importantes transformaciones. El análisis utiliza instrumentos como el índice de Lerner de poder de mercado, la estimación de variaciones conjeturales, el estadístico H, el contraste de las hipótesis Estructura-Conducta-Resultados (SCP) versus eficiencia y la utilización de medidas de concentración. El trabajo presenta evidencia de que existe un bajo grado de competencia entre las diferentes entidades bancarias, pero también encuentra que la concentración no influye significativamente sobre las tasas de interés, las cuales no constituyen el único determinante de la rentabilidad del sistema bancario. Este resultado estaría en línea con el gradual desarrollo de la intermediación financiera en el período analizado (14 años), que habría reducido el poder de mercado y, en consecuencia, derivó en una mayor competencia en comparación con la situación a inicios de los años noventa.

El trabajo “¿Cuán Eficiente es la Banca Boliviana?: Una Aproximación mediante Fronteras Estocásticas” estudia la eficiencia a través de costos de la industria bancaria en Bolivia en el período 1997-2006, mediante la estimación simultánea de una frontera estocástica común entre los bancos y las variables que podrían influir en las diferencias observadas en los niveles de eficiencia. Los resultados indican que en

el período analizado las desviaciones respecto a la frontera eficiente común fueron relativamente moderadas. Asimismo, se muestra que la calidad de cartera, la eficiencia administrativa, la rentabilidad y el tamaño de la entidad son factores que permiten explicar las diferencias de eficiencia entre las entidades estudiadas. Finalmente, el período de contracción de la actividad financiera habría influido en los niveles de eficiencia del sector bancario.

El tercer documento “Características de la Inflación Importada en Bolivia: ¿Puede Contenerse con Política Cambiaria?” estudia el efecto de las presiones inflacionarias externas y la contribución de la política cambiaria a la estabilidad de precios. Aunque las estimaciones indican que el *pass-through* del tipo de cambio en Bolivia se redujo en los últimos 10 años, se concluye que la inflación en 2008 habría sido mayor de no haberse apreciado el boliviano. En el período de altas presiones de inflación externa, el aporte de la apreciación nominal se alcanzó a través de su efecto sobre los precios de los bienes y servicios importados, permitiendo registros menores de inflación. Sin embargo, destaca que la flexibilidad de la política cambiaria está limitada por los costos asociados al grado de dolarización de la economía y por la ausencia de mecanismos de cobertura de riesgos cambiarios.

Finalmente el trabajo “¿La Inflación está de vuelta en Sudamérica?: Choques Exógenos, Expectativas y Credibilidad de la Política Monetaria” explora los factores que determinaron las expectativas económicas en países de la región en la primera década del siglo XXI, en especial durante el repunte inflacionario de los años 2007-2008. El artículo destaca el grado de compromiso de la autoridad monetaria con el objetivo de inflación, la reputación y el historial de cumplimiento de las metas como determinantes de las expectativas. Aunque los resultados de los modelos empíricos sobre la determinación de las expectativas difieren para cada país, se concluye que los bancos centrales deben esforzarse por demostrar su compromiso con el control de la inflación para que sus metas sean alcanzadas y asumidas por el público.

Se agradece a los autores de los documentos que forman parte de esta publicación.

Raúl Mendoza Patiño  
**Asesor Principal de Política Económica**

# **ESTRUCTURA DE MERCADO DEL SISTEMA BANCARIO BOLIVIANO**

OSCAR A. DIAZ QUEVEDO \*

---

\* El análisis y conclusiones del presente trabajo son de exclusiva responsabilidad del autor y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Bolivia. Cualquier comentario es bienvenido al correo: [gdiaz@bcb.gob.bo](mailto:gdiaz@bcb.gob.bo)

## RESUMEN

En las últimas décadas el sistema bancario boliviano ha sufrido importantes transformaciones destinadas a lograr una mayor eficiencia. Sin embargo, en opinión de algunos economistas, políticos y la población en general, las entidades bancarias aún cobran altas tasas de interés y los requerimientos de colateral representan una restricción importante para el otorgamiento de créditos.

En este contexto, es de especial interés analizar la evolución del grado de competencia de la banca boliviana en el período 1993 – 2007. Para ello se utilizan instrumentos desarrollados en la economía industrial como el índice de Lerner de poder de mercado, la estimación de variaciones conjeturales y el estadístico H, así como el contraste de las hipótesis Estructura-Conducta-Resultados (SCP) versus eficiencia y la utilización de medidas de concentración.

La evidencia encontrada a través de distintas metodologías sugiere que existe un bajo grado de competencia entre las diferentes entidades bancarias, aunque se habrían dado avances importantes en el proceso de intermediación y de consolidación de sus actividades que derivó en una mayor competencia en los últimos seis años, lo cual es corroborado por los distintos modelos empleados.

**Clasificación JEL:** C23, D21, D40, G21

**Palabras clave:** Competencia, sistema bancario, estructura de mercado

## I. INTRODUCCIÓN

Si se analiza la evolución reciente del sistema financiero boliviano, se constata la importancia de los procesos de salida del mercado de algunas entidades ya sea por procesos de venta forzosa (absorciones) o fusiones, que pudieron ocasionar cambios en la estructura competitiva del mercado. Por otra parte, el crecimiento y consolidación de los mercados financieros conduce a plantearse una cuestión importante, qué efectos tiene la estructura de mercado sobre la eficiencia desde una perspectiva social. La economía del bienestar señala que un mercado de competencia perfecta asigna eficientemente los recursos (menor precio y mayor producción) frente a otros mercados no competitivos. Por otra parte, en la literatura existente acerca de las estructuras competitivas se señala los efectos negativos del poder de mercado.

En el mercado bancario boliviano se observan dos hechos importantes en las últimas dos décadas. Primero, una mayor concentración debido a la reducción del número de entidades que operan en el mercado y segundo, se han llevado a cabo medidas dirigidas a aumentar la competencia y eficiencia, entre las cuales se pueden citar la liberación de las tasas de interés, la eliminación de la banca estatal y la subasta de créditos refinanciados, la creación de la Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero y Entidades Financieras y la promulgación y aprobación de la Ley de Bancos y Entidades Financieras.

Lo anterior ha supuesto un cambio estructural en las condiciones en la cual compiten los bancos, apreciándose dos fuerzas contrapuestas. Por una parte, el fomento a la libre competencia, propiciando la reducción de las barreras de entrada y por otra parte, la posible reducción de la competencia debido al aumento de la concentración del mercado bancario como consecuencia de los procesos de venta forzosa y fusión entre entidades. En este contexto, en la literatura existente no hay unanimidad respecto al resultado global, es decir, si el cambio estructural de los últimos años ha supuesto un aumento o una disminución de los niveles de competencia, y por tanto un aumento o, por el contrario, una disminución de la eficiencia social derivada de la labor de intermediación bancaria.

La literatura sobre la evolución de la competencia bancaria muestra la existencia de diversas líneas abiertas a la investigación, dada la falta de respuestas convincentes y concluyentes a muchas interrogantes. Por lo tanto, existe la necesidad de profundizar en varios temas, como la

relación existente entre la competencia en los mercados y la eficiencia de los intermediarios financieros, el impacto de las fusiones y adquisiciones, los efectos de la integración financiera sobre la competencia, la relación existente entre la estructura financiera y la rivalidad competitiva, entre otros. La presente investigación intenta dar respuesta a algunas de estas interrogantes para el caso boliviano.

En este contexto, es de interés analizar la evolución del grado de competencia de la banca boliviana, utilizando para ello los instrumentos desarrollados en la economía industrial como el índice de Lerner de poder de mercado, la estimación de variaciones conjeturales<sup>1</sup> y el estadístico H, así como el contraste de las hipótesis Estructura-Conducta-Resultados (SCP por sus siglas en inglés) *versus* eficiencia y la utilización de medidas de concentración.

El trabajo se estructura de la forma siguiente. En el apartado II se describen los instrumentos que miden el grado de competencia y que se han utilizado en el caso concreto del sector bancario y se recoge evidencia empírica para el caso del sistema bancario boliviano utilizando distintas metodologías. En el apartado III, se presentan las conclusiones.

## II. INSTRUMENTOS PARA LA MEDICIÓN DE LA COMPETENCIA<sup>2</sup>

La medición de la estructura de mercado (o grado de competencia) en el sector bancario presenta dificultades conceptuales y metodológicas. Un primer problema es la definición del mercado relevante, cuestión que resulta fundamental para poder obtener resultados concluyentes sobre el nivel de competencia en el mismo.

Sin embargo, el mayor problema consiste en la elección de metodología para evaluar la competencia bancaria. La literatura bancaria sobre la estructura de mercado agrupa a los instrumentos de medición en dos

---

<sup>1</sup> Bresnahan (1982) y Lau (1982) propone un contraste utilizando la estimación de variaciones conjeturales.

<sup>2</sup> Esta sección se basa en el trabajo de Nagore (2003).

bloques. En el primero se hallan medidas que no provienen de una relación teórica establecida a *priori*, entre las que se encuentran el contraste de la hipótesis Estructura-Conducta-Resultados (SCP por sus siglas en inglés) vs. eficiencia y el cálculo de indicadores de concentración (absolutos y relativos). El segundo bloque está conformado por instrumentos basados en modelos teóricos<sup>3</sup>. En este grupo se incluyen el índice de Lerner y las variaciones conjeturales (que están basados en el modelo de Monti-Klein) y el estadístico H basado en el modelo de comportamiento competitivo de Panzar y Rosse (1987, P&R).

Los primeros trabajos sobre la estructura de mercado del sector bancario se refieren fundamentalmente al paradigma SCP. Sin embargo, estos estudios no ofrecen evidencia empírica concluyente y presentan serios problemas metodológicos. Por esta razón, se desarrollaron metodologías alternativas que ofrezcan conclusiones más precisas.

## **II.1 LA EVIDENCIA EMPÍRICA PARA BOLIVIA**

### **II.1.1 METODOLOGÍA DE LOS MODELOS SCP**

El paradigma SCP postula que la estructura del mercado afecta a la conducta y los resultados de las empresas. El argumento se centra en que la concentración facilitará la adopción de conductas colusivas, de modo que los precios se desviarán de la referencia de competencia perfecta obteniéndose beneficios extraordinarios para las empresas. Esta hipótesis tradicional afirma que los bancos podrían extraer rentas de monopolio en los mercados más concentrados, ofreciendo bajos tipos de interés a los depositantes y cargando altos tipos a los prestatarios. Empíricamente, no se rechaza dicha hipótesis si se encuentra una relación positiva y significativa entre rentabilidad y alguna medida de concentración del mercado. Es decir, si no se rechaza dicha hipótesis, estamos afirmando que no existe competencia perfecta en el mercado, sino ejercicio del poder de mercado.

El uso de medidas de concentración absoluta y relativa también se basa en el paradigma SCP. Entre las medidas empleadas se encuentran la

---

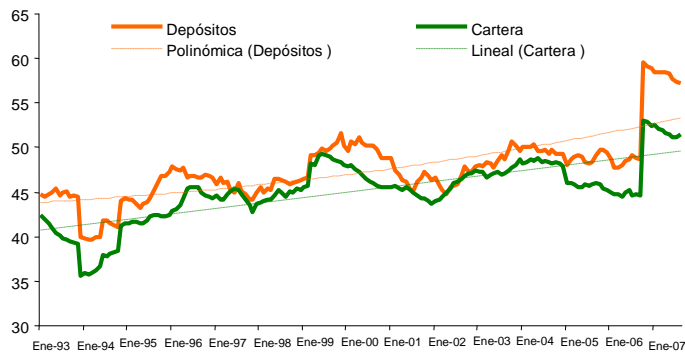
<sup>3</sup> Modelos que provienen del enfoque de organización industrial.



cuota de mercado de los  $n$  bancos más importantes  $CM(n)$ , la cual se calcula como la suma de las cuotas de mercado de las  $n$  entidades financieras más grandes.

En el sistema bancario boliviano los índices de concentración absolutos en las últimas dos décadas presentan tendencias crecientes tanto para cartera como para depósitos.<sup>4</sup> A comienzos de la década pasada (exactamente en 1993), en promedio 44% y 40% de los depósitos y cartera se concentraron en los tres bancos más importantes en ese momento, mientras que a finales de la década el porcentaje se elevó a 50% en ambas variables. En 2007 en promedio los indicadores mencionados ascendieron a 58% y 52% respectivamente (Gráfico 1).

**Gráfico 1: Concentración absoluta para cartera y depósitos  
(En porcentaje)**



Fuente: Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero  
Elaboración: Propia

Una de las limitaciones de este indicador es que no considera los cambios que se producen en la totalidad de la estructura bancaria, pues solo se están contabilizando los  $n$  mayores bancos de dicho mercado. Por otra parte, esta medida tiende a subestimar las diferencias en los niveles de concentración entre países, ya que los niveles de concentración entre los tres mayores bancos de dos países podrían ser similares, pero sus grados de competencia podrían diferir sustancialmente.

<sup>4</sup> Los índices se construyeron como la suma de las participaciones de mercado de los tres bancos más importantes en cada período del tiempo.

La medida de concentración más utilizada es el índice de Herfindahl-Hirschman, que se calcula como la suma de los cuadrados de las cuotas de mercado de cada empresa que compete en dicho mercado, es decir:

$$HH = \sum_{i=1}^n CM_i^2 \quad (1)$$

Donde  $CM_i$  es la cuota de mercado del banco  $i$  y  $n$  es el número de bancos del mercado. Por tanto el índice HH sintetiza la información del tamaño relativo y de la distribución de la cuota de mercado de las empresas, lo que hace que esta medida sea más utilizada que las de concentración absoluta. Como señalan Corvoisier y Gropp (2002), a diferencia de las medidas de concentración absoluta, el índice HH refleja los cambios en la estructura de mercado de los bancos más pequeños y puede resultar una medida más apropiada para comparar la concentración entre países.

El índice HH puede variar entre un mínimo de 0 y un máximo de 10.000. El índice se aproxima a cero cuando un mercado tiene un gran número de empresas de similar tamaño. El índice aumenta cuando el número de empresas del mercado disminuye y cuando es mayor la participación de algunas empresas.

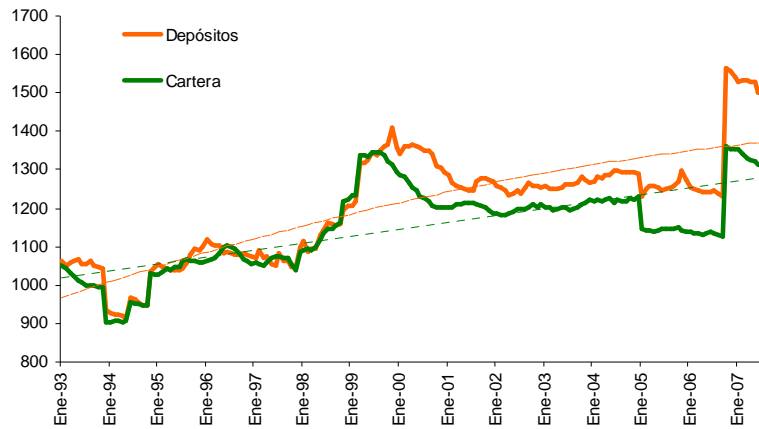
En la literatura en general se indica que si el índice oscila entre 1.000–1.800 corresponde a un mercado moderadamente concentrado, y si el valor del índice es mayor o igual a 1.800 supone un mercado altamente concentrado.<sup>5</sup>

En el caso del sistema bancario boliviano, la concentración mantuvo una tendencia creciente pero moderada en los últimos años. En 1993 la concentración promedio medida por el índice de HH fue 1.046 en captaciones y 1.005 en colocaciones, a fines de la década del 2000 las cifras fueron de 1.342 y 1.235 respectivamente. Hasta mediados de la década presente la concentración se mantuvo estable a excepción de finales de 2006 cuando se fusionaron dos de las entidades más grandes del mercado, pero aún en dicho período no se superó un nivel mayor al de 1.800 (Gráfico 2).

---

<sup>5</sup> Véase Arreaza *et. al.* (2001)

Gráfico 2: Índice de concentración Herfindahl-Hirschman para cartera y depósitos



Fuente: Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero  
Elaboración: Propia

Este instrumento, como *proxy* de la medida del grado de competencia, se debe utilizar con cautela dado que no tiene un fundamento teórico sólido ni una evidencia empírica robusta que lo respalde. Cetorelli (1999) da ejemplos numéricos en los que el uso de este índice puede dar lugar a decisiones erróneas. Además, la evidencia empírica relativa a este tema es ambigua. Berger y Hannan (1989, 1991) y Neumark y Sharpe (1992) sugieren una relación positiva y significativa entre concentración y ejercicio de poder de mercado, Jackson (1992 y 1997) no llegan a resultados definitivos y Angelini y Cetorelli (1999) encuentran inconsistencias en los resultados obtenidos aplicando el índice HH en comparación con las conclusiones que derivan del contraste de variaciones conjeturales. Por otra parte, Rhoades (1995) muestra que las características estructurales pueden variar ampliamente en mercados que tienen el mismo HH, a pesar de que dicho índice incorpore cuota de mercado y número de empresas. Corvoisier y Gropp *op.cit.* señalan otras limitaciones de este índice: varía con el tamaño del país e ignora la posibilidad de que algunos mercados puedan ser más competitivos que otros.

A *priori*, una decisión de los defensores de la competencia basada en esta medida podría resultar errónea, por lo que sería recomendable utilizar una metodología alternativa y complementaria encuadrada en el enfoque de organización industrial, que analice la conducta de los bancos en base a análisis empíricos del comportamiento bancario en lugar de utilizar información explícita sobre la estructura del mercado.

Observando los índices de concentración presentados se pueden apreciar dos hechos importantes, primero en la década pasada existió una clara tendencia creciente de la concentración en el sistema bancario que coincide con la salida de un número importante de bancos del mercado. Segundo, desde inicios de la década actual los índices de concentración se mantienen estables e incluso se mantienen por debajo del nivel alcanzado en 1999<sup>6</sup>. Esto sugiere que en este período, pese a la desaceleración de la actividad de intermediación, las entidades que actualmente operan en el mercado atravesaron una fase de consolidación. Por ejemplo, durante 1993 en promedio cada entidad contaba aproximadamente con el 6% de participación de los depósitos y cartera del mercado, en el cual operaban 18 entidades bancarias privadas, mientras que en 2007 la participación promedio fue 8,3% en depósitos y cartera con 12 bancos en el mercado. Además, todas las entidades que actualmente operan en el mercado han incrementado su participación con respecto a comienzos de la década pasada salvo el caso de dos de los cuatro bancos extranjeros que actualmente se hallan en funcionamiento.

En las últimas dos décadas el sistema bancario se ha visto sometido a un proceso de reestructuración y consolidación que culminó en cambios en los niveles de concentración del mercado. De acuerdo con la hipótesis de los modelos SCP, la mayor concentración habría generado una menor competencia dentro del sistema bancario.

Sin embargo, la teoría de la contestabilidad<sup>7</sup> desarrollada por Baumol (1982) sostiene que la simple amenaza de entrada al mercado puede inducir a una conducta más competitiva independientemente del número de entidades que operen en el mercado. Por otra parte, la hipótesis de la eficiencia propuesta por Demsetz (1974) señala que la mayor

---

<sup>6</sup> Salvo a finales de 2006 que se produce la fusión de dos bancos considerados grandes.

<sup>7</sup> La idea básica de un mercado "contestable" es que por una parte existen un conjunto de condiciones que pueden generar un resultado competitivo incluso en sistemas concentrados.

concentración puede resultar de la decisión estratégica de las empresas (bancos) más eficientes de incrementar su poder de mercado más que aprovechar sus ventajas en eficiencia a los niveles originales de estructura de mercado y precios. Ninguna de estas dos líneas de razonamiento concuerda con la hipótesis de que una mayor concentración induciría a una menor conducta competitiva, por lo que se requieren modelos alternativos para probar empíricamente el tipo de estructura del sistema bancario.

Por ello se empleó una metodología que se enmarca dentro de la hipótesis SCP que analiza la relación entre la concentración y rentabilidad (o precios o costes) de las empresas<sup>8</sup>. La hipótesis tradicional SCP sugiere que cuando una entidad opera en un mercado con pocos competidores, el uso del poder de mercado puede dar lugar a precios más altos para los usuarios lo cual puede conllevar mayores costes (menor eficiencia productiva a través de mayores salarios o gasto en oficinas) y/o una mayor rentabilidad de las empresas que compiten en el sector. Esta hipótesis tradicional ha sido abiertamente rebatida y criticada.<sup>9</sup> Entre las hipótesis alternativas destaca la de "estructura de mercado eficiente" planteada por Demsetz, que indica que las entidades más eficientes son las más rentables y las que tienden a ganar una mayor cuota de mercado, con lo que se produce un aumento en la concentración de la industria.

Para el contraste de las hipótesis en los modelos SCP se suele emplear un análisis de regresión en el cual las variables explicadas son los precios principales o la rentabilidad bancaria. Las variables explicativas incluyen la concentración del mercado, barreras de entrada, costes de los insumos, eficiencia productiva y/o las condiciones macroeconómicas. Se debe tener en cuenta que la rentabilidad puede explicarse por diferentes factores por lo que la relación entre una mayor

---

<sup>8</sup> Esta es la metodología más empleada en los estudios sobre competencia y estructura del sistema financiero.

<sup>9</sup> Un primer grupo de críticas se centran en los supuestos teóricos restrictivos que se precisan –las entidades se deben comportar como oligopolistas de Cournot- para que se cumpla dicha relación (Angelini y Cetorelli, *opc.cit.*). En segundo lugar, la hipótesis funcionaba mejor hasta la década de 1980, cuando existían mayores barreras de entrada (por ejemplo, limitaciones a la expansión territorial) y el proceso de liberalización estaba incompleto. En tercer lugar, la evidencia empírica disponible sobre dicha hipótesis no es, en absoluto, concluyente (Gilbert, 1984, Hannan, 1991; y Berger, 1995).

concentración y mayores beneficios puede carecer de significado económico.<sup>10</sup>

Siguiendo a Carbó, López del Paso y Rodríguez (2000), la hipótesis principal del paradigma SCP puede ser sintetizada por la siguiente ecuación:

$$\Pi_i = \alpha + \beta \cdot \text{Concentración}_i + \chi \cdot \text{Control}_i \quad (2)$$

donde  $\Pi_i$  expresa una medida de rentabilidad o precios de la  $i$ -ésima entidad; *Concentración* se refiere al nivel de concentración de la  $i$ -ésima entidad y *Control* es el vector de variables de control que puede contener las características de la entidad (fundamentales) y condiciones económicas agregadas en los mercados en los que opera la entidad  $i$  (variables sistémicas).

A partir de la expresión general de la ecuación (2), se estiman las siguientes ecuaciones:

$$roa = \alpha_0 + \alpha_1 \text{spread} + \alpha_2 \text{efe} + \alpha_3 \text{cba} + \alpha_4 \text{act} + \alpha_5 \text{gcb} + u \quad (3)$$

$$\text{spread} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{IHH} + \alpha_2 \text{efe} + \alpha_3 \text{cba} + \alpha_4 \text{act} + \alpha_5 \text{gcb} + v \quad (4)$$

Donde *roa* es la rentabilidad de las entidades bancarias; *spread* representa el diferencial de tasas medias; *efe* es una variable que captura la eficiencia administrativa; *cba* es una medida de calidad de activos; *act* es una variable de tamaño representada por el activo de cada entidad, *gcb* es la tasa de crecimiento anual de la cartera bruta y *IHH* el indicador de concentración de depósitos de Herfindahl-Hirschman<sup>11</sup>  $u$  y  $v$  corresponden a los errores de regresión.

Para la estimación de las ecuaciones (3) y (4) se empleó la metodología de datos de panel lo que posibilita la modelación de las diferencias

<sup>10</sup> Así lo revelan los  $R^2$  de las regresiones de los estudios realizados que, a pesar del gran número de variables incluidas, tienden a explicar entre el 10% y 20% de la variación en los beneficios, véase Carbó *op. cit.* (2000).

<sup>11</sup> La definición y la descripción estadística de las variables se encuentran en las Tablas 1 y 2 del anexo 1.

inobservables entre las distintas entidades bancarias. El método de estimación empleado para el panel fue el de efectos fijos.<sup>12</sup>

### II.1.1.a RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO SCP

Los resultados de las estimaciones se presentan en la Tabla 3 del anexo 1. En todo el período de análisis no se halló evidencia a favor de la principal hipótesis del modelo SCP dado que el coeficiente que acompaña al índice de concentración IHH es negativo. Este resultado corrobora las conclusiones del trabajo de Guzmán, Irusta y Rocabado (2007) en el cual muestran una relación inversa entre el *spread* medio de cartera y depósitos y el índice de concentración de la cartera bruta para los bancos grandes.

Además los autores señalan que un sistema concentrado podría incrementar la eficiencia en el sistema. Su explicación es similar a la de Fuentes y Guzmán (2002), quienes analizan los márgenes de la industria bancaria chilena: en la mayor competencia que se genera con menos entidades exige a los participantes lograr mejoras de eficiencia para mantener niveles de rentabilidad adecuados. Un resultado similar se encuentra en el caso venezolano<sup>13</sup>.

Por lo anterior, en los últimos años el diferencial de precios de créditos y depósitos (*spread*) no parece estar explicado por el grado de concentración de las entidades bancarias sino por un conjunto más amplio de variables. De acuerdo a los supuestos de la metodología SCP, el *spread* es un determinante de la rentabilidad de los bancos, como la concentración no estaría influyendo en el *spread*, tampoco tendría efectos sobre la rentabilidad. Por lo tanto, resulta más conveniente estudiar directamente el efecto de los precios (*spread*) sobre la rentabilidad. En la Tabla 3 del anexo 1 se estima la rentabilidad del activo (*roa*) en relación a los precios (*spread*), así como al conjunto de variables anteriormente especificadas. La evidencia empírica no es concluyente a favor del modelo SCP. Por otra parte se debe reconocer que a medida que se introducen nuevos factores que afectan a la

---

<sup>12</sup> La prueba de Hausman ofreció evidencia a favor de emplear efectos fijos frente a los efectos aleatorios.

<sup>13</sup> Basado en estudio teóricos Petersen y Rajan (1995), Cao y Shi (1999); Arreaza et al analizan el grado de concentración en el mercado bancario venezolano y encuentran de que en mercados emergentes dicha relación es menos clara y no necesariamente directa. En algunos casos una mayor concentración puede generar economías de escala que permitirían bajar el *spread*.

rentabilidad, éstos dificultan la interpretación de la contribución marginal de cada variable a los cambios en la *roa*.

En definitiva, dado que la concentración no parece contribuir a explicar las variaciones en el *spread*, no puede ser considerada un determinante significativo de la rentabilidad. A su vez, puesto que la rentabilidad de las entidades bancarias se explica por numerosos factores (más allá del *spread*) que interactúan, resulta necesario proponer alternativas más allá del modelo SCP para la evaluación de la competencia en el sector bancario.

### II.1.2 METODOLOGÍA PARA EL CÁLCULO DEL ESTADÍSTICO H

Una metodología ampliamente utilizada para probar empíricamente la estructura de mercado del sistema bancario es la denominada estadístico H desarrollada por Panzar y Rosse (P&R). P&R formularon modelos simples para mercados de oligopolio, de competencia perfecta y de monopolio y derivaron un contraste de competencia a partir de la estimación de las ecuaciones de ingresos las cuales permiten construir el estadístico H.

La prueba se basa en la premisa de que los bancos emplearán diferentes estrategias de fijación de precios en respuesta a un cambio en el costo de los insumos dependiendo de la estructura de mercado en la que operan. A partir del análisis de la respuesta de los ingresos del banco ante cambios en los precios de los insumos es posible inferir si una entidad opera en un mercado competitivo o si ejerce algún grado de poder de mercado (monopolio en el caso extremo).

La prueba se deriva de un modelo general del mercado bancario, en el cual se determina el nivel de producto y el número de bancos de equilibrio maximizando el beneficio tanto a nivel individual como a nivel de la industria.<sup>14</sup>

P&R demostraron que la suma de las elasticidades de los ingresos de una entidad con respecto a los precios de cada uno de los insumos de la misma, puede ser empleada para identificar la naturaleza de la estructura de mercado subyacente en la cual opera la empresa. De lo anterior, el estadístico H se define como:

---

<sup>14</sup> El modelo se desarrolla en el anexo 2.



$$H = \sum_{i=1}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial w_i} \cdot \frac{w_i}{R_i^*} \quad (5)$$

donde  $\partial R_i^*$  es la variación de los ingresos de equilibrio y  $\partial w_i$  es la variación en el precio de los insumos.

En un equilibrio competitivo de largo plazo el estadístico H debería ser igual a uno, ya que cualquier incremento en el precio de los insumos debería llevar a un incremento proporcional de los ingresos. Los precios más altos de los insumos elevan el costo marginal y el costo medio sin alterar el nivel óptimo de producto de una empresa individual, lo cual obligará a los bancos a incrementar sus precios (tasas activas) hasta cubrir los mayores costos. Durante el proceso de ajuste los bancos ineficientes quedarán fuera del mercado, lo cual incrementará la demanda que enfrentan los bancos que permanezcan en la industria, generando un incremento en precios e ingresos equivalentes al incremento en los costos.

En competencia monopolística los ingresos crecen menos que proporcionalmente ante variaciones en el precio de los factores de producción, por la inelasticidad de la demanda. Por tanto, valores de  $0 < H < 1$  son consistentes con la competencia monopolística, siendo H una función creciente de la elasticidad de la demanda percibida. En este caso los bancos producen más y a un menor precio que en el monopolio. *A priori*, este tipo de competencia se adecua más con el comportamiento observado en el mercado, que se caracteriza por una tendencia de los bancos a diferenciar los productos en cuanto a las variables cualitativas y de publicidad, aunque su negocio básico sea prácticamente homogéneo.

Finalmente, H es negativo cuando un incremento en los precios de los insumos eleva los costes marginales, reduce la producción de equilibrio y, por consiguiente, disminuye los ingresos totales de la empresa. En este caso la estructura de mercado consistente es un monopolio, un oligopolio con colusión perfecta o un oligopolio de corto plazo con variaciones conjeturales. En resumen, los valores del estadístico del contraste de P&R se interpretan como sigue:

Cuadro 1: Interpretación del indicador H

Estadístico H	Interpretación
$H \leq 0$	Monopolio
$0 < H < 1$	Oligopolio perfectamente colusivo o de corto plazo
$H=1$	Competencia monopolística
	Competencia perfecta

Fuente: Carbo *et al* (2000) y Nagore (2003)

Para la estimación se consideró que los insumos empleados por los bancos son mano de obra,<sup>15</sup> capital y fondos prestables. Se incluyeron otras variables de control, como el nivel de activos (*act*) lo cual permite controlar por el tamaño de las entidades y otras variables específicas (*S*) de los bancos que pueden afectar a sus estructuras de costos e ingresos.<sup>16</sup>

La especificación del modelo puede expresarse como (se omiten los subíndices de tiempo e individuales para una mayor comprensión):

$$\ln(\text{ing}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln(w_i) + \beta_1 \ln(\text{act}) + \sum_{j=1}^2 \lambda_j \ln(S_j) + \varepsilon \quad (6)$$

Se deben resaltar algunos aspectos de la especificación planteada. La primera es la elección de la variable dependiente, algunos autores como Claessen y Laeven (2003) y Bikker and Haaf (2000) emplearon los ingresos como porcentaje de los activos. Siguiendo a De Bandt y Davis (2000), Nathan y Neave (1989), Molyneux (1994) entre otros, en la presente investigación para las estimaciones bases se utilizó la variable de ingresos sin escalar por activos tal como lo sugiere el modelo original de P&R, pero también se realizan estimaciones con la especificación planteada por los primeros autores citados.

Por otra parte, se utilizó como variable dependiente tanto el ingreso financiero como el ingreso total para verificar la robustez de la

<sup>15</sup> En el caso del precio de la mano de obra se requiere el precio unitario por trabajador. Sin embargo, como no se cuenta con datos del número de trabajadores de 1993 a 1996, se empleo el ratio gastos de personal a activos, variable *proxy* utilizada en trabajos similares (véase Yildirim y Philippatos (2003)).

<sup>16</sup> En anexo 2 se encuentra una explicación de la forma en que se construyeron las variables del modelo (Tabla 4) y en la Tabla 5 un resumen estadístico.

especificación. Sin embargo, se dio mayor énfasis sobre los resultados de las estimaciones que utilizan al ingreso total como variable dependiente ya que no se puede subestimar la creciente importancia de los ingresos no financieros del sistema bancario boliviano. Por otra parte, en cada estimación se verificó si la especificación correspondía ser estimada por efectos fijos o aleatorios a través de la prueba de Hausman. Entre las ventajas de la metodología de datos de panel se encuentra la posibilidad de controlar por sesgo de heterogeneidad y reducir el problema de multicolinealidad.

Los datos fueron obtenidos de las hojas de balance reportados por los bancos. Se utilizó la información reportada por los bancos que operaban en cada momento del tiempo, por lo cual se empleó la técnica de datos de panel no balanceado para el período enero 1993 a octubre 2007 con periodicidad mensual. Se realizó una estimación para todo el período y luego se dividió la muestra en dos subperíodos, el primero de 1993 a 1999 y el segundo de 2000 a 2007 para verificar si la estructura de mercado habría sufrido alguna variación en los últimos años.

La especificación del modelo para todo el período de análisis contó con 20 bancos entre nacionales y extranjeros y un total de 2.506 observaciones. En el primer período el número de bancos fue de 19 (1.370 observaciones) mientras que para el segundo el número se redujo a 14 entidades bancarias (1.136 observaciones)<sup>17</sup>.

Un aspecto central del estadístico  $H$  es que los contrastes deben realizarse con una muestra que se encuentra en una situación de equilibrio a largo plazo. La prueba empírica para comprobar dicha situación se deriva del hecho de que bajo mercados de capitales perfectamente competitivos, las tasas de rendimiento (ajustadas por el riesgo) serán iguales para todas las entidades de tal modo que, en equilibrio, las tasas de rentabilidad no deben estar correlacionadas estadísticamente con los precios de los factores. Para contrastar este equilibrio, el estadístico de P&R es estimado utilizando como variable explicada en la ecuación de la regresión la tasa de rentabilidad sobre activos (o sobre recursos propios) en lugar del total de los ingresos de la entidad. Si  $H=0$  en este contraste la situación es de equilibrio, mientras que  $H<0$  indicaría desequilibrio.

---

<sup>17</sup> La reducción del número de bancos se originó por la liquidación y venta forzosa de algunas entidades bancarias y fusiones que se efectuaron en el sistema bancario boliviano.

### II.1.2.a RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL ESTADÍSTICO H

Los resultados empíricos se presentan en la Tabla 5 del anexo 2. Para todo el período muestral (1993-2007), el valor estimado del estadístico H fue ligeramente inferior a cero (-0,20) para el conjunto del sector bancario.<sup>18</sup> Esto significaría una estructura de mercado de monopolio o de un oligopolio colusivo. Aunque la prueba de Hausman evidenció la presencia de efectos aleatorios, el coeficiente H no cambió significativamente al emplear el modelo de efectos fijos.<sup>19</sup>

Para el primer período (1993-1999) se halló evidencia a favor de una estructura de mercado similar al del período muestral completo (índice = -0,09), lo que concuerda con trabajos que concluyen que durante dicho período la banca boliviana operaba en condiciones de un oligopolio colusivo.<sup>20</sup>

El estadístico H para período 2000-2007 fue de 0,23 utilizando como variable dependiente a los ingresos financieros y 0,41 cuando se emplean los ingresos totales, lo cual evidenciaría un mayor grado de competencia en el sector bancario, pese a que el número de entidades disminuyó. Durante este período la banca atravesó un proceso de desaceleración de la actividad de intermediación financiera.<sup>21</sup> La nueva estructura de mercado imperante en el sistema bancario sería la de competencia monopolística. Los resultados son robustos ante el cambio de la variable dependiente. Sin embargo si se utiliza el precio unitario por trabajador como el precio de la mano de obra se obtuvo que al emplear a los ingresos financieros como variable dependiente se mantienen las conclusiones anteriores, pero al utilizar los ingresos

---

<sup>18</sup> Este resultado es independiente de si se emplea como variable explicada a los ingresos financieros o a los ingresos totales.

<sup>19</sup> En la tabla 6 del anexo 2 el modelo de efectos fijos corresponde al numeral 1a y el de efectos aleatorios a 1b.

<sup>20</sup> Ferrufino (1993) halló evidencia estadística a favor de que en el período 1989-1992 el mercado bancario boliviano operaba bajo una estructura de oligopolio y que las acciones individuales de los bancos más grandes no pasaban desapercibidas por el resto de las entidades que conforman el oligopolio, lo que coincide con los resultados presentados por Díaz y Laguna (2007) al analizar la respuesta de las tasas de interés de los bancos de menor tamaño frente a las entidades consideradas grandes al realizar una prueba de causalidad dinámica tipo Granger, llegando a la conclusión que el mercado se comporta como un oligopolio colusivo en el período 1995-2002.

<sup>21</sup> Este proceso se inició a fines de 1999 y tuvo en 2002 su punto de mayor contracción. En 2005 se revirtió la tendencia decreciente en captaciones y colocaciones del sistema bancario.

totales existiría evidencia de una estructura de mercado oligopólica para el segundo período.<sup>22</sup>

Por lo tanto, si bien existiría evidencia sólida a favor de que en el período 1993-1999 la estructura de mercado correspondió a un oligopolio colusivo, la evidencia empírica empleando el modelo planteado por P&R indicaría una mayor competencia para el segundo período (2000-2007), pasando a una estructura de competencia monopolística. Sin embargo, los datos no son concluyentes frente a cambios en la especificación del modelo.

Cabe señalar que se evidenció que en la muestra analizada se encontró una situación de equilibrio a largo plazo. Para verificar tal situación, se efectuó la regresión del roa en función de los mismos determinantes que los ingresos de los bancos al calcular el estadístico H se aceptó la hipótesis que éste sería igual a cero, lo que reflejaría que la muestra se encontraría en equilibrio de largo plazo (Tabla 7 del anexo 2).

### II.1.3 EL INDICADOR DE BOONE<sup>23</sup>

El modelo de Boone se basa en la hipótesis de que las firmas más eficientes (aquellas con menores costos marginales) logran mayores beneficios o poseen mayor participación de mercado y que este efecto es más significativo en los mercados competitivos.

Este indicador mide el efecto de la eficiencia sobre el desempeño de la empresa en términos de beneficios o participación de mercado. La idea es que la competencia incentiva el desempeño de las empresas eficientes en desmedro de las empresas ineficientes lo cual queda reflejado en sus menores ganancias y la reducción de sus cuotas de mercado. Esta metodología se relaciona con la hipótesis de eficiencia la cual explica el desempeño de los bancos a partir de las diferencias en eficiencia.

La metodología propuesta en esta sección es innovativa ya que permite medir el grado de competencia para todo el mercado bancario y también

---

<sup>22</sup> Resultados disponibles si se solicitan al autor.

<sup>23</sup> Esta sección está basada en el trabajo de Leuvenstijn *op.cit.* De acuerdo a los autores no existirían trabajos previos que adapten esta metodología a los análisis de la estructura de mercado en un sistema bancario.

para diferentes productos de dicho mercado, como el mercado crediticio y para distintos tipos de entidades (banca comercial, mutuales de ahorro y cooperativas de ahorro y préstamo). Otra ventaja del indicador de Boone es que no se requiere de mucha información para calcularlo.

Una desventaja es que asume que los bancos pasan la menor parte de su ganancia en eficiencia a sus clientes.

Leuvenstijn *et al.* (2007), adaptan el planteamiento de Boone<sup>24</sup> para analizar la estructura de mercado en el sector bancario de Estados Unidos, Japón y cinco países de la Unión Europea (Italia, Holanda, Alemania, Gran Bretaña y España), a partir del cual estiman la siguiente ecuación:

$$\ln(s_i) = \alpha + \beta \ln(cm_i) \quad (7)$$

Donde  $s_i$  es la participación de mercado definida como  $s_i = q_i / \sum_j q_j$ ,  $q_i$  es el producto del banco  $i$  y la sumatoria indica el producto del sistema bancario en su conjunto,  $cm_i$  es el costo marginal (que se supone constante) del banco  $i$ .

A *priori* se esperaría un incremento de la participación de mercado en aquellos bancos con menor costo marginal, es decir que el coeficiente  $\beta$  sea negativo. A mayor competencia más fuerte debería ser esta relación y más grande, en términos absolutos, tendría que ser coeficiente que Leuvenstijn *op. cit.* denominan como el indicador de Boone. Como señalan los autores, el modelo fue "log-linealizado" para evitar problemas de heteroscedasticidad, por lo cual  $\beta$  es una elasticidad.

Cabe hacer notar que el modelo de Boone es una simplificación de la realidad. Primero, los bancos eficientes pueden elegir traspasar menores costos a mayores beneficios o a menores precios de sus productos finales con el propósito de ganar una mayor participación en el mercado. El planteamiento de Leuvenstijn *op.cit.* asume que el comportamiento de los bancos se encuentra a la mitad de estos dos extremos, de tal forma que los bancos traspasan parte de sus ganancias en eficiencia a sus clientes y que este comportamiento no

---

<sup>24</sup> Ver anexo 3

difiere entre bancos. Segundo, se ignoran las diferencias entre los productos ofrecidos por los distintos bancos (se asume un producto homogéneo), con lo cual se ignora las diferencias del producto ya sea por calidad, diseño o innovación.

Como los costos marginales no son observables, Leuvenstijn *op.cit* estiman esta variable, asumiendo que la función de costos apropiada para la banca es una función *translog*<sup>25</sup>. La especificación para la función de costos es la siguiente:

$$\begin{aligned} \ln(C/(w^*z)) = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^2 \alpha_k \ln(y_k/z) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^2 \sum_{m=1}^2 \alpha_{km} \ln(y_k/z) \ln(y_m/z) + \\ & \sum_{i=1}^2 \beta_i \ln(w_i/w_3) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \beta_{ij} \ln(w_i/w_3) \ln(w_j/w_3) + \\ & \sum_{k=1}^2 \sum_{i=1}^2 \rho_{ki} \ln(y_k/z) \ln(w_i/w_3) + \pi_1 \ln z + \frac{1}{2} \pi_2 (\ln z)^2 + \\ & \sum_{k=1}^2 \theta_k \ln(y_k/z) \ln z + \sum_{i=1}^2 \phi_i \ln(w_i/w_3) \ln z + \tau_1 t + \tau_2 t^2 + v \end{aligned} \quad (8)$$

El teorema de dualidad impone que la función de costos sea lineal y homogénea en los precios de los insumos y simétrica, por lo que las siguientes restricciones deben imponerse sobre los parámetros:

$$\begin{aligned} \sum_i \beta_i = 1 \quad \sum_i \beta_{ij} = 0, \text{ para todo } i \quad \sum_k \rho_{ki} = 0, \text{ para todo } k \\ \alpha_{ij} = \alpha_{ji}, \text{ para todo } i, j \quad \beta_{km} = \beta_{mk}, \text{ para todo } k, m \end{aligned}$$

Al igual que en Díaz (2007), el estudio siguió el enfoque de intermediación bajo el cual la principal tarea de un banco es el de servir como canal de intermediación entre oferentes y demandantes de fondos prestables. De este modo se consideraron a los créditos y las inversiones como los productos bancarios, mientras que los depósitos, la mano de obra y el capital como los insumos del proceso productivo. Por tanto, la función de

<sup>25</sup> Nina (1997) y Díaz (2007) emplean una especificación similar para determinar la eficiencia de la banca boliviana y Salas (1998) para comprobar la existencia de economías de escala en el sistema bancario boliviano.

costos estimada incluyó dos productos: cartera bruta  $y_1$  e inversiones financieras  $y_2$ ; tres precios de insumos variables: el precio de la mano de obra  $w_1$ , del capital  $w_k$  y del núcleo de los depósitos  $w_p$ . Bajo este enfoque, el costo está compuesto por los costos financieros y operativos. La Tabla 8 del Anexo 3 ofrece explicación de la forma en que se construyeron las variables del modelo.

Siguiendo a Berger y Mester *op. cit.*, el costo total y el precio de los insumos se normalizaron por el precio de los depósitos para imponer homogeneidad lineal en el precio de los insumos.<sup>26</sup> El Teorema de Young asegura el cumplimiento de las condiciones de simetría.<sup>27</sup> El costo y los productos se normalizan por el patrimonio, lo que permite controlar por heteroscedasticidad y sesgo de escala.<sup>28</sup> En general, los bancos grandes tienen mayores costos que los pequeños, por lo que sus errores aleatorios tendrían varianzas más grandes si no se efectuara la normalización mencionada.

Por otra parte, considerando que los métodos de producción evolucionan en el tiempo y siguiendo a Coelli *et al.* (1998), se incluyó una variable de tendencia  $(t)$ , que permite capturar el progreso tecnológico y los cambios de los factores ambientales, organizacionales y de la teoría del “aprendiendo al hacer” (*learning by doing*), los cuales pueden afectar el uso de los distintos insumos de producción. Esta es una variante importante con relación al trabajo de Leuvenstijn *op.cit.*, quienes si bien explican que el modelo de Boone ignora las diferencias del producto ya sea por calidad, diseño o innovación, no buscan alguna variable que capture este efecto. Una forma sencilla de hacerlo de recoger al menor parte de estos efectos no observables es con la introducción de la variable propuesta por Coelli *op.cit.*

### II.1.3.a RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL INDICADOR DE BOONE

Al igual que la estimación del índice de P&R, el período de análisis es de 1993-2007 y posteriormente se obtuvieron estimaciones del indicador de Boone (coeficiente  $\beta$  en valor absoluto) para los subperíodos 1993-1999 y 2000-2007, los resultados se presentan en la Tabla 9 del anexo

---

<sup>26</sup> Esto quiere decir que en una frontera eficiente, al duplicar todos los precios de los insumos también se duplica el costo.

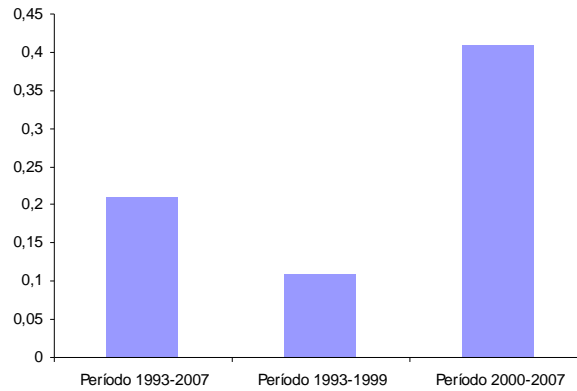
<sup>27</sup> Para una discusión más profunda del teorema de Young, ver Mas-Collel y Whinston (1995).

<sup>28</sup> Para una mayor discusión ver Berger y Mester *op.cit.* y Berger y De Young (2001).



3. La técnica empleada fue la de datos de panel con efectos fijos.<sup>29</sup> Los resultados muestran una mejoría en el grado de competencia del sistema bancario en los últimos años con relación al primer período analizado (Gráfico 3).

**Gráfico 3: Indicador de Boone para el sistema bancario boliviano**

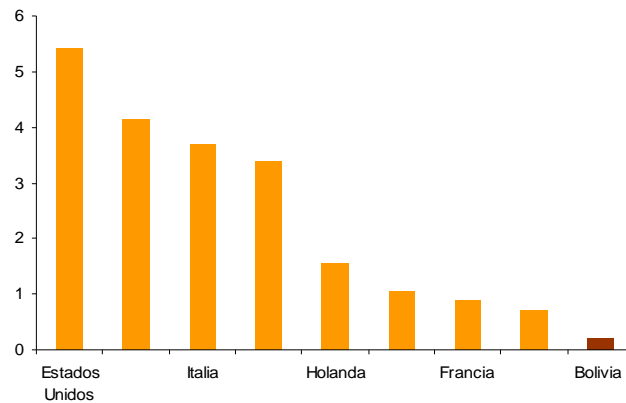


Fuente: Cálculos del autor

De acuerdo con los resultados obtenidos, se evidenció una mayor competencia en el período 2000-2007 que en el período 1993-1999, corroborando el comportamiento de la estructura de mercado obtenida a través del indicador P&R. Debido a que la metodología fue empleada en pocos trabajos no es posible realizar comparaciones con países vecinos, siendo el único referente el trabajo de Leuvenstijn *op.cit* en cual se halló que el país con un sistema bancario con menor competencia, al analizar únicamente el producto crediticio, es Japón con un indicador de  $-0,72$  y el de mayor competencia Estados Unidos con un indicador de  $-5,41$  (Gráfico 4).

<sup>29</sup> El trabajo de Leuvenstijn *et al.* (2007) utilizan el método de GMM (*Generalized Method of Moments*).

Gráfico 4: Indicador de Boone por países



Fuente: Cálculos del autor

### III. CONCLUSIONES

El trabajo investiga la estructura de mercado en la industria bancaria boliviana a través de distintas metodologías. La evidencia empírica existente es escasa y nula para el último decenio, por lo cual los resultados obtenidos son de gran valor para entender el grado de competencia en el mercado bancario.

En cuanto a la metodología, los pocos estudios anteriores contrastaron la hipótesis principal del llamado paradigma de Estructura-Conducta-Resultados (SCP). En este estudio se realizó un contraste de esta hipótesis con un modelo empírico de datos longitudinales. Los principales resultados obtenidos muestran el escaso poder predictivo de los modelos SCP para medir la competencia bancaria. Asimismo, el análisis paralelo de la rentabilidad revela como no sólo el diferencial de precios de créditos y depósitos, sino un conjunto muy amplio de variables, determinan la evolución de la ROA.

En el trabajo se presentó evidencia que la concentración no se encuentra significativamente relacionada con los precios y estos últimos no constituyen el único determinante de la rentabilidad, por lo que resulta conveniente aplicar metodologías alternativas al modelo SCP.

En primer lugar, el cálculo del estadístico-H de Rosse-Panzar (como suma de las elasticidades del ingreso total respecto a los precios de los factores) sugiere una mayor competencia y que el mercado habría pasado de una estructura de oligopolio en el período 1993-1997 a una situación de competencia monopolística para el período 2000-2007. Sin embargo, este indicador se encuentra afectado por un conjunto amplio de supuestos y restricciones que condicionan sus resultados.

Ante estas limitaciones, se realizó una tercera aproximación: el cálculo del índice de Boone, cuya metodología es relativamente nueva por lo que existe poca evidencia empírica a nivel internacional. Los resultados para el sistema bancario boliviano indican que en el período 2000-2007 habría aumentado el nivel de competencia. Sin embargo en comparación con otros países, éste nivel aún sería bajo.

## ANEXO I

Tabla 1: Definición de variables del modelo SCP

Variable	Definición
<i>spread</i>	Diferencial de tasas medias
<i>roa</i>	Utilidades anualizadas / activos
<i>efe</i>	Gastos administrativos anualizados / activos
<i>cba</i>	Cartera bruta / activo
<i>act</i>	Activo
<i>gcb</i>	tasa de crecimiento anual de la cartera bruta
<i>ihh</i>	Índice de Herfindhal-Hirshman

Fuente: Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI)

Elaboración propia

Tabla 2: Estadísticas descriptivas mensuales  
(En millones de dólares y porcentajes)

Variable	Unidad de medida	Promedio	Máximo	Mínimo	Desviación estándar
Período 1993-2007					
<i>roa</i>	%	0.3	2.5	-2.2	0.7
<i>sread</i>	%	7.7	23.7	5.2	4.2
<i>efe</i>	%	3.8	5.9	0.1	1.1
<i>cba</i>	%	72.4	78.3	63.3	3.4
<i>act</i>	\$us	4.310.1	6.038.8	614.1	895.0
<i>qcb</i>	%	8.8	737.0	-86.3	59.6
<i>ihh</i>		1.197.4	1.551.1	850.4	144.1
Período 1993-1999					
<i>roa</i>	%	0.3	2.5	-2.2	0.8
<i>sread</i>	%	9.3	23.7	5.6	5.6
<i>efe</i>	%	3.3	5.9	0.1	1.4
<i>cba</i>	%	72.4	78.3	65.7	3.2
<i>act</i>	\$us	4.281.8	6.038.8	614.1	1149.9
<i>qcb</i>	%	25.7	737.0	-86.3	87.0
<i>ihh</i>		1.094.4	1.398.0	850.4	120.6
Período 2000-2007					
<i>roa</i>	%	0.2	1.4	-1.2	0.6
<i>sread</i>	%	6.3	7.5	5.2	0.5
<i>efe</i>	%	4.2	4.9	3.8	0.3
<i>cba</i>	%	72.3	78.2	63.3	3.6
<i>act</i>	\$us	4.335.8	5.744.6	3.522.0	577.1
<i>qcb</i>	%	-4.5	10.9	-16.1	7.8
<i>ihh</i>		1.291.3	1.551.1	1.216.6	89.3

Fuente: Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI)

Elaboración propia

**Tabla 3: Resultados de la estimación del modelo SCP  
(Variables dependientes *spread* y *roa*)\***

	<i>spread</i>	<i>Roa</i>
efe	0,35 (4,79)	-0,27 (-6,16)
cba	-0,11 (-8,61)	-0,03 (-4,07)
log(act)	0,82 (2,75)	-1,25 (-7,85)
gcb	0,00 (-0,92)	0,01 (4,45)
ihh	-0,0051 (-5,35)	
<i>spread</i>		0,01 (0,66)
R2 Ajustado	0,45	0,17
Efectos fijos (F)	80,43	21,37
Hausman (Chi2)	42,36	23,65
Nº observaciones	2.272	2.272
Nº bancos	19	19
Período	ene94-ago07	ene94-ago07

Elaboración propia

\* t estadístico en paréntesis

## ANEXO 2

La metodología propuesta por P&R (1987), plantea analizar la estructura de mercado de una industria a partir del análisis de la eficiencia y el tamaño de sus integrantes.

Por lo que define una función de ingresos ( $R$ ) y una de costos ( $C$ ).

$$\begin{aligned} R_i &= Ri(y_i, n, z_i) \\ C_i &= Ci(y_i, w_i, x_i) \end{aligned} \quad (1)$$

Donde:  $R$  = ingresos  
 $C$  = costos  
 $y$  = producto  
 $n$  = numero de firmas  
 $z$  = variables exógenas que afectan el ingreso  
 $w$  = precios de los insumos  
 $x$  = otras variables exógenas

Se plantea la función de beneficios:

$$\pi = R(y_i, n, z_i) - C(y_i, w_i, x_i) \quad (2)$$

A partir de la cual se maximizan los beneficios de las firmas igualando ingreso marginal con costo marginal:

$$\left( \frac{\partial R}{\partial R_i(y_i, n, z_i)} \right) - \left( \frac{\partial C}{\partial C_i(y_i, p_i, x_i)} \right) = 0 \quad (3)$$

Lo que implica que ante beneficios nulos el mercado se encuentra en equilibrio. Por su parte se plantea una función de producción que maximiza los beneficios:

$$y_i^* = y_i^*(z_i, p, x_i) \quad (4)$$

Remplazando  $y^*$  en  $R_i = Ri(y_i, n, z_i)$  se obtiene la denominada función ingreso reducida:

$$R_i^* = R_i^*(y_i^*(z_i, p_i, x_i), n, z_i) \quad (5)$$

Luego, el banco  $i$  maximiza sus beneficios cuando el ingreso marginal es igual al costo marginal:

$$R_i'(y_i, n, z_i) - C_i'(y_i, w_i, x_i) = 0 \quad (6)$$

donde  $R_i'$  representa el ingreso marginal y  $C_i'$  al costo marginal del banco  $i$ ,  $y_i$  es el producto del banco  $i$ ,  $w_i$  es un vector con los precios de los  $m$  insumos utilizados por el banco  $i$ ,  $z_i$  y  $x_i$  son vectores de variables exógenas que trasladan las funciones de ingresos y costos respectivamente.

A nivel de mercado (en equilibrio) la restricción de cero beneficio se cumple:

$$R_i^*(x^*, n^*, z_i) - C_i^*(x^*, w, t) = 0 \quad (7)$$

Las variables con asterisco representan valores de equilibrio. El poder de mercado se mide por la respuesta de los ingresos (de equilibrio) del banco  $i$  ante cambios en los precios de los insumos.

P&R plantean que la estructura de mercado puede ser deducida a partir de analizar cambios en los precios de los insumos sobre el ingreso de equilibrio medido por la ecuación de ingreso reducida, es decir mediante las elasticidades precio ingreso referente a los insumos, y definen el estadístico  $H$  como:

$$H = \sum_{i=1}^m \frac{\partial R_i^*}{\partial w_i} \cdot \frac{w_i}{R_i^*} \quad (8)$$

que es equivalente a la ecuación (5) del presente documento trabajo.

Tabla 4: Definición de las variables del modelo de P&amp;R

Nomenclatura	Variable	Definición
LPK	logaritmo del precio del capital	(Seguros + Impuestos + Mantenimiento v reparaciones) / activo fijo
LPL	logaritmo del precio de la mano de obra	Gastos de personal / activo
LPI	logaritmo del precio de los depósitos	Gastos financieros imputados sobre los depósitos / depósitos totales
LRIS	logaritmo de la variable de riesgo	Previsiones / activo
LACT	logaritmo del activo	Activo total
LCBA	logaritmo la cartera bruta a activo	Cartera bruta / activo

Elaboración propia

Tabla 5: Estadísticas descriptivas mensuales  
(En millones de dólares y porcentajes)

	Unidad de medida	Promedio	Máximo	Mínimo	Desviación estándar
<b>Período 1993 – 2007</b>					
Ingresos financieros	\$us.	449,8	718,7	79,7	136,7
Ingresos totales	\$us.	482,9	721,5	87,0	104,5
Activos	\$us.	4.310,1	6.038,8	614,1	895,0
Utilidades	\$us.	11,7	75,6	-126,9	34,7
Precio del capital	%	17,0	23,2	0,0	5,1
Precio de la mano de obra	%	1,7	2,8	0,1	0,5
Precio de los fondos	%	5,0	8,8	1,3	2,3
Cartera bruta / activo	%	72,4	78,3	63,3	3,4
Previsiones / activo	%	7,7	15,9	0,8	5,1
ROA	%	0,3	2,5	-2,2	0,7
<b>Período 1993 – 2000</b>					
Ingresos financieros	\$us.	521,8	675,6	79,7	92,7
Ingresos totales	\$us.	536,5	680,8	87,0	90,5
Activos	\$us.	4.281,8	6.038,8	614,1	1.149,9
Utilidades	\$us.	11,1	68,4	-126,9	40,7
Precio del capital	%	16,3	23,2	0,0	7,1
Precio de la mano de obra	%	1,6	2,8	0,1	0,6
Precio de los fondos	%	6,4	8,8	1,3	2,1
Cartera bruta / activo	%	72,4	78,3	65,7	3,2
Previsiones / activo	%	2,9	7,6	0,8	2,1
ROA	%	0,3	2,5	-2,2	0,8



**Tabla 5: Estadísticas descriptivas mensuales (cont.)**  
(En millones de dólares y porcentajes)

	Monto	Promedio	Máximo	Mínimo	Desviación
<b>Período 2000 – 2007</b>					
Ingresos financieros	\$us.	384,1	718,7	232,1	137,7
Ingresos totales	\$us.	434,1	721,5	303,5	92,1
Activos	\$us.	4.335,8	5.744,6	3.522,0	577,1
Utilidades	\$us.	12,1	75,6	-56,9	28,4
Precio del capital	%	17,5	23,2	14,8	2,0
Precio de la mano de obra	%	1,8	2,1	1,6	0,1
Precio de los fondos	%	3,7	7,8	2,1	1,8
Cartera bruta / activo	%	72,3	78,2	63,3	3,6
Previsiones / activo	%	12,1	15,9	7,6	2,3
ROA	%	0,3	1,5	-1,1	0,6

Elaboración propia

**Tabla 6: Resultados de la estimación del modelo de P&R**  
(Variables dependientes *log (ingresos financieros)* y *log(ingresos totales)*)

Variable	Variable dependiente								
	Ingresos financieros				Ingresos totales				
	1a	1b	2	3	1a	1b	2a	2b	3
LPK	-0,01 (-1,73)	-0,01 (-1,82)	-0,03 (-2,46)	0,02 (4,16)	-0,17 (-11,89)	-0,17 (-12,15)	0,01 (0,35)	0,00 (-0,05)	-0,12 (-4,47)
LPL	-0,05 (-6,79)	-0,05 (-6,83)	-0,04 (-7,41)	0,11 (4,32)	0,08 (3,48)	0,08 (3,55)	0,01 (0,54)	0,01 (0,51)	0,77 (6,09)
LPI	0,03 (4,67)	0,03 (4,62)	-0,07 (-8,69)	0,10 (9,48)	-0,11 (-5,04)	-0,12 (-5,51)	-0,11 (-6,06)	-0,11 (-6,32)	-0,24 (-4,87)
LRIS	-0,09 (-22,65)	-0,09 (-22,76)	-0,02 (-3,84)	-0,14 (-10,91)	-0,10 (-8,09)	-0,10 (-8,49)	-0,05 (-3,28)	-0,04 (-3,04)	-0,15 (-2,51)
LACT	0,93 (89,47)	0,93 (91,13)	0,95 (74,45)	1,15 (36,13)	0,88 (27,94)	0,91 (32,28)	0,99 (33,10)	1,00 (37,52)	1,25 (8,16)
LCBA	0,20 (13,94)	0,20 (14,15)	0,20 (7,14)	0,29 (14,17)	0,10 (2,30)	0,12 (2,81)	-0,17 (-2,62)	-0,15 (-2,35)	0,30 (3,06)
R2									
ajustado	0,970	0,831	0,985	0,975	0,788	0,411	0,917	0,589	0,689
Efectos fijos (F)	3.230	2.060	3.635	2.350	375	293	636	330	133
Hausman (Chi2)	7,01	7,01	17,91	41,41	0,39	0,39	0,07	0,07	59,79

**Tabla 6: Resultados de la estimación del modelo de P&R (cont.)**  
**(Variables dependientes  $\log(\text{ingresos financieros})$  y  $\log(\text{ingresos totales})$ )**

Variable	Ingresos financieros				Variable dependiente				
	1a	1b	2	3	Ingresos totales				
N° observac.	2.506	2.506	1.370	1.136	2.511	2.511	1.375	1.375	1.136
N° bancos	20	20	19	14	20	20	19	19	14
Estad. H	-0,02	-0,02	-0,14	0,23	-0,20	-0,21	-0,09	-0,11	0,41
Período	ene93- ago07	ene93- ago07	ene93- dic99	ene00- ago07	ene93- ago07	ene93- ago08	ene93- dic99	ene93- dic99	ene00- ago07

Elaboración propia

1a y 2a corresponden son estimaciones de efectos fijos

1b y 2b corresponden son estimaciones de efectos aleatorios

**Tabla 7: Resultados de la estimación del modelo de P&R**  
**(Variables dependientes  $\log(\text{roa})$ )**

Variable dependiente roa	
Variable	
C	-1.36 (-3.10)
LPK	0.29 (4.85)
LPL	0.02 (0.62)
LPI	-0.28 (-7.11)
LRIS	-0.16 (-7.16)
LACT	0.07 (1.35)
LCBA	0.09 (1.49)
R2 ajustado	0.244
Efectos fijos (F)	27.08
Hausman (Chi2)	14.52
N° observaciones	1945
Estadístico H	0.03
Test H = 0 (al 95%)	0.66

Elaboración: Propia

## ANEXO 3

Leuvenstijn *et al.* (2007), adaptaron un modelo de Boone, en el cual reemplazaron la empresa del trabajo original por instituciones bancarias. Los autores consideraron una industria bancaria en el cual cada banco  $i$  que produce un producto  $q_i$  (o un portafolio de productos bancarios), enfrenta una curva de demanda dada por:

$$p(q_i, q_{j \neq i}) = a - bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j \quad (1)$$

además posee un costo marginal constante dado por  $cm_i$ . Cada banco maximiza beneficios  $\pi_i = (p_i - cm_i)q_i$  al elegir el nivel óptimo de producto  $q_i$ . Se asume que  $a > cm_i$  y que  $0 < d \leq b$ . La condición de primer orden para un equilibrio de Cournot-Nash puede escribirse como:

$$a - 2bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j - cm_i = 0 \quad (2)$$

Cuando los  $N$  bancos producen niveles de producto mayores a cero, se puede resolver  $N$  condiciones de primer orden, lo que resulta en:

$$q_i(c_i) = [(2b/d - 1)a - (2b/d + N - 1)cm_i + \sum_j cm_j] / [(2b + d(N - 1))(2b/d - 1)] \quad (3)$$

Se define a  $\pi_i$  como un variable de beneficios que excluye los costos de entrada  $\mathcal{E}$ . Luego, un banco estará dispuesto a entrar a la industria bancaria si  $\pi_i \geq \mathcal{E}$  en el equilibrio. La última ecuación ofrece una relación entre producto y costo marginal. Entonces de  $\pi_i = (p_i - cm_i)q_i$  se tiene que los beneficios dependen del costo marginal de manera cuadrática.

En este mercado la competencia puede incrementarse de dos formas. Primero, cuando los servicios producidos de los distintos bancos se vuelven cada vez más sustitutos entre ellos, es decir,  $d$  aumenta (manteniendo  $d$  por debajo de  $b$ ). Segundo, la competencia aumenta con la disminución de los costos de entrada  $\mathcal{E}$ . De acuerdo a los autores Boone probó que la participación de mercado de los bancos más eficientes, es decir, aquellos con menores costos marginales  $cm$ , se incrementa bajo ambas situaciones con mayor sustitución y con la reducción de los costos de entrada.

**Tabla 8: Definición de las variables del modelo de Boone**

	Variable	Abreviatura	Descripción
Variable dependiente	Costo total	C	Gastos financieros + cargos netos por ajuste por inflación + cargos netos por incobrabilidad y desvalorización de activos financieros + otros gastos operativos y gastos de administración
Productos	Colocaciones	y <sub>1</sub>	Cartera bruta (cartera vigente + cartera en mora)
	Inversiones	y <sub>2</sub>	Inversiones financieras (permanentes más temporarias)
Precios de los insumos	Precio de la mano de obra	w <sub>1</sub>	Gastos de personal / activo
	Precio del capital	w <sub>2</sub>	(Seguros + Impuestos + Mantenimiento y reparaciones) / activo fijo
	Precio de los depósitos	w <sub>3</sub>	Gastos financieros imputados sobre los depósitos / depósitos totales
Insumos fijos	Patrimonio	Z	Capital social + aportes no capitalizados + ajustes al patrimonio + Reservas + Resultados acumulados

Elaboración propia

**Tabla 9: Resultados de la estimación indicador de Boone**

	Indicador Boone	Estadístico t	Probabilidad
1993 - 1999	-0.34	-45.69	0.00
2000 - 2007	-0.60	-44.16	0.00
1993 - 2007	-0.42	-67.89	0.00

Elaboración propia

### BIBLIOGRAFÍA

- Angelini, P., y N. Cetorelli, (1999). "Bank competition and regulatory reform: The case of the italian banking industry". Federal Reserve Bank of Chicago, WP99-32
- Arreaza, Adriana, Fernández, María Amelia y Mirabal, María Josefa: "Determinantes del *spread* bancario en Venezuela". Banco Central de Venezuela. Junio, 2001. Caracas
- Baumol, W.J.(1982). "Contestable Markets: An Uprising in the Theory of Industry Structure". American Economic Review 72, pp. 1-15.
- Berger, A. (1995). "The Profit Structure Relationship in Banking. Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses". Journal of Money, Credit, and Banking, 27 págs.404-431.
- Berger, A., y Hannan, T. (1989). "The price-concentration relationship in banking". The Review of Economics and Statistics, 71, 291-299.
- \_\_\_\_\_ (1991). "The rigidity of prices: Evidence from the banking industry". American Economic Review 81, 938-945.
- \_\_\_\_\_ (1998). "The Efficiency cost of Market Power in the Banking Industry: A test of the "Quiet Life" and Related Hypotheses". Review of Economics and Statistics, Vol 80.No 3, 454-465.
- Berger, A. y De Young, R. (1997). "Problem loans and cost efficiency in commercial banks" Journal of banking and Finance, Vol. 21, 1997.
- Berger, A. y Mester, L. (1997). "Inside the black box: what explains differences in the efficiencies of financial institutions?" Federal Reserve Bank of Philadelphia, working paper N97-1.

- \_\_\_\_\_ (1999). "Explaining the dramatic changes in performance of U.S. banks: technological change, deregulation and dynamic changes in competition" The Wharton Financial Institutions Center.
- Bikker, J. A. y Haaf, K(2000). "Competition and Concentration and their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry," Research Series Supervision No. 30, De Nederlandsche Bank, Amsterdam.
- Bresnahan, T. (1982). "The Oligopoly Solution Concept is Identified". Economics Letters 10, 87-92.
- Cao, Melanie y Shouyong Shi, 1999, "Screening, bidding, and the loan market tightness", Queen's University, Papel de trabajo, Ontario, Canadá.
- Carbó, S., López del Paso R. y Rodríguez F (2000). "La competencia bancaria en España: mercados regionales, metodologías y evidencia empírica". Universidad de Granada y FUNCAS.
- Cetorelli, N. (1999). "Competitive analysis in banking: Apraisal of the methodologies". Federal Reserve Bank of Chicago. Economic Perspectives. 1999 first quarter.
- Claessens, Stijn y Luc Laeven. 2003. "What Drives Bank Competition? Some International Evidence." World Bank Policy Research Working Paper 3113.
- Coelli, T., Rao, D. y Battese, G. (1998). "An introduction to efficiency and productivity analysis" Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Corvoisier, S y Gropp, R. (2002). "Bank Concentration and retail interest rates". Journal of Banking and Finance vol. 26, 2155-2189.
- De Bandt , O. y Davis, E.P. (2000). "Competition, contestability and market structure in European Banking sectors on the eve of EMU". Journal of Banking and Finance 24, p1045-1066.
- Demsetz, H. (1974). "Two Systems of Belief about Monopoly". In Goldschmid, Mann and Weston eds. Industrial concentration: The

- new learning: Mass.: Little, Brown.
- Díaz, O. (2007). "Eficiencia de la banca boliviana: una aproximación mediante fronteras estocásticas". Banco Central de Bolivia, trabajo no publicado.
- \_\_\_\_\_ y Laguna M. (2007). "Factores que explican la reducción de las tasas pasivas de interés en el sistema bancario boliviano". Monetaria, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. Volumen XXX, Número 4, octubre – diciembre 2007.
- Fuentes, Rodrigo y Guzmán, Carolina (2002). "¿Qué determinan los márgenes en la industria bancaria?: Evidencia para Chile en los noventa". Banco Central de Chile. Septiembre, 2002. Santiago-Chile.
- Ferrufino, Rubén. "El mercado bancario boliviano". Análisis Económico, Vol. 7, pp 53-95 UDAPE. La Paz – Bolivia.
- Gilbert, A. (1984). "Bank Market Structure and Competition: A Survey". Journal of Money, Credit, and Banking, 16, págs.617-656.
- Guzmán, G., Irusta, O y Rocabado, T. (2007) "Determinantes del *spread* en el sistema bancario boliviano". Banco Central de Bolivia, trabajo no publicado.
- Hannan, T. (1991). "Foundations of the Structure-Conduct-Performance Paradigm in Banking". Journal of Money, Credit, and Banking, 23, págs.68-84.
- Jackson, W. (1992). "The price-concentration relationship in banking: A comment". Review of Economics and Statistics, Vol.74, May, 373-376.
- \_\_\_\_\_ (1997). "Market structure and the speed of adjustment: Evidence of nonmonotonicity". Review of Industrial Organization, Vol 12, February, 37-57.
- Lau, Lawrence (1982). "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data". Economics Letters 10 , 93-99.

- Leuvenstijn, M., Bikker, J., van Rixtel, A. y Kok-Sorensen, C. "A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area". Trabajo presentado en la XII Reunión Anual de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano organizado por el CEMLA en Madrid-España, 2007.
- Mas-Collel, A., y Winston, M., Green, J. (1995). "Microeconomic Theory". Oxford University Press.
- Molyneux, P., Lloyd-Williams, M. y J. Thornton, (1994), "Competitive conditions in European banking", *Journal of Banking and Finance*, 18, págs.445-459.
- Nagore, A. (2003). "La medición de la competencia en el sector bancario: instrumentos de medida y evidencia empírica". Trabajo de investigación del Programa de Doctorado Interuniversitario en Finanzas Cuantitativas, n°007, Universidad Complutense de Madrid Universidad del País Vasco Universidad de Valencia.
- Nathan, A. y Neave, E.H.(1989). "Competition and Contestability in Canada's Financial system: Empirical Results". *Can. J. Econ.* 22(3), pp. 576-594
- Neumark, D., y Sharpe, S. (1992). "Market structure and the nature of the price rigidity: Evidence from the market for consumer deposits". *Quarterly journal of Economics*, Vol.107, May, 656-680.
- Nina, O. (1998). "Desregulacao financeira e ineficiencia bancaria: o caso Boliviano". Pontificia Universidad Católica do Rio da Janeiro, Dissertacao de Economia.
- Panzar, J., y J. Rosse (1987). "Testing for Monopoly Equilibrium". *Journal of Industrial Economics*, 35, págs.443-456.
- Petersen, Mitchell A y Rajan, Raghuram G, 1995. "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 110(2), pages 407-43, May.



- Rhoades, S.A., (1995). "Market Share inequality, the HHI, and other measures of the firm composition of a market". *Review of industrial Organization*, Vol 10, Nº 6, 657-674.
- Salas, S. (1999). "Economías de escala y de ámbito en el sistema bancario boliviano". Universidad Católica Boliviana, Departamento de Economía, Tesis de Grado.
- Yildirim, S. y Philippatos, G. (2001). "Efficiency of banks: recent evidence from the transition economies of Europe – 1993-2000".

## RESUMEN

En las últimas décadas el sistema bancario boliviano ha sufrido importantes transformaciones destinadas a lograr una mayor eficiencia. Sin embargo, en opinión de algunos economistas, políticos y la población en general, las entidades bancarias aún cobran altas tasas de interés y los requerimientos de colateral representan una restricción importante para el otorgamiento de créditos.

En este contexto, es de especial interés analizar la evolución del grado de competencia de la banca boliviana en el período 1993 – 2007. Para ello se utilizan instrumentos desarrollados en la economía industrial como el índice de Lerner de poder de mercado, la estimación de variaciones conjeturales y el estadístico H, así como el contraste de las hipótesis Estructura-Conducta-Resultados (SCP) versus eficiencia y la utilización de medidas de concentración.

La evidencia presentada a través de distintos metodologías sugiere que existe un bajo grado de competencia entre las diferentes entidades bancarias, aunque se habrían dado avances importantes en el proceso de intermediación y de consolidación de sus actividades que derivó en una mayor competencia en los últimos seis años, lo cual es corroborado por los distintos modelos empleados.

*Clasificación JEL: C23, D21, D40, G21*

*Palabras clave: Competencia, sistema bancario, estructura de mercado*

# **¿CUÁN EFICIENTE ES LA BANCA BOLIVIANA? UNA APROXIMACIÓN MEDIANTE FRONTERAS ESTOCÁSTICAS**

OSCAR A. DÍAZ QUEVEDO\*

---

\* El análisis y conclusiones del presente trabajo son de exclusiva responsabilidad del autor y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Bolivia. Cualquier comentario es bienvenido al correo: [odiaz@bcb.gov.bo](mailto:odiaz@bcb.gov.bo)

## RESUMEN

A partir de la segunda mitad de la década de los ochenta Bolivia atravesó un proceso de liberalización del sector bancario con el propósito de alcanzar mayor eficiencia, productividad y rentabilidad que tuvo su mayor intensidad en la década pasada, cuando la banca experimentó profundas transformaciones como resultado de cambios regulatorios y de episodios de contracción de la actividad financiera. Estos hechos tuvieron un impacto importante tanto sobre la estructura productiva de la industria bancaria en general como de cada institución en particular. Con el fin de cuantificar dichos cambios se estimaron los niveles de ineficiencia en costos en el sistema bancario, que en promedio durante el período de análisis fue de 36%. Asimismo, se identificaron las variables que contribuyen a explicar las diferencias de eficiencia entre las entidades analizadas.

Clasificación JEL: C23, G14, G21

Palabras clave: fronteras estocásticas, costos, eficiencia, sistema bancario

## I. INTRODUCCIÓN

La relación entre intermediación crediticia y comportamiento de la actividad económica ha sido abordada por varios autores<sup>1</sup>. A partir de la segunda mitad de la década de los setenta, como resultado del acelerado proceso de cambios de los mercados financieros por factores externos e internos que afectaron su estructura, eficiencia y desempeño, los temas asociados<sup>2</sup> a la liberalización financiera adquirieron relevancia en el contexto de una nueva visión de la estructura financiera internacional, así como la influencia del sistema financiero en el desempeño productivo de las economías.

En este sentido, algunos economistas reconocen que la actividad crediticia de la industria bancaria estimula el desarrollo económico por su rol dominante en la provisión y canalización de servicios financieros y su influencia sobre el proceso de formación de capital. También se reconoce su función como transmisor de la política monetaria e incluso como promotora del crecimiento de largo plazo. Además, un sector bancario eficiente está en mejores condiciones para soportar un *shock* adverso y contribuir a la estabilidad del sistema financiero. En consecuencia, la determinación de los factores que afectan su funcionamiento es de gran utilidad para la economía en general.

En este contexto, en los últimos años los órganos de regulación, supervisión y diseño de política económica y las propias entidades bancarias se han preocupado por determinar qué tan eficientes son los bancos en transformar los insumos que utilizan en los múltiples productos y servicios financieros que ofrecen. Como lo señala Berger (1993), la eficiencia no sólo tiene ramificaciones al interior de los propios bancos, sino que también repercute en las demandas exigidas por los reguladores y el nivel de riesgo que enfrentan los usuarios del sistema financiero.

---

<sup>1</sup> Para discusión sobre la relación entre crecimiento económico y desarrollo de los sistemas financieros véase Levine (1997)

<sup>2</sup> Entre los que se hallan la regulación de la actividad financiera, la innovación de productos, la automatización de los procesos y los efectos de las crisis financieras internacionales en mercados integrados.

Existe una amplia literatura sobre temas relacionados con la eficiencia en entidades financieras<sup>3</sup>, así como diferentes metodologías propuestas para determinar el grado de eficiencia de los bancos. Una de las más estudiadas y empleadas en los últimos años es la denominada eficiencia X.<sup>4</sup>

Bolivia siguió un proceso de “liberalización” del sector bancario con el propósito de alcanzar mayor eficiencia, productividad y rentabilidad. Se esperaba que una menor intervención estatal y un mayor desarrollo de las fuerzas del mercado permitieran un desarrollo más rápido del sistema financiero, lo cual repercutiría en un mayor crecimiento económico. En la década pasada, la banca experimentó profundas transformaciones como resultado de cambios regulatorios y de contracción de la actividad financiera de finales de los noventa, por lo que resulta de sumo interés medir la (in)eficiencia del sistema bancario, objetivo de este documento. Se estimó, en el marco de la teoría de la *eficiencia X*, la frontera de eficiencia en costos para el período 1997-2006 identificando la posición relativa de cada institución respecto a la práctica más eficiente. Asimismo, se analizaron potenciales variables que podrían estar afectando las mediciones de eficiencia.

El trabajo utilizó la metodología de fronteras estocásticas (SFA por su sigla en inglés), introducida simultáneamente por Aigner *et al* (1977) y Meeusen y van den Broeck (1977), la cual permite descomponer el término estocástico de una regresión en el típico término de error y en un segundo componente que captura la ineficiencia relativa a la frontera. Específicamente se utilizó el modelo SFA planteado por Battese y Coelli (1995).

Una ventaja de este planteamiento es que permite la estimación simultánea de los coeficientes de la frontera y de las variables de eficiencia. Esto se diferencia de los modelos tradicionales de la metodología SFA<sup>5</sup>, los cuales primero realizan una estimación de los parámetros de la frontera y, en una segunda etapa, estiman los parámetros de las variables que se cree explican los niveles de ineficiencia existentes.

---

<sup>3</sup> Berger y Humprey (1997) recopilan los resultados de 160 trabajos realizados sobre eficiencia bancaria en Estados Unidos a comienzos de la década de los noventa.

<sup>4</sup> Término utilizado por primera vez por Harvey Leibenstein en 1966.

<sup>5</sup> Ver Aigner *op.cit* y Meeusen y van den Broeck *op.cit*.

El estudio está dividido en seis secciones incluida la introducción. En la segunda parte se revisan los principales conceptos de la eficiencia  $X$  y los métodos para su estimación. En la tercera sección se analiza el concepto de eficiencia en costos, el cual incluye los conceptos de eficiencia técnica y asignativa. En la siguiente sección se detalla la metodología y los datos empleados en la investigación. Finalmente, en las dos últimas secciones se presentan los resultados y las conclusiones.

## 2. LA EFICIENCIA $X$

En la teoría de la producción se asume el carácter optimizador de las empresas, las cuales buscan maximizar su nivel de producción, dada la tecnología existente y los recursos a su disposición. Un problema relacionado que enfrentan es el de minimizar los costos asociados a los niveles de producción que escojan, dada la tecnología y el precio de los insumos que enfrentan.

La práctica econométrica convencional generalmente siguió este paradigma teórico. La técnica de mínimos cuadrados ordinarios fue ampliamente utilizada para estimar los parámetros de producción, costos y las funciones de beneficios. Bajo este enfoque, cualquier desviación del producto máximo; del costo mínimo, del beneficio máximo, la oferta óptima de producto(s) y demandas de insumos óptimas era atribuida a efectos aleatorios.

Sin embargo, como lo mencionan Kumbhakar y Lovell (2000), la evidencia empírica demostró que a pesar de que los productores (empresas) en muchos casos intentan seguir un comportamiento optimizador, no siempre lo consiguen. Por tal razón, resulta relevante contar con una teoría sobre el comportamiento del productor en la cual los objetivos sean los mencionados (maximización del beneficio y/o minimización de los costos), pero cuyo resultado final no esté garantizado, además de las técnicas de programación y/o estadísticas apropiadas.

Inicialmente un gran número de estudios se concentró en examinar la eficiencia en términos de la existencia de economías de escala y ámbito no explotadas. En la literatura reciente una de las mediciones de

eficiencia más utilizadas es la denominada eficiencia X,<sup>6</sup> o desviaciones de la frontera eficiente. De acuerdo con esta última visión, el desempeño de un banco no sólo es inherente a la presencia de economías de escala y ámbito no aprovechadas. La calidad administrativa también juega un rol importante en la determinación y explicación de la ineficiencia.

La combinación de la eficiencia técnica y asignativa es generalmente conocida como la eficiencia X la cual es considerada como una medida de la calidad de administración en la gestión y/o organización de una empresa. La eficiencia técnica se define como la capacidad de la empresa para reducir sus costos en insumos dado un nivel de producto (orientación de insumos) o aumentar su producto para niveles dados de insumos (orientación de producto). La distancia respecto a la frontera de costos óptima mide la eficiencia técnica en costos. La frontera puede ser estocástica o determinística y mide el costo mínimo para cada nivel de precios y productos.

La eficiencia asignativa implica el uso de las proporciones óptimas de insumos por parte de la empresa, es decir, mide la posible reducción en costos como resultado de una mejor combinación de las proporciones de los insumos. Como lo señalan Berger y Mester (1997), la eficiencia en costos (técnica y asignativa) ofrece una medida de qué tan cerca se encuentra el costo actual de un banco del costo que podría obtener la mejor práctica de la industria produciendo una canasta similar de productos bajo condiciones comparables (condiciones exógenas similares).

Es importante mencionar que la eficiencia X permite determinar cuantitativamente los resultados de una empresa (en términos de eficiencia) con relación a la mejor práctica de la industria o *benchmark*. De acuerdo con Kumbhakar y Lovell *op.cit.*, Farrell (1957) introdujo los primeros conceptos para el estudio, medición y descomposición de la (in)eficiencia (técnica y asignativa) y realizó el primer trabajo empírico sobre el tema.

---

<sup>6</sup> Para una revisión extensiva véase Berger y Humphrey (1997). Para el caso boliviano existe poca literatura sobre el tema. Por ejemplo, Salas (1999) halló economías de ámbito en el sistema bancario boliviano, mientras que Nina (1999) empleó una técnica en dos etapas y halló que los bancos denominados grandes eran más ineficientes con una ineficiencia promedio de 44,5% con relación a la mejor práctica del mercado que resultó ser la de un banco pequeño.



Desde entonces, la literatura sobre eficiencia en general y bancaria en particular, creció notablemente, especialmente durante la década pasada. Buena parte de estos estudios buscan encontrar un nivel de ineficiencia promedio para el período de la muestra. Como lo muestran Berger y Humphrey (1997), la mayor cantidad de los estudios se ha realizado para el sistema financiero estadounidense. Estos difieren en el concepto de eficiencia, la técnica de medición, el tamaño y el período de la muestra escogida. Berger y Mester *op.cit.* encuentran que, pese a la variedad de enfoques en estos estudios, la eficiencia en costos de la industria bancaria norteamericana oscilaba alrededor del 80%, mientras que la eficiencia en beneficios rondaba el 54%.

En general se reconocen dos grupos de técnicas para medir la eficiencia: paramétricas (econométricas) y no paramétricas (programación lineal), las cuales difieren en la forma funcional que adopta la frontera eficiente y la existencia o no de un error aleatorio. El primero de estos enfoques no asume ninguna forma funcional explícita de la frontera y no considera la posibilidad de errores aleatorios en las mediciones de ineficiencia. La metodología no paramétrica más usada se denomina *data envelopment analysis* (DEA), pero existen otras como el *free disposal hull* (FDH) que es un caso particular del DEA. La construcción de la frontera consiste en “envolver” el conjunto de puntos que representan las combinaciones de producción y costos de las firmas por medio de una frontera convexa que reproduzca la mejor práctica de la industria.

Berger y Mester *op.cit.* y Berger y Humphrey *op.cit.* señalan que estos métodos no tienen en cuenta, por lo general, los precios de los insumos, por lo que sólo miden la ineficiencia técnica, en lugar de medir el total de la ineficiencia X (ineficiencia técnica e ineficiencia asignativa). Por esta razón, el enfoque de dichas mediciones está más acorde con la búsqueda de la optimización tecnológica en lugar de la optimización económica. Además, no consideran la posibilidad de errores aleatorios en las mediciones de ineficiencia. Por esta razón, las diferencias entre la frontera eficiente y las prácticas de cualquier firma se atribuyen únicamente a ineficiencias presentadas por esta firma. Sin embargo, es posible que dicha diferencia sea producto de *shocks* exógenos que

afecten las prácticas de la firma, o a “eventos de suerte” que afecten temporalmente su desempeño.<sup>7</sup>

El segundo grupo corresponde a los métodos paramétricos que suponen que la frontera tiene una forma funcional determinada (Cobb-Douglas, Translogarítmica, forma flexible de Fourier, entre otras) y admiten la existencia de un componente aleatorio. Existen tres grandes enfoques paramétricos: Fronteras estocásticas (*Stochastic Frontier Approach* o SFA), Distribución libre (*Distribution Free Approach* o DFA) y el Método de la frontera gruesa (*Thick Frontier Approach* o TFA).

El supuesto crítico está relacionado con el término de error, el cual se supone está compuesto por dos términos: un error aleatorio y otro que recoge la medición de ineficiencia. Las técnicas paramétricas difieren en la forma en que decomponen el término de error

El enfoque SFA consiste en la estimación econométrica de una función (de costos o de beneficios), donde las variables explicativas son los precios y cantidades de productos e insumos y otras variables que describen el entorno económico que enfrentan las empresas. Los residuos de la regresión capturan las diferencias en eficiencia entre las firmas al igual que el posible ruido que afecta su desempeño. Por tanto, para tener una medida de ineficiencia que no dependa de *shocks* es necesario descomponer el error obtenido en estos dos elementos. La separación del componente de ineficiencia del error aleatorio se lleva a cabo mediante supuestos sobre sus distribuciones de probabilidad. Para la sección empírica de la investigación, se optó por este enfoque.

Por su parte, DFA es un caso especial del enfoque de frontera estocástica, donde no se hacen supuestos específicos sobre las distribuciones de la ineficiencia y del error aleatorio. En efecto, cuando un panel de datos está disponible para estimar la función de costos o beneficios, es posible suponer que el promedio de ineficiencia de cada firma es persistente a lo largo del tiempo, mientras que se supone que el promedio del error aleatorio es cero durante el periodo de la muestra. Entonces el estimador de ineficiencia de cada firma resulta de la

---

<sup>7</sup> Sin embargo, los métodos paramétricos también enfrentan algunos inconvenientes como son la elección adecuada de una forma funcional explícita para la función de producción o de costos. El uso de una forma funcional flexible como la función translogarítmica (*translog*) ayuda a resolver en parte este problema. Por otra parte, en los estudios de sección cruzada se deben realizar supuestos sobre la distribución del error compuesto (ver Kaparakis *et al* 1994).

diferencia entre su residuo promedio y el residuo promedio de la firma ubicada en la frontera eficiente. Bajo este enfoque, la estimación de la ineficiencia no requiere suponer ninguna distribución particular del error de la regresión. Sin embargo, los estimadores de eficiencia que se obtienen sólo permiten medir la ineficiencia relativa entre la “mejor” firma y las demás.

Finalmente, el enfoque TFA propone dividir el total de empresas en diferentes grupos de acuerdo con su desempeño histórico. Así, es posible separar los bancos “eficientes” de los “ineficientes”. Una vez hecho esto, se procede a estimar una frontera de costos para cada grupo. Las diferencias en costos entre grupos se consideran ineficiencias, mientras que los residuos de la regresión de cada grupo se interpretan como ruido aleatorio.

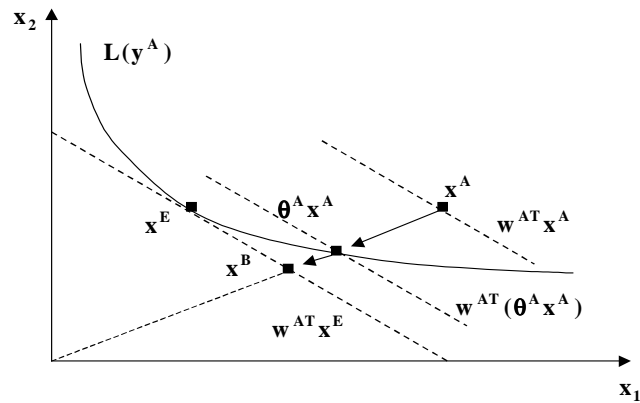
### III. MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA EN COSTOS

Los estudios de eficiencia en costos postulan una relación entre los costos, el precio de los insumos y la cantidad de producto. Esta relación se basa en el concepto de dualidad entre las funciones de producción y de costos. La función de producción  $Q = Q(X)$  resume la tecnología de una empresa, la cual se basa en la relación entre insumos  $X$  y productos  $Q$ . La función de costos  $TC = TC(Q, P)$ , refleja la relación entre los costos totales de producción  $TC$  y los precios de los insumos  $P$ . La condición de dualidad entre las funciones de producción y costos asegura que ambas contengan la misma información sobre las posibilidades de producción y la existencia de una correspondencia única entre ambas funciones.

Sin embargo, como lo señalan Girardone *et al* (1997), los planes de producción y el nivel de costos en general no siguen decisiones perfectamente racionales y eficientes. Errores administrativos u operativos, la existencia de rezagos entre la toma de decisión y su puesta en marcha, inercia en el comportamiento humano, fallas durante el proceso de comunicación e incertidumbre son sólo algunos de los factores que podrían dar origen a la ineficiencia  $X$ , alejando los datos reales de sus valores óptimos. Por esta razón, las estimaciones sobre eficiencia deben incluir algún mecanismo que permita separar el término de ineficiencia de la frontera teórica.

La literatura reconoce a Farrell (1957) como uno de los precursores en la investigación de la eficiencia X. Este autor definió una medida de eficiencia para una empresa que utiliza varios insumos. Propuso que, como anteriormente se señaló, la eficiencia está compuesta por la eficiencia técnica o la habilidad de una empresa para maximizar su producto dado un conjunto de insumos a su alcance y la eficiencia asignativa la cual se entiende como la capacidad de una empresa para utilizar la proporción óptima de insumos en el proceso productivo dados sus respectivos precios. El gráfico 1 sintetiza el argumento del mencionado autor. En ella la eficiencia en costos de una empresa que utiliza insumos  $x^A$  a precios  $w^A$  y que produce un nivel de producto  $y^A$  se mide por la función de isocostos  $L(y^A)$ . La eficiencia en costos está dada por el ratio de costo mínimo  $c(y^A, w^A) = w^{AT} x^E$  a costo actual  $w^{AT} x^A$ . La eficiencia técnica viene dada por el ratio  $w^{AT} x^A$  a  $w^{AT}(\theta^A x^A)$ , mientras que la eficiencia asignativa viene dada por el ratio  $w^{AT}(\theta^A x^A)$  a  $w^{AT} x^E$ . El parámetro  $\theta^A$  mide la eficiencia técnica de la empresa.

Gráfico 1: Medición y descomposición de la eficiencia en costos



Fuente: Kumbakhar y Lovell (2000)

#### IV. METODOLOGÍA

La investigación empleó el enfoque SFA propuesto inicialmente por Aigner *op. cit.*, Meeusen y van den Broeck *op. cit.* y Battese y Corra (1977)<sup>8</sup> para obtener la eficiencia en costos para cada banco en la muestra,<sup>9</sup> la cual consiste en separar los costos efectivos de una empresa en dos componentes: la frontera eficiente en costos y las desviaciones de esa frontera representadas por el término de error, el cual a su vez está compuesto por dos términos ( $\varepsilon_i = v_i + u_i$ ).

El primero ( $v$ ) es un término de error clásico que incorpora aspectos como la “mala suerte” y los efectos de los desastres naturales y económicos, es decir un error asociado a los eventos aleatorios que no están al alcance o que no pueden ser controlados por el banco. El segundo componente ( $u$ ) es un variable de una sola cola que captura la ineficiencia con relación a la frontera (causada por una mala gestión de los factores bajo el control del banco), es decir un error no negativo seminormal asociado a la ineficiencia  $X$ , que refleja el hecho de que el rendimiento de cada empresa debe quedar en o por debajo de su frontera (o por encima en el caso de la frontera de costos, este monto puede considerarse como la medición de la ineficiencia). Con el objeto de separar ambos componentes, es necesario realizar supuestos sobre su distribución.

Dado que la ineficiencia sólo puede incrementar los costos por encima de la frontera, fue necesario asignarle una distribución asimétrica. Para ello se estimó la (in)eficiencia de los bancos utilizando el modelo de fronteras estocásticas planteado por Battese y Coelli (BC) *op. cit.*, en el cual el término de ineficiencia se obtiene de una distribución normal truncada.<sup>10</sup> El modelo consiste en un procedimiento de una etapa, en el cual la frontera se especifica por medio de una forma funcional flexible, mientras que las diferencias en (in)eficiencia de los bancos se determina por un vector de variables definido *a priori*.

---

<sup>8</sup> La especificación original se basaba en una función de producción para datos de sección cruzada, ver Kumbakhar y Lovell *op cit.*

<sup>9</sup> La eficiencia en costos relaciona el costo corriente de un banco con el costo mínimo que le permitiría producir el mismo conjunto de productos bajo las condiciones actuales.

<sup>10</sup> En el enfoque SFA es necesario realizar algún supuesto sobre la distribución del término de eficiencia para poder estimar los parámetros por el método de máxima verosimilitud que es asintóticamente más eficiente que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

Gran parte de los trabajos empíricos basados en la metodología de fronteras estocásticas utilizaron un procedimiento de dos etapas. En la primera se estiman los parámetros de la frontera y se calculan los niveles de eficiencia individual con base en las funciones estimadas. En la segunda, se identifican las potenciales variables que expliquen las diferencias de eficiencia entre bancos mediante regresiones auxiliares que permitan hallar las relaciones subyacentes.

Sin embargo, Wang y Schmidt (2002) señalan que la estimación en dos etapas genera coeficientes sesgados dado que en la primera etapa se hace el supuesto de que las estimaciones de ineficiencia se distribuyen idéntica e independiente seminormales, mientras que en la segunda etapa se asume una distribución normal. Por lo tanto, el procedimiento en dos etapas probablemente no genera estimaciones más eficientes que aquellas que se pueden obtener mediante la estimación en una única etapa.

El modelo propuesto por BC permite cambios en la (in)eficiencia a lo largo del tiempo en un panel no balanceado, en el cual la ineficiencia técnica depende de variables explicativas cuyos parámetros pueden ser estimados simultáneamente con la frontera estocástica. Siguiendo este procedimiento se estimó la eficiencia en costos del sistema bancario.

El modelo propuesto por BC ofrece retos metodológicos interesantes. Permite incluir variables específicas a cada banco y analizar su efecto sobre las estimaciones de eficiencia. Por otra parte, la eficiencia se mide con relación a la frontera de la mejor práctica global de la industria, por lo que se supone que todos los bancos tienen acceso a la misma tecnología de producción. Además, supera los problemas en la metodología en dos etapas.<sup>11</sup>

El modelo puede definirse como:

$$C_{it} = \exp(x_{it}\beta + v_{it} + u_{it}) \quad (1)$$

Donde  $C_{it}$  es el costo total,  $x_{it}$  es un vector conocido de insumos y productos,  $\beta$  es un vector de parámetros desconocidos a ser

---

<sup>11</sup> Para una mayor discusión de la metodología en dos etapas, ver Berger y Mester *op cit.*

estimados,  $v_{it}$  son los errores aleatorios que están independiente y idénticamente distribuidos siguiendo una distribución normal  $N(0, \sigma_v^2)$  e independientemente distribuidas de  $u_{it}$ . Las estimaciones de ineficiencia  $u_{it}$  están independientemente distribuidas tal que se obtienen truncando (en cero, es decir no negativa) la distribución normal con media  $m_{it} = d_{it} \delta$  y varianza  $\sigma_u^2$ , es decir que  $u_{it}$  tiene una distribución normal truncada  $N(m_{it}, \sigma_u^2)$ , donde  $d_{it}$  es un vector  $(1 \times m)$  de variables específicas, las cuales pueden variar en el tiempo y  $\delta$  es un vector  $(m \times 1)$  de coeficientes desconocidos correspondientes a las dichas variables.

Los efectos de ineficiencia,  $u_{it}$ , en la ecuación 1 pueden especificarse como:

$$u_{it} = d_{it} \delta + w_{it} \quad (2)$$

Donde  $w_{it}$  está definido por la distribución normal truncada con media cero y varianza  $\sigma_w^2$ , tal que el punto de truncamiento es  $d_{it} \delta$ . Las ecuaciones 1 y 2 se estiman conjuntamente en una etapa con el método de máxima verosimilitud. BC muestran que cuando se asume la ecuación 1, la eficiencia en costos para un banco individual puede definirse como:

$$EC_{it} = \exp(u_{it}) \quad (3)$$

Se siguió la parametrización propuesta por Battese y Corra *op. cit.* y se reemplazó  $\sigma_u^2$  y  $\sigma_v^2$  por  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  y  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ <sup>12</sup>,

---

<sup>12</sup> En la literatura la función de verosimilitud generalmente se expresa en términos de los parámetros de las dos varianzas ( $\sigma^2$  y  $\gamma$ ). Al respecto, véase Aigner *et al. op cit.*; Jondrow *et al.* (1982) y Coelli (1996). Para detalles sobre la función de máxima verosimilitud (*log-likelihood*) utilizada en el presente estudio, dados los supuestos distributivos asumidos, véase Coelli (1993) y Coelli *et al* (1998).

el parámetro  $\gamma$  debe estar en el intervalo (0,1). La función de costos fue estimada por el método de máxima verosimilitud que es ampliamente utilizado en los estudios de eficiencia que emplean modelos paramétricos. Coelli *et al.* (1998), señalan que la ventaja de la parametrización de  $\gamma$  para obtener las estimaciones por máxima verosimilitud es que el espacio paramétrico para  $\gamma$  puede ser buscado para un valor conveniente de partida para el algoritmo de maximización interactivo empleado.

Por tanto, para estimar la ecuación 1 se especificó una función de costos (translogarítmica<sup>13</sup>) y se eligió un conjunto de variables que permitieran explicar las diferencias de eficiencia entre bancos. Antes de analizar las variables incluidas en la estimación de la frontera y aquellas incluidas como determinantes de la ineficiencia, es importante definir los productos e insumos de los bancos.

A nivel teórico existe consenso sobre la naturaleza multi-producto de la industria bancaria<sup>14</sup>. Sin embargo, aún no existe un acuerdo sobre la definición explícita y medición de sus productos e insumos. La principal dificultad surge en la definición de los depósitos como producto o insumo. Tradicionalmente las captaciones se han considerado como la principal fuente para financiar las colocaciones y la adquisición de otros activos gananciales (principalmente inversiones) de las entidades financieras.

En el presente estudio se siguió el enfoque de intermediación planteado originalmente por Sealey y Lindley (1977), bajo el cual la principal tarea de un banco es de servir de canal de intermediación entre oferentes y demandantes de fondos prestables.<sup>15</sup> Por tanto, se consideraron a los créditos y las inversiones como los principales productos bancarios, mientras que los depósitos, la mano de obra y el capital como los

---

<sup>13</sup> Esta función, desarrollada inicialmente por Christensen *et al* (1973), cuenta con las siguientes ventajas: 1) no impone ninguna restricción *a priori* sobre la elasticidad sustitución entre insumos, 2) no restringe que las economías a escala tomen el mismo valor para todos los bancos, 3) permite que la estimación de la función de costos tenga la tradicional forma en U y 4) permite potenciales complementariedades en costes a través de su especificación multi-producto.

<sup>14</sup> Véase Kaparakis *et al.*(1994) y Battese y Corra *op cit*.

<sup>15</sup> Aún existe debate acerca de la naturaleza de los depósitos, los cuales son considerados en varios estudios como un producto adicional de la industria bancaria. Dollery *et .al.* (2003) señalan que las captaciones pueden ser consideradas como un producto si éstas pertenecen a la clase denominada depósitos de valor agregado que para el caso boliviano no son significativos, por lo que son considerados como un insumo.



insumos que intervienen en el proceso productivo. Entonces, la función de costos estimada incluyó dos productos variables: cartera bruta ( $y_1$ ) y las inversiones financieras ( $y_2$ ); tres precios de insumos variables: el precio de la mano de obra ( $w_1$ ), el precio del capital ( $w_2$ ) y el precio del núcleo de los depósitos ( $w_3$ ). Además, por el rol que cumple en la transformación de insumos en productos, se incluyó el patrimonio de las entidades bancarias ( $z$ ), el que se consideró como un insumo fijo.<sup>16</sup> Bajo este enfoque, el costo ( $c_{it}$ ) está compuesto por los costos financieros y operativos. Las tablas 1 y 2 del Anexo muestran una explicación de la forma en que se construyeron las variables del modelo y un resumen estadístico.

Por otra parte, considerando que los métodos de producción evolucionan en el tiempo y siguiendo a Coelli, *op. cit.* (1998), se incluyó una variable de tendencia ( $t$ ), que permite capturar el progreso tecnológico y los cambios de los factores ambientales, organizacionales y de la teoría del “aprendiendo al hacer” (*learning by doing*), los cuales pueden afectar el uso de los distintos insumos de producción.

---

<sup>16</sup> Especificar el patrimonio como un insumo fijo ayuda a resolver algunos problemas de estimación. Altos niveles de capital permiten reducir el riesgo de insolvencia, lo cual disminuye los costos a través de un menor premio por riesgo para financiamiento alternativo (sustituto), al constituirse en un “colchón” contra la insolvencia y se convierte en un incentivo para el control de riesgos. Por otra parte, el capital financiero se constituye en una alternativa frente a los depósitos como una fuente de fondeo. Sin embargo, se debe reconocer que existen características distintas a éstos, el costo de incrementar capital es mayor, pero el gasto en intereses sobre el capital es nulo. Además, altos niveles de capital pueden señalar que los ejecutivos del banco tienen una actitud aversa al riesgo (i.e., están dispuestos a aceptar un menor riesgo a cambio de un nivel de beneficios menor al máximo posible), por lo que incluir el capital previene de “etiquetar” a estos bancos como ineficientes ya que éstos optan por un comportamiento óptimo dado su apetito por riesgo. Finalmente, se debe reconocer que al no controlar por el capital financiero se puede incurrir en un sesgo de escala, debido a que los bancos más grandes realizan una mejor diversificación de sus productos y servicios que los bancos pequeños y por lo tanto, pueden administrar sus portafolios con menores niveles de capital.

La especificación de BC, utilizando la función multiproducto translog,<sup>17</sup> puede expresarse como:<sup>18</sup>

$$\begin{aligned}
 \ln(C/w_3z) = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^2 \alpha_k \ln(y_k/z) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^2 \sum_{m=1}^2 \alpha_{km} \ln(y_k/z) \ln(y_m/z) + \\
 & + \sum_{i=1}^2 \beta_i \ln(w_i/w_3) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \beta_{ij} \ln(w_i/w_3) \ln(w_j/w_3) \quad (4) \\
 & + \sum_{k=1}^2 \sum_{i=1}^2 \rho_{ki} \ln(y_k/z) \ln(w_i/w_3) + \pi_1 \ln z + \frac{1}{2} \pi_2 (\ln z)^2 + \\
 & \sum_{k=1}^2 \theta_k \ln(y_k/z) \ln z + \sum_{i=1}^2 \phi_i \ln(w_i/w_3) \ln z + \tau_1 t + \tau_2 t^2 + \ln v + \ln u
 \end{aligned}$$

El teorema de dualidad impone que la función de costos sea lineal y homogénea en los precios de los insumos y simétrica, por lo que las siguientes restricciones deben imponerse sobre los parámetros:

$$\begin{aligned}
 \sum_i \beta_i = 1 \quad \sum_i \beta_{ij} = 0, \text{ para todo } i \quad \sum_k \rho_{ki} = 0, \text{ para todo } k \\
 \alpha_{ij} = \alpha_{ji}, \text{ para todo } i, j \quad \beta_{km} = \beta_{mk}, \text{ para todo } k, m
 \end{aligned}$$

Siguiendo a Berger y Mester *op.cit.*, el costo total y el precio de los insumos se normalizaron por el precio de los depósitos para imponer homogeneidad lineal en el precio de los insumos.<sup>19</sup> El Teorema de Young asegura el cumplimiento de las condiciones de simetría.<sup>20</sup> El costo y los productos se normalizan por el patrimonio, lo que permite

<sup>17</sup> Algunos autores utilizan formas funcionales más flexibles, en especial incluyen términos de Fourier. Sin embargo, Berger y Mester *op.cit.* hallaron que los resultados obtenidos a partir de una forma funcional flexible de Fourier no difieren de las mediciones promedio de eficiencia en la industria o sobre el *ranking* de los bancos individuales obtenidos con una translog. En términos más específicos reportaron que las mediciones promedio de eficiencia eran sólo uno por ciento menores al utilizar una especificación a la Fourier.

<sup>18</sup> Se omiten los subíndices de tiempo e individuales para una mayor comprensión.

<sup>19</sup> Esto quiere decir que en una frontera eficiente, al duplicar todos los precios de los insumos también se duplica el costo.

<sup>20</sup> Para una discusión más profunda del Teorema de Young, ver Mas-Collel, Whinston y Green (1995).

controlar por heteroscedasticidad y sesgo de escala.<sup>21</sup> En general, los bancos grandes tienen mayores costos que los pequeños, por lo que sus errores aleatorios (y por tanto el término de ineficiencia) tendrían varianzas más grandes si no se efectuara la normalización por patrimonio.

Además de estimar los parámetros de la frontera de costos y calcular el nivel de (in)eficiencia individual de cada banco, el modelo de BC permite hallar simultáneamente qué variables<sup>22</sup> podrían explicar la variación en eficiencia. Se incluyeron las siguientes variables específicas a cada banco: la calidad de la cartera, la eficiencia administrativa, la rentabilidad, el grado de capitalización, el tamaño del banco y el número de sucursales. Además se controló por variables que afectan a la industria bancaria en su conjunto, como la concentración de la industria bancaria y una variable denominada “crisis” que intenta capturar los problemas que enfrentó la banca como consecuencia de la desaceleración de la economía boliviana entre 1999 y 2002.<sup>23</sup>

Los datos fueron obtenidos de las hojas de balance reportadas por los bancos a la ex-Superintendencia de Bancos y Entidades Financieras (SBEF), actualmente Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI). Se empleó la técnica SFA con datos de panel<sup>24</sup> no balanceados para el período 1997 a 2006 con periodicidad mensual. Se incluyeron ocho de los trece bancos que actualmente operan en el sistema financiero. Debido al supuesto de que todos los bancos tienen acceso a la misma tecnología de producción se excluyeron a los bancos que podrían sesgar los datos por contar con tecnologías distintas a las entidades bajo estudio.

---

<sup>21</sup> Para una mayor discusión véase Berger y Mester (1997, 1999) y Berger y De Young (2001).

<sup>22</sup> Todas estas variables forman parte del vector  $d_{it}$  como determinantes de la (in)eficiencia. La definición de cada una de ellas se encuentra en la tabla 1 del anexo.

<sup>23</sup> Díaz (2006) halló evidencia a favor de una relación causal de la evolución de la actividad económica sobre el crecimiento de la cartera del sistema bancario.

<sup>24</sup> Para una mayor discusión de las ventajas de la aplicación de datos de panel en el análisis de fronteras estocásticas véase Kumbhakar y Lovell *op.cit.*

## V. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

Los parámetros estimados de la frontera y de los determinantes de la eficiencia se presentan en la Tabla 3 del Anexo. La Tabla 4 muestra los niveles de ineficiencia promedio semestrales para el conjunto de bancos analizados y clasificados en bancos grandes y pequeños según el nivel de activos.<sup>25</sup>

Los parámetros de las ecuaciones 1 y 2 fueron estimados simultáneamente por máxima verosimilitud. Una vez hallados los coeficientes de la frontera, a partir de los residuos se calcularon las mediciones de (in)eficiencia  $X$  de los bancos. De acuerdo con Coelli *op.cit.*, para el modelo de BC la media condicional de los términos de (in)eficiencia ( $u_i$ ) dado el error compuesto ( $\varepsilon_i$ ), es decir  $E(u_i / \varepsilon_i)$ ,<sup>26</sup> es considerado como un estimador consistente para los términos de eficiencia  $X$  individuales.

Con relación a los parámetros de la frontera de costos, muchos de ellos resultaron estadísticamente significativos. Sin embargo, debido a los términos de interacción la interpretación individual de los coeficientes no es trivial, por lo que nos abstenemos de obtener conclusiones al respecto.

La estimación del parámetro de varianza,  $\gamma$ , fue de 0,37, lo que significa que los niveles de ineficiencia son relativamente significativos para explicar la diferencia en costos entre entidades bancarias, aunque

<sup>25</sup> Se consideró que un banco es grande si su participación en los activos del conjunto de bancos supera el 10%. De acuerdo con este criterio en la muestra se registraron cinco bancos grandes y tres pequeños.

<sup>26</sup> Jondrow *op.cit.*, propusieron que las estimaciones de la ineficiencia  $X$  podían ser obtenidas a partir de la distribución de  $u_i$  condicional al término de error compuesto. La media condicional del modelo con una distribución semi-normal es:

$$E(u_i / \varepsilon_i) = \frac{\sigma\lambda}{1 + \lambda^2} \left[ \frac{\phi(\varepsilon_i\lambda / \sigma)}{1 - \Phi(\varepsilon_i\lambda / \sigma)} + \frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma} \right]$$

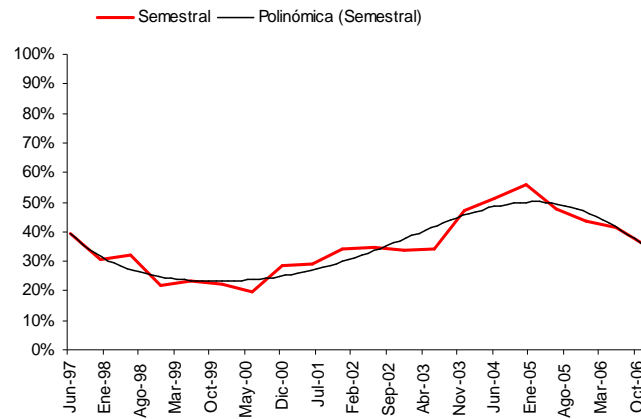
donde  $\phi(\cdot)$  = es la función de densidad y

$\Phi(\cdot)$  = es la función acumulada

no son la fuente principal generadora de ruido alrededor de la frontera estocástica.<sup>27</sup>

Una vez estimada la frontera estocástica de costos, se calculó el nivel de ineficiencia para cada banco. De acuerdo con este indicador la eficiencia en el conjunto de bancos fue 36% durante todo el período de análisis. En el último semestre de 2006 la ineficiencia promedio fue 38% (Gráfico 2).

**Gráfico 2: Ineficiencia semestral promedio del sector bancario (En porcentajes)**



Fuente: Elaboración propia

Se observó una ligera tendencia decreciente hasta aproximadamente el segundo semestre de 1999. A partir de este momento la ineficiencia promedio creció hasta llegar a su nivel más alto en diciembre de 2004 (56%). Este período de mayor ineficiencia coincidió con la contracción de la actividad de intermediación financiera en el sistema bancario como consecuencia de la desaceleración del crecimiento y el deterioro de los indicadores de empleo y pobreza. Cabe mencionar que factores

<sup>27</sup> Se debe señalar que cuando sólo se utilizaron los fundamentales de los bancos como variables explicativas de los niveles de ineficiencia (ver tabla 5 del Anexo), si bien el nivel de ineficiencia promedio se mantuvo en 35%, el parámetro  $\gamma$  fue 24,4%, lo que indicaría que factores propios de la industria bancaria habrían influido sobre los niveles de ineficiencia individual de cada banco.

externos influyeron en el desempeño económico, los efectos de la Crisis Asiática se transmitieron a través del ajuste de los países vecinos como Brasil y Argentina, que redujeron el comercio y adoptaron medidas cambiarias defensivas que acentuaron la vulnerabilidad de la economía y derivaron en una desaceleración del ritmo de crecimiento. Esta situación se vio agravada por los conflictos sociales acaecidos en el país.<sup>28</sup>

Estos resultados podrían originarse debido a que en el período de desaceleración de la actividad de intermediación financiera se registró un importante deterioro de la calidad de los activos de las entidades bancarias lo cual incide en una mayor ineficiencia como resultado de mayores costos de monitoreo, nuevos gastos para analizar y negociar posibles soluciones con los deudores, gastos por el mantenimiento del colateral hasta su eventual venta y el costo para precautelar el eventual deterioro de la cartera vigente.

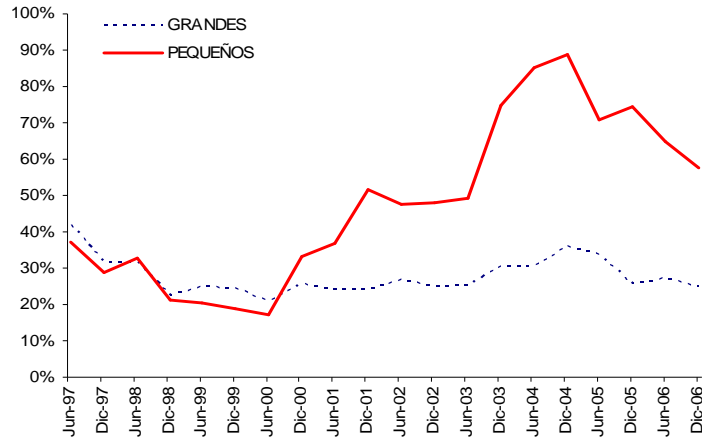
Por otra parte, la disminución de los niveles promedio de ineficiencia coinciden con la recuperación de la economía y la actividad de intermediación financiera, gracias a un contexto externo favorable y a la recuperación de la dinámica interna (en 2006 el producto creció 4,63%).

Se debe reconocer que la ineficiencia promedio fue mayor en los bancos pequeños que en los bancos grandes, especialmente entre 2001 y 2004, período en el que la brecha de ineficiencia entre ambos tipos de bancos se amplió de prácticamente cero a diciembre de 2002, a un margen superior al 50% en junio y diciembre de 2004. A diciembre de 2006 la brecha se redujo situándose en 33% (Gráfico 3). En el grupo de bancos pequeños el comportamiento no fue homogéneo. El comportamiento de uno de los tres bancos identificados como pequeños influyó considerablemente en el desempeño de este subgrupo.

---

<sup>28</sup> Sobre estos aspectos véase las Memorias Anuales 2000 a 2006 del Banco Central de Bolivia.

**Gráfico 3: Ineficiencia promedio semestral entre bancos grandes y pequeños (En porcentajes)**



Fuente: Elaboración propia

Con relación a las variables que podrían influir en los niveles de ineficiencia, es importante mencionar que –como todo análisis de regresión– los resultados no pretenden ofrecer una relación de causalidad, lo que se busca con este análisis es encontrar algunas señales que podrían ayudar a identificar las características asociadas a un banco ineficiente.<sup>29</sup>

De acuerdo con los resultados obtenidos (Tabla 3 del Anexo), todas las variables resultaron estadísticamente significativas. Se observa que el deterioro en la calidad de la cartera crediticia (medida por el indicador de pesadez) aumenta el nivel de ineficiencia de los bancos. Esto debido a que al incrementarse la cartera en mora, los bancos deben realizar un mayor esfuerzo (lo que implica un mayor costo) al tratar con este tipo de préstamos, entre los que se encuentran (lista no limitativa): a) costos de monitoreo (sobre los “malos” clientes y sobre el colateral, b) gastos por analizar y negociar posibles soluciones con los deudores, c) gastos incurridos por el mantenimiento del colateral hasta su eventual venta, d)

<sup>29</sup> Incluso, la ineficiencia calculada puede ser endógena en las variables elegidas como sus determinantes, por lo que la causalidad puede darse en cualquier dirección.

costos de señalización por el crecimiento de la cartera en mora frente al ente supervisor y los otros participantes del mercado, e) costo para precautelar que la cartera vigente no sufra un mayor deterioro y f) costo asociado a desviar la atención de la gerencia para resolver otros problemas operativos.<sup>30</sup> Al igual que la pesadez, mayores gastos administrativos y menor rentabilidad, medida por el ROA, generan un mayor nivel de ineficiencia. Estas dos últimas variables fueron empleadas suponiendo que son un buen *proxy* del desempeño o de la gestión de los ejecutivos de los bancos. Nina (1999) halló resultados similares para la calidad de cartera y la eficiencia administrativa, aunque la primera de estas variables no fue significativa en su estudio.

El indicador de capitalización presentó una relación negativa con los niveles de ineficiencia, lo que era de esperarse debido a que un mayor grado de capitalización es importante en economías donde los sistemas financieros aún se encuentran en etapa de consolidación, ya que fortalece a las entidades para enfrentar crisis financieras y transmitir seguridad a los depositantes durante períodos de inestabilidad económica o social. Por ello, bajos niveles de capitalización implicarían mayores niveles de riesgo y por lo tanto, mayores costos de fondeo. Por otra parte, como lo señala Mester (1993 y 1996) la ineficiencia siempre está negativamente correlacionada con el capital financiero, debido a que los bancos con menor ineficiencia tratarían de tener más ganancias mientras están dispuestos (manteniendo dividendos constantes) a retener más ganancias como capital. Sin embargo, esto no quiere decir que al incrementar el ratio capital a activos reducirá automáticamente los niveles de ineficiencia observados. Mester (1996) señala que la relación inversa entre capitalización e ineficiencia podría ser una señal de que el capital podría prevenir problemas de riesgo moral tanto para el banco como para sus administradores.

---

<sup>30</sup> Sin embargo, se debe notar la posibilidad que la relación de causalidad sea de ineficiencia en la administración del banco sobre la cartera en mora. Una mala administración, por lo general, escogerá una proporción relativamente alta de créditos un valor presente bajo o negativo (poca habilidad de realizar un adecuado *credit scoring*), además de no realizar una adecuada valoración del colateral (mal avalúo) y es posible que no tenga la capacidad suficiente para controlar y monitorear los créditos otorgados para que cumplan el fin para el cual fueron otorgados. Estos problemas en la administración en un banco pueden generar un deterioro en la calidad de la cartera. Se deja como un futuro trabajo de investigación determinar la causalidad entre eficiencia y la cartera en mora.



Como era de esperarse, se halló una relación negativa (pero muy baja) entre el indicador de Hirshman y Herfindhal con los niveles de ineficiencia. Es decir, que a mayor nivel de concentración de mercado, menor es la eficiencia en costos, lo que implica un menor incentivo por parte de los bancos por controlar sus costos.

Finalmente, los problemas que atravesó la banca entre finales de la década pasada e inicios de la presente a consecuencia de la menor actividad económica fue la principal variable que influyó en el nivel de eficiencia de las entidades bancarias

## VI. CONCLUSIONES

El documento estudió, mediante la metodología de fronteras estocásticas, la eficiencia en costos de la industria bancaria en Bolivia en el período 1997-2006. Para ello, se empleó el modelo planteado por BC, el cual permite estimar simultáneamente una frontera estocástica común y una ecuación para identificar las variables que podrían influir en las diferencias observadas en los niveles de eficiencia.

Los resultados obtenidos señalan que la hipótesis de una mala administración tuvo una influencia relativamente moderada sobre las desviaciones de los costos respecto a su frontera eficiente para la muestra estudiada. El nivel de ineficiencia fue de 36% durante todo el período de análisis, en el cual se reconocen tres etapas. En la primera de ellas se observó una tendencia decreciente hasta finales de 1999. A partir de este punto la ineficiencia aumentó, llegando a su nivel máximo a diciembre de 2004, especialmente en los bancos pequeños llegando a existir un brecha de superior a los 50 puntos porcentuales. Desde 2005 la tendencia se tornó nuevamente decreciente.

Se propusieron algunas variables que podrían ejercer alguna influencia sobre las diferencias en eficiencia. Un primero grupo estuvo compuesto por características inherentes a cada banco y además se consideraron variables que podrían afectar el desempeño del sector bancario en su conjunto. De acuerdo con los resultados obtenidos un banco que se desvía de frontera eficiente, debido a errores imputados a una mala gestión, se caracteriza por tener altos niveles de pesadez, así como un menor grado de eficiencia administrativa y rentabilidad. A diferencia de estudios anteriores, los bancos pequeños resultaron más ineficientes

que los de mayor tamaño. Finalmente, el período de contracción de la actividad financiera habría influido en los niveles de eficiencia del sector bancario.

Los resultados encontrados abren la posibilidad para futuras investigaciones en diversas áreas. Podría resultar interesante comparar los resultados obtenidos con estimaciones de eficiencia en beneficios. Otra alternativa es analizar la sensibilidad de los resultados bajo diferentes distribuciones para el término de ineficiencia. También se podrían incluir variables adicionales a los determinantes de la ineficiencia, como variables que capturen los cambios regulatorios o que permitan analizar la respuesta de la eficiencia a cambios en el ciclo económico. Podría ser de sumo interés analizar el comportamiento de la ineficiencia frente al *spread* de tasas. Los niveles de eficiencia también podría utilizarse para analizar la estructura del mercado en la cual operan los bancos. Finalmente, podría extenderse el análisis a otros subsistemas del sistema financiero.

ANEXOS

Tabla 1: Definición de variables

	Variable	Abreviatura	Descripción	
Variable dependiente	Costo total	C	Gastos financieros + cargos netos por ajuste por inflación + cargos netos por incobrabilidad y desvalorización de activos financieros + otros gastos operativos y gastos de administración	
Productos	Colocaciones	y <sub>1</sub>	Cartera bruta (cartera vigente + cartera en mora)	
	Inversiones	y <sub>2</sub>	Inversiones financieras (permanentes más temporarias)	
Precios de los insumos	Precio de la mano de obra	w <sub>1</sub>	Gastos de personal / número de trabajadores (Seguros + Impuestos + Mantenimiento y reparaciones) / activo fijo	
	Precio del capital	w <sub>2</sub>	Gasto financieros imputados sobre los depósitos / depósitos totales	
	Precio de los depósitos	w <sub>3</sub>		
Insumos fijos	Patrimonio	Z	Capital social + aportes no capitalizados + ajustes al patrimonio + Reservas + Resultados acumulados	
	Calidad de cartera	d <sub>1</sub>	Pesadez (cartera en mora a cartera bruta)	
	Eficiencia administrativa	d <sub>2</sub>	Gastos administrativos a activo	
	Rentabilidad	d <sub>3</sub>	ROA	
	Capital	d <sub>4</sub>	Patrimonio a activo	
	Determinantes de la eficiencia	Tamaño	d <sub>5</sub>	Activos
		Sucursales	d <sub>6</sub>	Número de sucursales
		Concentración	d <sub>7</sub>	Índice de Hirshman y Herfindhal para depósitos
Contracción		d <sub>8</sub>	Dummy, 0 = tasa de crecimiento anual positiva de la cartera en mora y 1 = tasa de crecimiento anual negativa de la cartera en mora	

Elaboración: Propia

**Tabla 2: Estadísticas descriptivas mensuales**  
**(En millones de dólares y porcentajes)**

	Unid.de medida	Promedio	Desviación estándar	Máximo	Mínimo
<b>Bancos grandes</b>					
Costo	\$us.	66,9	13,9	91,3	58,0
Cartera bruta	\$us.	425,9	52,7	499,0	365,0
Inversiones	\$us.	134,6	46,3	211,3	87,7
Depósitos	\$us.	425,0	68,2	517,9	349,9
Precio del trabajo	miles de \$us. por trabajador	1,3	0,4	2,0	1,0
Precio del capital	%	17,9	3,1	20,7	14,5
precio de los fondos prestables	%	4,3	0,4	5,0	3,9
Patrimonio	\$us.	60,0	14,5	75,8	44,5
Pesadez de cartera	%	11,3	1,8	14,4	10,0
Eficiencia administrativa	%	3,7	0,6	4,5	3,0
ROA	%	0,7	0,2	0,8	0,4
Ratio de Capital	%	9,9	2,0	12,2	7,1
Activos	\$us.	413,8	332,1	784,5	53,8
<b>Bancos pequeños</b>					
Costo	\$us.	46,3	18,4	58,0	22,0
Cartera bruta	\$us.	269,0	85,8	306,3	135,6
Inversiones	\$us.	54,5	10,4	46,8	28,8
Depósitos	\$us.	242,0	57,3	235,9	121,4
Precio del trabajo	miles de \$us. por trabajador	1,1	0,2	1,4	1,0
Precio del capital	%	21,5	5,1	25,9	16,4
precio de los fondos prestables	%	5,5	0,2	6,3	5,9
Patrimonio	\$us.	31,6	9,0	30,7	13,1
Pesadez de cartera	%	12,9	5,0	18,1	9,1
Eficiencia administrativa	%	4,4	0,3	4,5	3,8
ROA	%	0,2	0,6	0,8	-0,5
Ratio de Capital	%	8,1	1,3	9,5	7,2
Activos	\$us.	370,0	109,5	401,3	184,5
<b>Total</b>					
Costo	\$us.	56,0	20,9	91,3	22,0
Cartera bruta	\$us.	347,1	124,6	499,0	135,6
Inversiones	\$us.	97,2	62,6	211,3	28,8
Depósitos	\$us.	332,1	141,6	517,9	121,4
Precio del trabajo	miles de \$us. por trabajador	1,3	0,3	2,0	1,0
Precio del capital	%	18,7	3,7	25,9	14,5
precio de los fondos prestables	%	5,0	1,0	6,3	3,9
Patrimonio	\$us.	46,1	22,6	75,8	13,1
Pesadez de cartera	%	11,7	3,0	18,1	9,1
Eficiencia administrativa	%	3,9	0,5	4,5	3,0
ROA	%	0,5	0,4	0,8	-0,5
Ratio de Capital	%	9,2	1,9	12,2	7,1
Activos	\$us.	365,2	266,4	784,5	53,8

Elaboración: Propia

Tabla 3: Resultados de la estimación de eficiencia X

(Variable dependiente  $\ln(c / w_3 z_i)$ )

		Coefficiente	Error estándar	t-ratio
<b>Frontera de costos</b>				
	$\alpha_0$	-3,508	0,577	-6,08*
	$\alpha_1$	0,135	0,049	2,73*
	$\alpha_2$	-0,658	0,141	-4,65*
	$\beta_1$	-0,145	0,048	-3,02*
	$\beta_2$	2,022	0,234	8,66*
	$\pi_1$	0,337	0,178	1,89**
	$\alpha_{11}$	-0,011	0,077	-0,14
	$\alpha_{12}$	0,069	0,052	1,32***
	$\alpha_{22}$	0,014	0,023	0,61
	$\beta_{11}$	-0,081	0,007	-10,95*
	$\beta_{12}$	0,032	0,007	4,45*
	$\beta_{22}$	0,184	0,045	4,10*
	$\pi_{11}$	-0,164	0,030	-5,39*
	$\rho_{11}$	-0,082	0,013	-6,17*
	$\rho_{12}$	-0,561	0,062	-8,99*
	$\rho_{21}$	-0,008	0,010	-0,83
	$\rho_{22}$	0,091	0,030	3,02*
	$\theta_1$	0,118	0,035	3,37*
	$\theta_2$	0,108	0,019	5,62*
	$\phi_1$	-0,013	0,007	-1,74**
	$\phi_2$	-0,167	0,032	-5,21*
	$\tau_1$	0,006	0,001	7,57*
	$\tau_2$	0,000	0,000	-5,21*
<b>Determinantes de la ineficiencia</b>				
Constante	$\delta_0$	1,021	0,140	7,28*
Calidad de cartera	$\delta_1$	0,005	0,001	4,04**
Eficiencia administrativa	$\delta_2$	0,022	0,008	2,74*
Rentabilidad	$\delta_3$	-0,058	0,005	-10,86*
Capital	$\delta_4$	-0,062	0,008	-8,03*
Tamaño	$\delta_5$	0,000	0,000	-8,06*
Sucursales	$\delta_6$	0,003	0,000	6,36*
Concentración	$\delta_7$	0,000	0,000	-2,10**
Contracción	$\delta_8$	-0,120	0,014	-8,36*
<b>Parámetros de interés</b>				
	$\sigma^2$	0,010	0,001	18,10*
	$\gamma$	0,371	0,160	2,32**

Elaboración: Propia

\* Significativo al 1%

\*\* Significativo al 5%

\*\*\* Significativo al 10%

**Tabla 4: Ineficiencia semestral promedio  
(En porcentajes)**

Semestre	Niveles de ineficiencia		
	Bancos grandes	Bancos pequeños	Total bancos
I-97	42,2	37,1	39,2
II-97	31,6	29,0	30,6
I-98	31,6	32,8	32,1
II-98	22,4	21,0	21,9
I-99	24,7	20,5	23,1
II-99	24,2	18,7	22,2
I-00	21,0	17,1	19,5
II-00	25,7	33,2	28,5
I-01	24,2	36,9	28,9
II-01	24,1	51,5	34,4
I-02	26,6	47,6	34,5
II-02	24,8	47,9	33,5
I-03	25,4	49,1	34,3
II-03	30,5	74,8	47,1
I-04	30,6	85,4	51,1
II-04	36,1	88,8	55,9
I-05	33,6	70,9	47,6
II-05	25,5	74,3	43,8
I-06	27,3	64,9	41,4
II-06	24,6	57,4	35,3
Promedio	27,8	47,9	35,2

Elaboración: Propia

**Tabla 5: Resultados de la estimación de eficiencia X**  
(Variable dependiente  $\ln(c / w_3 z)$ )

	Coeficiente	Error estándar	t-ratio	
<b>Frontera de costos</b>				
$\alpha_0$	-3,98	0,62	-6,4	*
$\alpha_1$	0,13	0,05	2,44	*
$\alpha_2$	-0,93	0,14	-6,61	*
$\beta_1$	-0,14	0,05	-2,76	*
$\beta_2$	2,30	0,24	9,42	*
$\pi_1$	0,42	0,19	2,25	**
$\alpha_{11}$	-0,02	0,07	-0,31	
$\alpha_{12}$	0,15	0,05	2,69	***
$\alpha_{22}$	0,01	0,03	0,22	
$\beta_{11}$	-0,08	0,01	-10,70	*
$\beta_{12}$	0,03	0,01	3,8	*
$\beta_{22}$	0,23	0,04	5,28	*
$\pi_{11}$	-0,16	0,03	-5,02	*
$\rho_{11}$	-0,08	0,01	-5,71	*
$\rho_{12}$	-0,60	0,06	-9,61	*
$\rho_{21}$	-0,01	0,01	-0,80	
$\rho_{22}$	0,11	0,033	3,40	*
$\theta_1$	0,14	0,03	4,14	*
$\theta_2$	0,13	0,02	6,56	*
$\phi_1$	-0,01	0,01	-1,22	**
$\phi_2$	-0,24	0,03	-6,99	*
$\tau_1$	0,01	0,001	7,68	*
$\tau_2$	-4,66E-05	1,19E-05	-3,92	*
<b>Determinantes de la ineficiencia</b>				
$\delta_0$	0,81	0,11	7,53	*
$\delta_1$	0,00	0,00	3,26	*
$\delta_2$	0,04	0,01	4,40	*
$\delta_3$	-0,06	0,01	-10,89	*
$\delta_4$	-0,07	0,01	-7,64	*
$\delta_5$	0,00	0,00	-10,47	*
<b>Parámetros de interés</b>				
$\sigma^2$	0,01	0,00	18,82	*
$\gamma$	0,24	0,10	2,55	**

Elaboración: Propia

\* Significativo al 1%

\*\* Significativo al 5%

\*\*\* Significativo al 10%

**BIBLIOGRAFÍA**

- Aigner, DJ, Lovell, CAK y Schmidt, P. (1977). "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models". *Journal of Econometrics* 6:21-37.
- Banco Central de Bolivia. *Memorias Anuales de las gestiones 2001 y 2006*.
- Battese, G. y Coelli, T. (1995). "A model for technical inefficiency in a stochastic frontier production function for panel data". *Empirical Economics* (1995) 20:325-332.
- \_\_\_\_\_ y Corra, G. (1977). "Estimation of a production frontier model: with application to the Pastoral zone off Eastern Australia". *Australian Journal of Agricultural Economics* 21:3, 169-79.
- Berger, A. (1993). "Distribution free' estimates of efficiency in the U.S. banking industry and tests of the standard distributional assumptions". *Journal of Productivity Analysis* 4:3 (septiembre), 261-92.
- Berger, A. y De Young, R. (2001). "The effects of geographic expansion on bank efficiency" Federal Reserve of Chicago, WP 200-14.
- \_\_\_\_\_ y Humphrey, D. (1997). "Efficiency if financial institutions: international survey and directions for future research" The Wharton Financial Institutions Center.
- \_\_\_\_\_ y Mester, L. (1997). "Inside the black box: what explains differences in the efficiencies of financial institutions?" Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper N°97-1.
- \_\_\_\_\_ (1999). "Explaining the dramatic changes in performance of U.S. banks: technological change, deregulation and dynamic changes in competition" The Wharton Financial Institutions Center.
- Christensen, L., Jorgenson D. y Lau, L. (1973). "Transcendental logarithmic production function". *Review of Economics and Statistics* 55:1 (febrero), 28-45.
- Coelli, T. (1993). "Finite sample properties of stochastic frontier estimators and associated test statistics". Working papers in



Econometrics and Applied Statistics, N°70, Department of Econometrics, University of New England, Armidale.

\_\_\_\_\_ (1996). "A guide to FRONTIER Version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation". Center for Efficiency and Productivity Analysis (PEA), Department of Econometrics, University of New England, Working Papers N°7/96

\_\_\_\_\_, Rao D. Y Battese, G. (1998). "*An introduction to efficiency and productivity analysis*" Boston: Kluwer Academic Publishers.

Díaz, O. (2007). "Relación entre el sistema financiero y el crecimiento económico". Banco Central de Bolivia, Gerencia de Entidades Financiera (no publicado).

Farrell, M.J. (1957): "The Measurement of Productive Efficiency". Journal of the Royal Statistical Society Series A. General 120(3): 253-282.

Girardone, C., Molyneux, P. y Gardener, E. "Analyzing the determinants of bank efficiency: the case of Italian banks". School of Accounting, Banking of Economics, University of Wales Bangor, Gwynedd, Bangor.

Harvey Leibenstein (1996). Allocative Efficiency vs. "X-Efficiency". The American Economic Review, Vol. 56, N° 3 (Jun., 1996), pp. 392-415.

Jondrow, J., Lovell, C., Materov, S. y Schmidt, P. (1982). "On the estimation of technical efficiency in the stochastic frontier production function model". Journal of econometrics 19:2/3 (agosto), 233-38.

Leong, W.H., Dollery, B. and Coelli, T.J. (2003), "Measuring the technical efficiency of banks in Singapore for the period 1993 to 1999: An application and extension of the Bauer et al (1997) technique", ASEAN Economic Bulletin, 20, 195-210.

Kaparakis, E., Miller, S. y Noulas, A. (1994). "Short-run cost inefficiency of commercial banks: a flexible stochastic frontier approach". Journal of money, credit and Banking, Vol. 26, N°4 (noviembre), pp. 875-893.

- Kumbhakar, S. y Lovell, K. (2000). "*Stochastic frontier analysis*". Cambridge University Press.
- Levine R. (1997). "Desarrollo financiero y crecimiento económico: Enfoques y temario". *Journal of Economic Literature*, vol. XXXV (junio). Págs 688-726.
- Mas-Collel, A., Winston, M., Green, J. (1995). "*Microeconomic Theory*". Oxford University Press.
- Meeusen, W., y van den Broeck, J. (1977). "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error". *International Economic Review* 18:2 (junio), 435-44.
- Mester, L.J. (1993). "Efficiency in the savings and loan industry". *Journal of Banking and Finance*, 17, 267-286
- \_\_\_\_\_ (1996). "A study of bank efficiency taking into account risk-preferences". *Journal of Banking and Finance* 20, 1025-1045.
- \_\_\_\_\_ (1997). "Measuring efficiency at U.S. banks: accounting for heterogeneity is important". *European Journal of Operational Research* 98, 230-242.
- Nina, O. (1998). "Desregulação financeira e ineficiencia bancaria: o caso Boliviano". Pontificia Universidad Católica do Rio de Janeiro, Dissertação de Economia.
- Salas, S. (1999). "Economías de escala y de ámbito en el sistema bancario boliviano". Universidad Católica Boliviana, Departamento de Economía, Tesis de Grado.
- Sealey, C. y Lindley, J. (1977). "Inputs, outputs, and theory of production and cost at depository financial institutions" *Journal of Finance* 32, 1251-1266.
- Wang, H. y Schmidt, P. (2002). "One step and two step estimation of the effects of exogenous variables of technical efficiency". *Journal of Productivity Analysis* 18, 129-144.

## RESUMEN

A partir de la segunda mitad de la década de los ochenta Bolivia atravesó un proceso de liberalización del sector bancario con el propósito de alcanzar mayor eficiencia, productividad y rentabilidad que tuvo su mayor intensidad en la década pasada, cuando la banca experimentó profundas transformaciones como resultado de cambios regulatorios y de episodios de contracción de la actividad financiera. Estos hechos tuvieron un impacto importante tanto sobre la estructura productiva de la industria bancaria en general como de cada institución en particular. Con el fin de cuantificar dichos cambios se estimaron los niveles de ineficiencia en costos en el sistema bancario, que en promedio durante el período de análisis fue de 36%. Asimismo, se identificaron las variables que contribuyen a explicar las diferencias de eficiencia entre las entidades analizadas.

**Clasificación JEL:** C23, G14, G21

**Palabras clave:** fronteras estocásticas, costos, eficiencia, sistema bancario

# **CARACTERÍSTICAS DE LA INFLACIÓN IMPORTADA EN BOLIVIA: ¿PUEDE CONTENERSE CON POLÍTICA CAMBIARIA?**

MARCO ANTONIO LAGUNA VARGAS\*

---

\* Las conclusiones vertidas en el presente documento son de exclusiva responsabilidad del autor y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Bolivia. Cualquier comentario es bienvenido al correo: [mlaguna@bcb.gob.bo](mailto:mlaguna@bcb.gob.bo)

## RESUMEN

Como resultado de la inflación importada, la inflación anual en Bolivia se incrementó desde el año 2006 y desde fines de 2007 superó un dígito. El Banco Central de Bolivia dinamizó la apreciación de la moneda con el fin de contener las presiones originadas por los elevados precios internacionales de alimentos y las apreciaciones de las monedas de los principales socios comerciales. A pesar de ello, la inflación continuó en ascenso, generando interrogantes a cerca de la efectividad de la política cambiaria.

En este documento se estudia el efecto de las presiones inflacionarias externas y la contribución de la política cambiaria a la estabilidad de precios, en comparación a otros países. Los resultados muestran que la relación entre la inflación y el comportamiento del tipo de cambio conocido como el *pass-through* del tipo de cambio se redujo en los últimos 10 años. No obstante, se muestra que la inflación hubiera sido mayor de no haberse apreciado el boliviano ya que su aporte al control de la inflación se efectivizó a través de su efecto sobre los precios de los bienes y servicios importados. Bajo un régimen de tipo de cambio menos rígido, su efecto sobre la estabilidad de precios hubiera sido mayor aunque hubiera tenido costos elevados debido al alto grado de dolarización de la economía.

**Clasificación JEL:** C32; E31; F31.

**Palabras clave:** inflación importada, *pass through*, tipo de cambio, VAR

## I. INTRODUCCIÓN

El documento estudia el efecto de los precios internacionales sobre los precios domésticos en Bolivia entre 1998 y 2008, dándose énfasis al período 2006 a 2008 cuando los precios internacionales de productos básicos, especialmente del petróleo y de los alimentos, alcanzaron niveles elevados históricos y las monedas de los principales socios comerciales de Bolivia se apreciaron significativamente.<sup>1</sup>

La siguiente sección describe las características de la inflación internacional en el período de estudio y se hace una breve revisión de la literatura empírica con relación al papel estabilizador del tipo de cambio. En la tercera sección se realizan estimaciones del efecto de los precios internacionales y del tipo de cambio sobre los precios domésticos en países seleccionados de Sudamérica y se las compara con estimaciones previas. Posteriormente, mediante análisis de impulso respuesta, se estudian las características de la inflación importada en el caso boliviano. La sección final describe las principales conclusiones.

## II. CARACTERÍSTICAS DE LA INFLACIÓN IMPORTADA

Los años noventa y principalmente los primeros de la presente década se caracterizaron por la reducción de la inflación tanto en las economías desarrolladas como en las emergentes. En las últimas se acompañó por un desempeño más exitoso en términos macroeconómicos y por cambios significativos en la instrumentación y la credibilidad de la política monetaria, en varios casos, con preferencia hacia regímenes de tipo de cambio más flexibles y el abandono de metas de agregados monetarios (Mohanty y Turner, 2008).

Sin embargo, el aumento de precios internacionales entre 2006 y 2008, se presentó como un desafío para la política económica en su objetivo de estabilidad de precios. En esta labor, existe la tentación de atribuir un rol poco significativo al tipo de cambio, ya que se observó una reducción en su transmisión sobre los precios domésticos (*pass through* del tipo de cambio). No obstante, tampoco se puede desmerecer el papel que tuvo, y que continúa ejerciendo el tipo de cambio nominal en varios países, para aislar o reducir los efectos de las fluctuaciones en los mercados

---

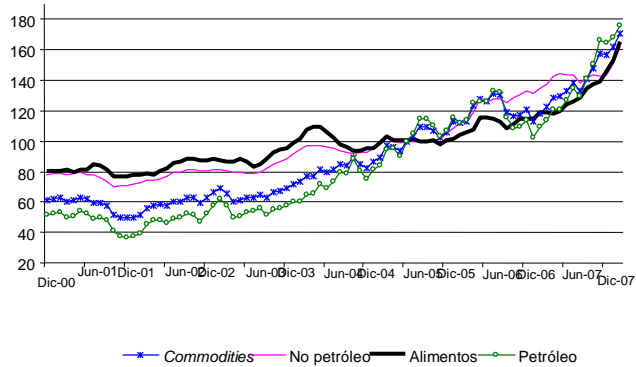
<sup>1</sup> El trabajo se realizó con información hasta el mes de marzo de 2008.

internacionales y/o como referencia fundamental de los precios domésticos. Frente a la magnitud de la inflación internacional, se ha realizado la discusión sobre el régimen cambiario, la suficiencia como mecanismo estabilizador y su interacción con la política monetaria.

## II.1 MAYOR INFLACIÓN A NIVEL MUNDIAL

De acuerdo a los índices de precios calculados por el Fondo Monetario Internacional, hasta marzo de 2008, los precios de los *commodities* en el mundo presentaron niveles record e incrementaron en más de 50% en los dos últimos años, siendo de particular importancia el incremento en los precios de los alimentos y energéticos cuyo aumento fue cerca al 60% en el mismo período.

Gráfico 1: Índices de Precios de *Commodities*



Fuente.- Fondo Monetario Internacional: *World Economic Outlook*.  
Elaboración Propia.

En los países emergentes se observaron aumentos de la inflación, las metas inicialmente programadas fueron superadas en muchas economías y en varias de ellas la inflación anual se acercó o superó el 10% en 2007 (FMI-2008). En los reportes de inflación de varios países de Sudamérica se evidenció su impacto y, como un factor esencial para el repunte de la inflación, se señaló el incremento de los precios internacionales de

productos básicos mayor al esperado y que se ha transmitido sobre los precios domésticos de los alimentos y combustibles.<sup>2</sup>

Para la respuesta de política económica, es importante la naturaleza transitoria o permanente de la inflación internacional. Ante choques transitorios, el mercado y/o políticas pueden generar respuestas para aminorar las presiones inflacionarias; sin embargo, cuando son permanentes, se requieren de respuestas de política económica de mediano plazo que consideren la velocidad, la forma del ajuste y los costos en términos de bienestar. Aunque los choques en los precios de alimentos y energéticos se caracterizaron como choques de oferta con un alto componente especulativo, los pronósticos otorgaron una probabilidad de que el desbalance entre la oferta y demanda mundial de alimentos continúe sosteniendo presiones inflacionarias importadas. También es importante recordar que existen efectos retardados hasta que se produzca un ajuste pleno, y que los efectos de segundo orden (expectativas y ajustes de precios relativos) pueden tener repercusiones importantes, más aún cuando el choque es de magnitud considerable.

Esta coyuntura contrasta con los modelos aplicados y la forma tradicional de instrumentación de política económica donde normalmente se asumen niveles de inflación internacional moderados y donde la estabilidad macroeconómica es un aspecto inherente a las políticas y la coyuntura interna. Las políticas aplicadas en la coyuntura mencionada deben asignar una ponderación adicional a las fluctuaciones de los precios internacionales y a los movimientos de capitales (Noyer, 2006; Dooley y Truman, 2006).

En Bolivia se observó en 2007 tasas de inflación superiores en comparación a otros países debido a los precios de alimentos y bebidas, y existe una tendencia a señalar que el traspaso de los precios internacionales de alimentos habría sido más severo que otras economías de Sudamérica (Gráfico 2 y 3). La inflación anual en Bolivia fue de 11,7% en diciembre de 2007 y la del capítulo de alimentos y bebidas superó el 30%. En cambio, los precios de los energéticos se encuentran subsidiados por el Gobierno y no se produjeron ajustes. Sin embargo, la

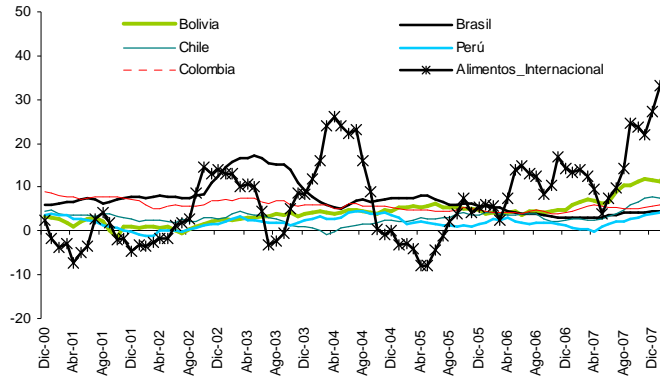
---

<sup>2</sup> Los reportes de inflación, o similares, de los bancos centrales de Chile (2008), Perú (2008), Argentina (2008) y Bolivia (2008) señalan al incremento de los precios de los alimentos como factor relevante en los registros de inflación.



evaluación o estimación del efecto de los precios internacionales en los últimos años presenta dificultades adicionales debido a que la inflación importada no es el único factor de relevancia en el repunte de la inflación.<sup>3</sup>

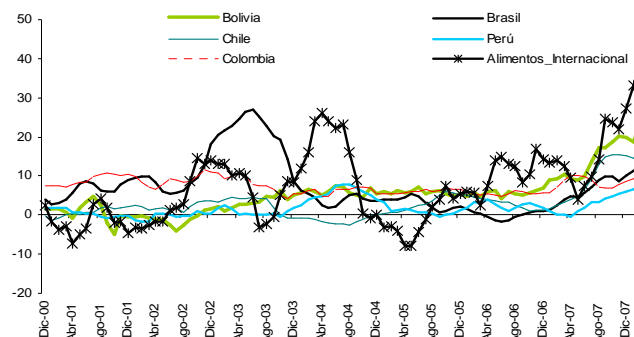
**Gráfico 2: Inflación en países seleccionados  
(Variación a doce meses, en porcentaje)**



Fuente.- FMI e Institutos de Estadística.  
Elaboración Propia.

<sup>3</sup> Los Informes de Política Monetaria y los Reportes de Inflación señalan como factores del incremento de la inflación, la reducción de la oferta por problemas climatológicos, la inflación importada por efecto del alza de la inflación internacional y la apreciación de las monedas de los principales socios comerciales, las expectativas de inflación y la especulación en los mercados y, en menor medida, por efecto de una mayor demanda agregada.

**Gráfico 3: Inflación de alimentos en países seleccionados (Variación a doce meses, en porcentaje)**



Fuente.- FMI e Institutos de Estadística.  
Elaboración Propia.

Por otro lado, el efecto de los precios internacionales sobre los precios domésticos no es directo ya que la propia estructura de la economía presenta mecanismos de compensación y/o de propagación que dificultan extraer conclusiones generalizables respecto a la respuesta de los precios. Estos aspectos tienen que ver con los distintos canales de transmisión del tipo de cambio y de los precios internacionales que se analizará más adelante. No obstante, es oportuno señalar que existen factores, generalmente de orden microeconómico, de por qué los precios internacionales (entendidos como el precio expresado en moneda local) no se reflejan en su totalidad en los precios de las importaciones y, por tanto, en los precios domésticos (Mishkin (2008), Winkelried (2003), Millar (2003). Por ejemplo, la estructura y competencia del mercado donde se venden y compran los productos importados puede generar compensaciones en el *mark-up* ante el aumento de precios internacionales, los costos de transporte pueden tener su propia dinámica de comportamiento generando diferencias en la evolución de los precios finales, un mayor porcentaje de componente nacional en los productos finales o menor grado de penetración de las importaciones también reduce el impacto de los precios internacionales, etc.

En el caso boliviano, la recomposición de las importaciones de alimentos semielaborados y elaborados de acuerdo al país de origen fue uno de los

mecanismos compensatorios que el mercado generó. Aunque se observa un crecimiento del valor de las importaciones desde 2004, la participación de las importaciones de origen chileno se redujo desde un 35% del total en 2002 a 23% en 2007 e incrementó la participación de las procedentes de Argentina. Este comportamiento tendría relación con el rumbo del tipo de cambio de estos dos países, con tendencia a la apreciación en el primero y a la depreciación en el segundo, principalmente entre 2003 y 2007.

**Cuadro 1: Estructura de las importaciones de alimentos elaborados y semielaborados**  
(En porcentajes, valor e índices)

PAÍS	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Argentina	17,0	18,9	18,3	19,8	22,6	24,8
Brasil	9,0	10,3	13,9	12,7	13,7	13,9
Chile	35,2	31,5	28,8	22,9	23,0	21,2
Estados Unidos	7,7	9,1	9,1	16,4	9,8	13,2
Perú	9,6	10,0	10,2	9,6	9,8	10,7
Resto	21,5	20,2	19,7	18,6	21,0	16,2
<b>TOTAL</b>	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Índice Precio	100,0	112,5	114,4	124,0	144,0	149,2
Índice Cantidad	100,0	107,0	87,3	106,7	96,9	144,0

Fuente.- Bases de datos del INE.  
Elaboración propia.

Los países también adoptaron medidas de política poco usuales para moderar los problemas de desabastecimiento de los mercados, tales como la prohibición de exportaciones y/o mayores facilidades para la importación de productos específicos, y mayor discrecionalidad en el caso de precios regulados.

No obstante, en la medida que las variación de los precios internacionales es persistente y/o de elevada magnitud, los mecanismos compensatorios como los mencionados tienden a ser menos efectivos, pues se generan inconsistencias que no pueden sostenerse en el tiempo, como por ejemplo, diferencias significativas en los precios de bienes transables entre los países que generan incentivos para reasignación de recursos productivos no necesariamente de acuerdo a las perspectivas de mediano plazo.

## II.2 TRANSMISIÓN DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL

Al estudiar la inflación importada es ineludible referirse al *pass-through* del tipo de cambio, puesto que el comportamiento de esta variable puede ser fundamental en la formación de los precios. Los resultados empíricos señalan que este indicador experimentó una reducción importante en la última década tanto en economías emergentes como desarrolladas. La tendencia reciente a la apreciación de las monedas con relación al dólar y el repunte de la inflación en las economías emergentes, sugieren una reducción adicional del *pass-through* del tipo de cambio.

### II.2.1 REDUCCIÓN DEL *PASS-TROUGH* DEL TIPO DE CAMBIO

En la reunión sobre mecanismos de transmisión en economías emergentes (BIS, 2008) se destacó la reducción del *pass-through* del tipo de cambio en un gran número de países. Mihaljek y Klau (2008) estiman para el período 2001-2006 valores de hasta un tercio menores con relación a los estimados para el período 1994-2001.<sup>4</sup>

Aunque en el caso de las economías dolarizadas la reducción del *pass-through* también fue significativa, las estimaciones proporcionan valores mayores en comparación a economías no dolarizadas. En Rossini y Vega (2007), se menciona que las estimaciones para Perú efectuadas hasta el año 2003 arrojaban valores entre 0,1 y 0,2, las mismas que eran superiores a las estimadas para Colombia y Chile. De la misma manera, estimaciones de Mihaljek y Klau (2007) para Perú indican un *pass-through* de 0,09 para el período 2001-2006, mayor al 0,05 y 0,03 estimados para Brasil y Chile.

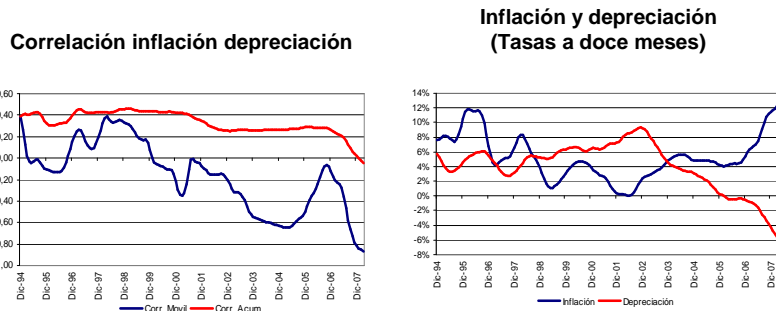
En el caso boliviano Morales y Sachs (1990) estiman *pass-through* completo (igual a uno) en el período de estabilización de los años ochenta (1985), período en el cual el tipo de cambio fue esencial para anclar las expectativas sobre la evolución futura de los precios internos. Sin embargo, éste fue reduciéndose en forma gradual. En el gráfico siguiente

---

<sup>4</sup> Los trabajos se refieren mayormente al *pass through* del tipo de cambio nominal, aunque también hay trabajos que se refieren al del tipo de cambio real. Por la importancia de diferenciar el efecto de la inflación internacional de la del tipo de cambio generalmente nos referimos al *pass through* del tipo de cambio nominal.

se aprecian correlaciones móviles (4 años) y acumulada (desde 1990) entre la tasa de variación del tipo de cambio nominal y la inflación anuales con datos desestacionalizados observándose períodos en los cuales predomina una relación negativa entre el tipo de cambio y la inflación, principalmente los años posteriores a 2006.

Gráfico 4:



Fuente: BCB-INE.  
Elaboración: Propia.

De esta manera, varios trabajos evidencian una reducción paulatina del *pass-through* pasando desde estimaciones del orden de 0,5 hasta la primera mitad de los años noventa a 0,25 de acuerdo a las estimaciones de Mendieta y Escobar (2005). Las estimaciones recientes aún no documentadas arrojan resultados diversos pero coinciden en señalar que el *pass-through* ha experimentado una reducción adicional.

Cuadro 2: Evolución del *pass through* del tipo de cambio en Bolivia

Autor	Período	Pass-Through
Morales y Sach (1990)	1983-1985	1,000
Huarachi y Gumiel (1987)	1985-1986	0,840
Morales (1989)	1986-1989	0,740
Dominguez y Rodrick (1990)	1988-1990	0,56 a 0,64
Comboni y De la Viña (1992)	1989-1991	0,650
Comboni (1994)	1992-1994	0,520
Orellana (1996)	1989-1996	0,520
Orellana y Requena (1999)	1989-1999	0,480
Cupé (2002)	1998-2001	0,300
Franco (2003)	1990-2002	0,260
Mendieta y Escobar (2005)	1991-2005	0,250

Elaboración Propia.

Existen razones muy bien respaldadas a nivel internacional a cerca de la reducción del *pass through*, muchas de las cuales también son aplicables al caso de Bolivia. De acuerdo a consultas efectuadas a los países, los factores más importantes que explicarían su reducción son la caída de la inflación y la flexibilización del tipo de cambio (Mihaljek y Klau, 2008).<sup>5</sup> Sin embargo, la literatura también pondera a la globalización de los mercados y los cambios en la composición de las importaciones como factores que contribuyeron a la reducción del *pass-through*.<sup>6</sup> La reducción del *pass-through* también se observó desde el tipo de cambio a los precios de importaciones y/o precios que tienen relación directa con los precios internacionales.<sup>7</sup>

La hipótesis de que el *pass-through* del tipo de cambio depende del contexto inflacionario fue comprobada en varios países donde se muestra que éste es menor cuando se toma en cuenta ambientes con bajos y niveles estables de inflación, los cuales podrían explicarse por una política monetaria más ordenada y efectiva en términos de transparencia y control de la inflación. Éste es el caso de países de la OECD donde se estima que el *pass-through* difiere significativamente

---

<sup>5</sup> Según las estadísticas del Fondo Monetario Internacional cada vez hay más países con regímenes de tipo de cambio más próximos al tipo de cambio flexible. El número de países emergentes con flotación administrada sin una tendencia pronunciada en el tipo de cambio incrementó de 19 en 1990 a 39 en 2001, y aquellos con plena flexibilización incrementaron de 4 a 26 en el mismo periodo.

<sup>6</sup> La globalización de los mercados incrementó la competencia del sector transable y las empresas absorben parte de las variaciones transitorias del tipo de cambio. Asimismo, Campa y Goldberg (1999) sugieren que a la reducción de *pass-through* en las economías desarrolladas contribuyó el cambio en la composición de las importaciones desde bienes o productos sobre los cuales existe un alto *pass-through* hacia otros de bajo *pass-through*.

<sup>7</sup> La evidencia empírica indica que el *pass through* del tipo de cambio y de los precios internacionales es menor a la unidad y tiene un mayor efecto sobre los precios de productos importados con relación al que tienen sobre los precios al productor, a su vez el efecto en estos últimos es superior al que tienen sobre los precios finales. La ausencia de un traspaso completo y las diferencias en la magnitud se deben a factores microeconómicos como por ejemplo la presencia de costos de ajuste (costos de menú u otros) que limitan un ajuste pleno, una estructura de mercado con márgenes de ganancia que se ajustan para compensar las variaciones del tipo de cambio (ej. discriminación de precios), la penetración y/o dependencia de los productos importados que merma el efecto transmisión y la sustitución entre productos e insumos importados y nacionales (Winkelried - 2003, Miller-2003). No obstante, algunos de estos factores pueden tener efectos asimétricos e incluso inversos si el tipo de cambio o los precios internacionales disminuyen. Por ejemplo, ante aumentos de estas variables los márgenes de ganancia pueden reducirse para amortiguar el efecto sobre los precios; sin embargo, el incremento del margen podría ser mayor o menor cuanto estas variables se mueven en sentido contrario.

cuado se estima para períodos de alta y de baja inflación.

Con tipos de cambio más flexibles, como en los regímenes de metas de inflación, se pudo reducir la inflación y su variabilidad así como aislar los choques externos transitorios. Sin embargo, se presentan fluctuaciones del tipo de cambio que aumentan la incertidumbre del tipo de cambio alrededor de la tendencia generándose una menor relación entre el tipo de cambio y los precios internos. En este marco, Edwards (2006) encuentra que los países en desarrollo con regímenes de metas explícitas de inflación, o sea con tipos de cambio más flexibles que fijos, presentan mayor reducción en el *pass-through* del tipo de cambio.

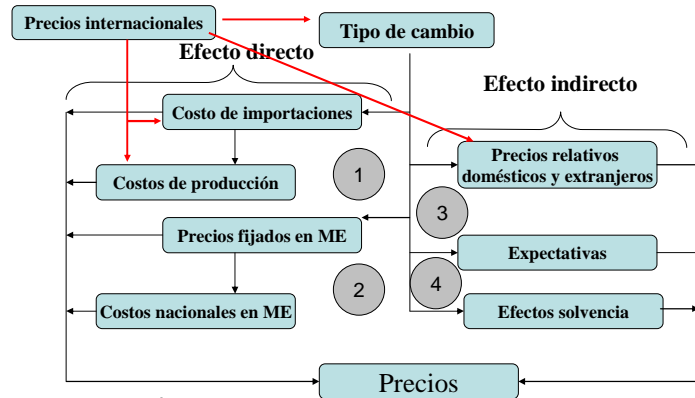
En el caso de Bolivia, la reducción de la inflación y su variabilidad fueron un factor esencial importante en la reducción del *pass-through* del tipo de cambio, pero al ser una economía dolarizada adquiere características diferentes.

- La reducción de la inflación y su variabilidad tuvieron repercusión directa sobre el canal directo del tipo de cambio, puesto que reducen el número de precios y costos que son fijados en moneda extranjera. En los años ochenta y noventa incluso los precios minoristas se fijaban en dólares o en dólares convertidos al tipo de cambio vigente. Conforme reduce la inflación también lo hace esta práctica observándose un menor efecto del tipo de cambio (1 y 2 en el gráfico 5).<sup>8</sup> En esta línea y de acuerdo a los modelos de rigideces en economías dolarizadas que sugieren que la dolarización reduce en la medida que se disipan las rigideces cuando el tipo de cambio se libera, Mendieta y Escobar (2005) encuentran una relación no lineal de largo plazo entre tipo de cambio y nivel de precios, concluyendo que las apreciaciones del boliviano generarían descensos graduales del *pass-through*.

---

<sup>8</sup> Rossini y Vega (2007) proporcionan una explicación similar para el Perú.

Gráfico 5: Canales de transmisión del tipo de cambio y los precios internacionales



- Los cambios en el canal indirecto a través de las expectativas proveen otra explicación. Cuando la inflación se reduce, las expectativas de inflación presentan un menor vínculo con la evolución del tipo de cambio, observándose períodos (1997-2002) donde la inflación cae a pesar de que la depreciación del tipo de cambio nominal se incrementa (3 en el gráfico 5).
- Otro aspecto particular a la economía boliviana son los precios administrados. En Bolivia, los precios de los hidrocarburos se encuentran subsidiados reduciendo el impacto del tipo de cambio sobre los precios de toda la cadena productiva.
- Un canal de transmisión adicional es el efecto riqueza u hoja de balance del tipo de cambio por posiciones deudoras o acreedoras netas en moneda extranjera. El acelerado y reciente proceso de bolivianización, acompañado con apreciación del boliviano, generó incentivos para reducir las posiciones acreedoras netas (o incrementar las posiciones deudoras netas) en moneda extranjera reduciendo el efecto del tipo de cambio sobre los precios (4 en el gráfico 5).



Ante el incremento de la inflación internacional y los movimientos cambiarios en los socios comerciales es importante conocer si en los últimos años se ha producido una reducción adicional del *pass-through* del tipo de cambio, y frente a ello, cuáles son los desafíos que enfrenta la economía boliviana en términos de estabilidad macroeconómica.

Como resultado de la coyuntura internacional entre 2006 y 2008, las economías emergentes y en particular varios socios comerciales experimentaron apreciaciones nominales y reales importantes de sus monedas. En forma inversa, las tasas de inflación se incrementaron observándose correlaciones negativas entre la tasa de depreciación y la inflación, especialmente en el período 2004-2008 donde se destacan mayores correlaciones negativas significativas para Bolivia y Colombia.

**Cuadro 3: Indicadores de inflación y depreciación en Bolivia y en países socios comerciales seleccionados (En porcentajes)**

Año	Argentina		Bolivia		Brasil		Chile		Colombia		Perú	
	$\pi$	d	$\pi$	d	$\pi$	d	$\pi$	d	$\pi$	d	$\pi$	D
2000	-0,7	0,0	3,4	6,7	6,0	8,1	4,5	8,1	8,9	19,5	3,7	0,5
2001	-1,5	5,1	0,9	6,7	7,7	18,4	2,6	15,5	7,1	1,8	-0,1	-2,4
2002	41,0	222,3	2,4	9,8	12,5	53,1	2,8	8,9	6,9	25,5	1,5	2,0
2003	3,7	-13,4	3,9	4,5	9,3	-18,0	1,1	-17,8	6,0	-2,7	2,5	-1,5
2004	6,1	1,4	4,6	2,8	7,6	-8,3	2,4	-6,2	5,4	-13,7	3,5	-5,3
2005	12,3	1,7	4,9	-0,6	5,7	-12,4	3,7	-7,7	4,8	-4,6	1,5	4,5
2006	9,8	1,4	4,9	-0,6	3,1	-8,2	2,6	3,7	4,1	-2,0	1,1	-6,8
2007	8,5	2,6	11,7	-4,9	4,5	-16,7	7,8	-6,4	5,6	-9,9	3,9	-6,3
Corr. 2000-2008	-0,44		-0,85		0,36		0,04		0,52		-0,19	
Corr. 2000-2004	-0,59		-0,76		0,04		0,76		0,56		-0,02	
Corr. 2004-2008	-0,18		-0,76		-0,50		-0,52		-0,69		-0,45	

Fuente.- Bancos centrales de los países e institutos de estadística de los países.  
Elaboración Propia.

En el cuadro anterior también se observa que la sumatoria acumulada de las variaciones de precios fue mayor y de las apreciaciones entre 2004 y 2008 fue mucho menor en Bolivia y Argentina con relación a las registradas en Brasil, Chile, Colombia y Perú. Este comportamiento no solo sugiere una reducción adicional del *pass-through* del tipo de cambio, sino también que la coyuntura externa y el comportamiento del tipo de cambio es relevante para la estabilidad de precios.

### III. EFECTO DE LA INFLACIÓN IMPORTADA SOBRE LOS PRECIOS INTERNOS

En esta sección se analizan el grado de transmisión de las variaciones de los precios internacionales de los alimentos y de los energéticos sobre la inflación total y de alimentos en países seleccionados de Sudamérica; y se estudia el rol que ha jugado el tipo de cambio sobre la inflación doméstica. Para ello se estiman modelos simples y de datos de panel balanceado considerando información de Colombia, Perú, Brasil, Chile y Bolivia para el período entre 1998 y 2008.

Las estimaciones econométricas simples del *pass-through* para datos trimestrales del período 1998-2008 con base en especificaciones estándar incluyen como principales variables explicativas la inflación de períodos anteriores, las variaciones del tipo de cambio nominal, la brecha de producto e indicadores de inflación internacional expresada en dólares.<sup>9</sup> Los resultados permiten extraer las siguientes conclusiones:<sup>10</sup>

**Cuadro 4: Estimaciones simples: Transmisión de los precios externos y del tipo de cambio**

	TCN		Alimentos		Petróleo		Brecha	
	CP	LP	CP	LP	CP	LP	CP	LP
<b>Perú</b>	0,1055	0,1245	0,037	0,0436	0,0237	0,028	0,082	0,0967
<b>p-value</b>	2,0%		5,0%		1,2%		2,2%	
<b>Chile</b>	0,0259	0,0411	0,0379	0,0601	0,0129	0,0204	0,0872	0,1383
<b>p-value</b>	8,7%		1,9%		6,3%		2,0%	
<b>Colombia</b>	0,0452	0,0767	0,0169	0,0287	(+)		0,0476	0,0807
<b>p-value</b>	0,0%				ns			
<b>Bolivia</b>	(-)		0,0698	0,2054	(+)		(+)	
<b>p-value</b>	ns		0,1%		ns		ns	
<b>Brasil</b>	0,0428	0,0616	(+)		0,032	0,0461	nd	
<b>p-value</b>	0,5%		ns		1,6%			

Elaboración Propia.

Nota.- ns : No significativo estadísticamente. nd: no disponible  
CP: Corto plazo, LP: Largo plazo, TCN: Tipo de cambio nominal.

<sup>9</sup> Las variables utilizadas corresponden a series sin el componente estacional y en el caso de series muy volátiles se toma en cuenta el componente de tendencia y ciclo estimado mediante filtros concatenados de promedio móviles de Henderson (X12- ARIMA). La brecha del producto se estima por medio del filtro Hodrick Prescott. Como inflación internacional se consideran las variaciones de precios de alimentos y de petróleo (*commodities*) reportadas por el FMI en el *world economic outlook* del mes de abril de 2008.

<sup>10</sup> Los coeficientes para la brecha del producto fueron significativos en todas las estimaciones para las economías incluidas.

- Con excepción de Perú donde se estima que el *pass-through* del tipo de cambio estaría por el orden de 0.1, los niveles estimados son inferiores a los valores estimados en trabajos previos.
- El *pass through* del tipo de cambio estimado para Bolivia no fue estadísticamente significativo, lo cual difiere con los resultados previos recientes donde se tiene un valor positivo superior a 0,15 y estadísticamente significativo. La principal diferencia con relación a los trabajos previos es el período de muestra, las mismas que generalmente toman datos desde 1990, mientras que en el caso actual corresponde a los últimos diez años, período caracterizado por la apreciación de la moneda para reducir el impacto de la inflación importada.
- Las estimaciones del *pass through* de los precios internacionales sobre los precios domésticos indican que son significativos estadísticamente en Perú, Chile y Bolivia y en menor medida en el caso de Colombia. Sin embargo, con excepción de Bolivia el efecto en el corto plazo sería menor al 5%.
- En el caso del incremento de los precios del petróleo, las economías donde se estimó un efecto positivo y significativo son Chile, Perú y principalmente Brasil, consistente con su carácter de economías importadoras de energéticos. En cambio, en Bolivia y Colombia que son economías productoras de petróleo, y donde los precios de algunos de sus derivados tienen carácter administrado no se encuentra un efecto significativo. Cabe destacar que las estimaciones previas para Bolivia con referencia a los años noventa y parte de la presente década muestran un valor positivo debido a que los precios de energéticos en el mercado interno, en buena parte del período, se ajustaban en función de las variaciones de los precios internacionales. Como se mencionó, en los años recientes estos precios no registraron variaciones.

Con el objetivo de comparar las magnitudes del efecto de los precios internacionales sobre los precios domésticos y de contar con estimaciones promedio para los países considerados, se estimaron modelos trimestrales de datos de panel balanceado para el período 1998-2008 bajo la siguiente especificación general.

$$\pi_{t,j} = \alpha_j + \beta_{1,j} \pi_{t,j}^* + \beta_{2,j} \Delta e_{t,j} + \beta_{3,j} \Delta y_{t,j} + \beta_{4,j} \pi_{t-i,j} + P(\alpha_j) \quad (1)$$

Donde:

$\pi_{t,j}$  = Inflación doméstica del país  $j$  en el período  $t$ .

$\pi_{t,j}^*$  = Inflación externa

$\Delta e_{t,j}$  = Variaciones en el tipo de cambio

$\Delta y_{t,j}$  = Crecimiento o brecha del producto

$\pi_{t-i,j}$  = Inflación doméstica rezagada  $i$  períodos

$P(\alpha_j)$  = Otras variables explicativas: variables dummies, estacionales, etc.

$\alpha_j$  y  $\beta_j$  = Parámetros

$j$  = país 1, país 2, país 3,....

$t$  = 1998, 1999,....

Los resultados se resumen en el cuadro siguiente y permiten destacar que:

- El *pass through* promedio estimado para los países considerados es 0,07, un valor modesto y similar al encontrado con las estimaciones simples presentadas en el Cuadro 4. Por su parte, el efecto de los precios internacionales de alimentos, y principalmente del petróleo, presentan un menor grado de transmisión que el del tipo de cambio sobre los precios internos. El menor valor del *pass through* de los alimentos tiene origen en el menor efecto estimado para Perú y el valor no significativo encontrado para Brasil, y de manera similar a las estimaciones presentadas en el cuadro anterior señalan que la inflación

internacional de alimentos es un aspecto que habría tenido mayor importancia para Bolivia y Chile.

**Cuadro 5: Parámetros estimados con el panel balanceado**

	Coef	p value	Coef	p value	Coef	p value	Coef	p value
Perú_C	0,247	11,89%	0,279	1,86%	0,271	2,27%	0,275	3,12%
Brasil_C	0,935	0,00%	0,528	4,10%	0,724	0,91%	0,755	0,42%
Bolivia_C	0,597	0,07%	0,467	8,51%	0,467	8,46%	0,527	7,24%
Chile_C	0,393	1,77%	0,389	3,70%	0,382	3,27%	0,407	6,13%
Colombia_C	0,844	0,00%	1,323	0,02%	1,160	0,23%	1,110	0,20%
<b>Depreciación</b>	<b>0,063</b>	<b>0,00%</b>	<b>0,075</b>	<b>0,00%</b>	<b>0,069</b>	<b>0,00%</b>	<b>0,076</b>	<b>0,00%</b>
<b>Inf.Mundial Alimentos</b>	<b>0,045</b>	<b>0,17%</b>	<b>0,039</b>	<b>0,11%</b>				
Perú					0,037	3,32%	0,036	4,03%
Brasil					0,000	99,76%	0,014	60,02%
Bolivia					0,067	8,46%	0,062	15,49%
Chile					0,059	1,82%	0,068	1,67%
Colombia					0,080	7,28%	0,082	4,42%
<b>Inf.Mundial Petróleo</b>	<b>0,012</b>	<b>6,94%</b>			<b>0,015</b>	<b>0,61%</b>		
Perú			0,012	8,34%			0,016	4,51%
Brasil			0,022	9,79%			0,030	2,08%
Bolivia			0,014	40,94%			0,014	45,88%
Chile			0,025	3,18%			0,028	3,34%
Colombia			0,004	82,44%			0,002	92,40%
<b>Rezago</b>	<b>0,352</b>	<b>0,00%</b>						
Perú			0,327	3,36%	0,232	14,88%	0,375	1,44%
Brasil			0,567	0,00%	0,520	0,00%	0,496	0,00%
Bolivia			0,464	1,17%	0,412	3,95%	0,383	6,01%
Chile			0,303	5,67%	0,284	5,71%	0,328	6,59%
Colombia			0,061	74,80%	0,098	62,33%	0,172	34,73%

Elaboración Propia.

Nota.- Las estimaciones con variable rezagada fueron realizadas por el método de momentos generalizados

- El precio internacional del petróleo tiene mayor relevancia sobre los precios domésticos en Brasil, Chile y Perú. Sin embargo, su magnitud sería menor a 3%.

- Destaca el alto grado de inercia inflacionaria en Bolivia estimado por el orden del 50%. Los modelos estándar del tipo de curva de *Phillips Neokeynesiana* (Mendieta y Rodríguez, 2007) arrojan valores de inercia levemente superiores. Por esta razón, las elasticidades de los precios domésticos a los precios internacionales en el largo plazo son significativamente más elevadas que las de corto plazo.

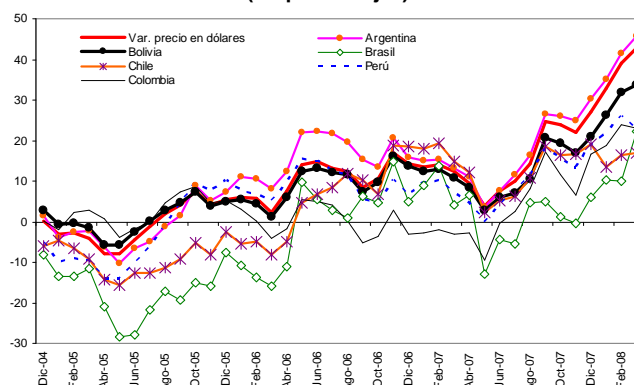
Se debe tener precaución en la interpretación de la reducción del *pass through* del tipo de cambio sobre los precios domésticos. Esta verificación estadística debe entenderse cabalmente y de acuerdo con la coyuntura. Recordemos que el período de estudio se caracteriza por el repunte de la inflación externa y apreciaciones de las monedas con relación al dólar americano, motivadas por el mercado o dirigidas en el caso administrado, Estas últimas fueron menores en varios casos y no compensaron totalmente la inflación externa observándose en consecuencia una relación inversa en la evolución del tipo de cambio y de los precios domésticos.<sup>11</sup> En esta dirección, se podría explicar la magnitud similar en los coeficientes de transmisión del tipo de cambio y de la inflación internacional: si el tipo de cambio y los precios externos relevantes presentan evoluciones similares no se observarían efectos muy importantes sobre los precios domésticos y su consideración conjunta en un modelo (inflación externa más depreciación) podría arrojar coeficientes no significativos, o bien el de la inflación externa expresada en moneda local sería menor.<sup>12</sup> Ello se puede observar en el Gráfico 6 donde se aprecian diferencias significativas entre la inflación internacional de alimentos en dólares y la misma expresada en moneda local para los países analizados, principalmente para Chile, Brasil, Perú y Colombia.

---

<sup>11</sup> Los movimientos del tipo de cambio deben obedecer a los fundamentos y no necesariamente para aislar las fluctuaciones de los precios internacionales, que pueden originarse o no en variaciones de los fundamentos del tipo de cambio real.

<sup>12</sup> Cuando se toma en cuenta la inflación expresada en moneda local, las estimaciones del *pass through* del tipo de cambio dejan de ser significativas en un porcentaje significativo de modelos alternativos estudiados.

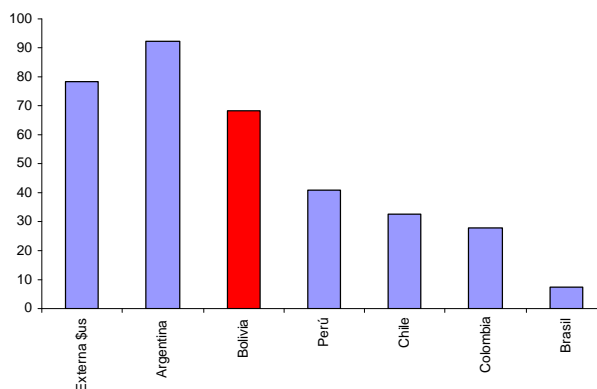
**Gráfico 6: Inflación externa de alimentos en dólares y expresada en moneda local  
local  
(En porcentajes)**



Fuente.- Bancos centrales e institutos de estadística de los países.  
Elaboración Propia.

De acuerdo a esta definición, la inflación internacional de alimentos en moneda local en la Argentina a marzo de 2008 habría sido mayor que cuando se expresa en moneda extranjera, mientras que en Bolivia se presenta una diferencia menor debido a que la apreciación del tipo de cambio nominal fue una de las más bajas de la región. Si se observa desde el año 2003, la apreciación significativa de las monedas en algunos países vecinos y socios comerciales permitió reducir el impacto que podrían haber tenido los precios internacionales de alimentos en la inflación doméstica. Brasil, Chile y Colombia son los países en los cuales la apreciación del tipo de cambio habría coadyuvado significativamente a reducir la inflación importada. En Bolivia, la variación externa de precios de 78% desde diciembre de 2003 reduce a sólo 68% cuando se expresa en bolivianos.

**Gráfico 7: Variación acumulada del precio internacional de alimentos (Expresado en moneda local: dic03-mar08: en porcentajes)**



Elaboración Propia.

La reducción del *pass through* del tipo de cambio, sin embargo, sugiere que el canal de expectativas ya no presenta la relevancia que tuvo en el pasado para el éxito de programas y/o políticas de estabilización cuando las variaciones del tipo de cambio eran fundamentales para el reajuste de los precios de los bienes y servicios que estaban denominados o indexados al dólar. Sin embargo, en el momento de adoptar políticas y posturas cambiarias, también se debe reconocer la asimetría del efecto del tipo de cambio sobre la inflación: según la evidencia internacional se tendría un mayor efecto cuando el tipo de cambio se mueve para arriba (depreciación nominal) que para abajo (apreciación nominal).

#### IV. LA INFLACIÓN IMPORTADA EN BOLIVIA

Para evaluar algunas de las características de la transmisión de precios internacionales se calcularon funciones impulso respuesta con base a la descomposición estructural de vectores autoregresivos (VAR-estructural) estimados para el período 1998 – 2008 bajo la siguiente especificación general (McCarthy, 1999).<sup>13</sup>

<sup>13</sup> En todos los casos las restricciones estructurales corresponden a las señaladas por la teoría macroeconómica.



$$\begin{aligned}
\pi_t^f &= E_{t-1}(\pi_t^f) + \varepsilon_t^f \\
y_t &= E_{t-1}(y_t) + b_1 \varepsilon_t^f + \varepsilon_t^y \\
\Delta e_t &= E_{t-1}(\Delta e_t) + c_1 \varepsilon_t^f + c_3 \varepsilon_t^y + \varepsilon_t^{\Delta e} \\
\pi_t^c &= E_{t-1}(\pi_t^c) + g_1 \varepsilon_t^f + g_2 \varepsilon_t^y + g_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \varepsilon_t^{\pi^c}
\end{aligned} \tag{2}$$

Se tiene un sistema caracterizado por choques externos, en este caso la inflación de precios en alimentos ( $\pi_t^f$ ); la brecha del producto ( $y_t$ ); la variaciones del tipo de cambio nominal ( $\Delta e_t$ ); y la inflación de precios al consumidor ( $\pi_t^c$ ).<sup>14</sup> Como inflación externa de alimentos se utilizan dos definiciones. La primera corresponde a la variación del índice de precios de alimentos del FMI (inflación externa: INF\_EXT). La segunda se calculó con base al promedio ponderado de los índices de precios de los principales socios comerciales expresados en dólares americanos (inflación externa ponderada: INF\_EXT\_PON):<sup>15</sup>

$$\pi_t^f = \frac{\prod_i^n (IPC_{it} / ITC_{it})^{\alpha_i}}{\prod_i^n (IPC_{it-1} / ITC_{it-1})^{\alpha_i}} - 1 = \frac{\prod_i^n (IPC_{it} / IPC_{it-1})^{\alpha_i}}{\prod_i^n (ITC_{it} / ITC_{it-1})^{\alpha_i}} - 1 \tag{3}$$

Donde:  $IPC_{it}$ : Índice de precios al consumidor del capítulo de alimentos del país  $i$  en el período  $t$ , con base 1990.

<sup>14</sup> Al igual que las estimaciones anteriores todos los datos son series sin componente estacional y en los casos que corresponde a sólo el componente cíclico estimado por el filtro de Hodrick Prescott.

<sup>15</sup> Se consideran los países vecinos socios comerciales con mayor ponderación en la importación de alimentos no procesados y procesados, estos son: Perú (19,6%), Brasil (26,9%), Chile (41,8%) y Colombia (11,7%). Se excluye a Argentina debido a que presenta cambios muy bruscos por el abandono al régimen de convertibilidad. Sin embargo, el efecto que hubiera tenido se considera implícitamente a través del impacto sobre los precios y tipo de cambio de los restantes países incluidos. Por facilidad de interpretación la fórmula anterior se expresa como variaciones; sin embargo, en las estimaciones se emplean cálculos con diferencias logarítmicas ya que permite reducir la volatilidad de las series empleadas.

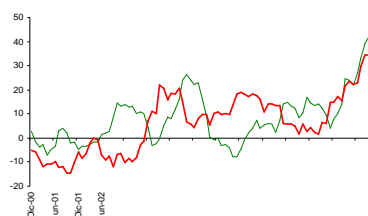
$ITC_{it}$  : Índice del tipo de cambio nominal del país  $i$  en período  $t$  con base 1990.

En las estimaciones se diferencia también el efecto de la depreciación y de la inflación de los socios comerciales tomando en cuenta sólo el numerador o denominador de la segunda parte de la ecuación anterior. Estas diferenciaciones permiten apreciar cómo la apreciación de los socios comerciales en los últimos años representa un factor adicional de inflación importada en Bolivia. En algunos períodos, la inflación externa ponderada (INF\_EXT\_PON, expresión completa de la fórmula anterior) es casi el doble de la inflación externa estimada con solamente los índices de precios de alimentos ponderados (IPC\_EXT, numerador de la segunda parte de la ecuación anterior).

Gráfico 8:

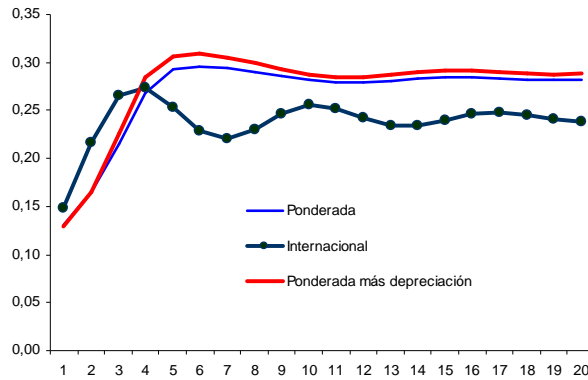
Inflación externa y ponderada anual  
(Porcentajes)

Inflación y depreciación externa  
ponderadas  
(Porcentajes)



*pass through* acumulado elevado, entre 0,1 y 0,15 en el corto plazo y al cabo de un año (4 trimestres) incrementa a un valor entre 0,2 y 0,25 para estabilizarse posteriormente entre 0,25 y 0,30. Las diferencias en el *pass through* cuando se incluye explícitamente la depreciación de Bolivia como parte de las variables (corrección para expresar la inflación en moneda nacional) no cambiaron significativamente lo cual es consistente con los niveles moderados en los movimientos del tipo de cambio en Bolivia.

**Gráfico 9: Funciones impulso respuesta de la inflación total**

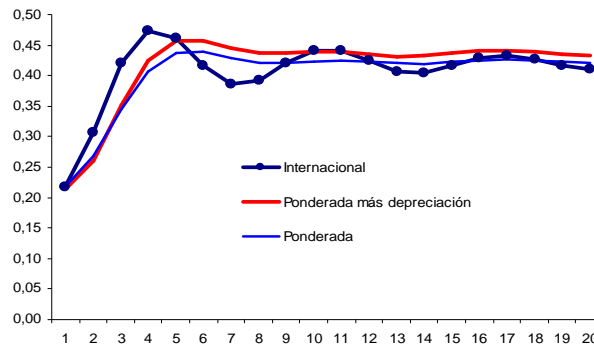


Elaboración: Propia

- Cuando se estima las funciones impulso respuesta para la inflación doméstica de alimentos, el efecto de la inflación internacional de alimentos es el doble en comparación a las estimaciones para la inflación total, lo que es coherente con la ponderación que tienen los alimentos y bebidas (49%) dentro de la canasta en el cálculo del IPC.<sup>16</sup> En ambos casos, el *pass through* de la inflación internacional de alimentos reduce levemente, si se utiliza la definición de inflación externa en lugar de la inflación externa ponderada, resultado que indica que la definición de inflación ponderada de los socios comerciales sería la más apropiada para estos ejercicios.

<sup>16</sup> Desde el mes de abril de 2008 se cambia la base de cálculo del IPC en Bolivia (100=2007). La ponderación de alimentos y bebidas reduce de 49% a 39%.

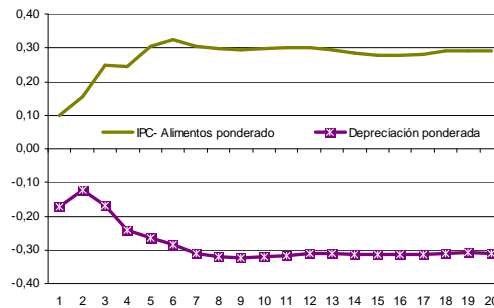
Gráfico 10: Funciones impulso respuesta de la inflación de alimentos



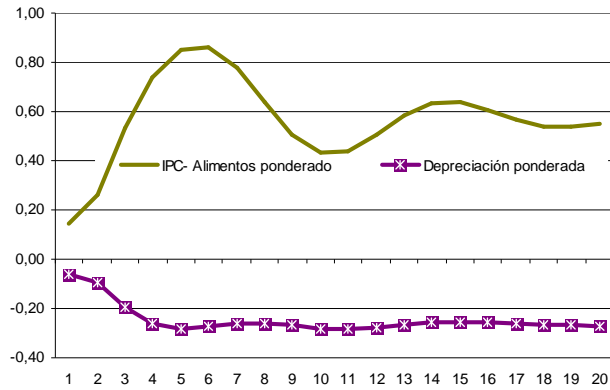
Elaboración Propia.

- Si en los modelos se incluye en forma separada los movimientos cambiarios y de los precios de alimentos de los socios comerciales de Bolivia, además del signo no se encuentra diferencias en la *pass through* de estas dos variables (Gráfico 11). Sin embargo, las estimaciones de funciones impulso respuesta para los precios domésticos de los alimentos sugieren que éstos tendrían mayor influencia de los precios que de los movimientos cambiarios en los socios comerciales (Gráfico 12).

Gráfico 11: Inflación Total - Impulso respuesta respecto a inflación de alimentos y depreciación externas



Elaboración propia

**Gráfico 12: Inflación de alimentos- Impulso respuesta respecto a inflación de alimentos y depreciación externas**

Elaboración Propia.

**Cuadro 6: Simulaciones dinámicas de inflación  
(En porcentajes)**

c	Observado	Predecido	Sin variación cambiaria en socios comerciales	Sin inflación en socios comerciales
2000	4,55	1,27	4,73	0,00
2001	0,26	1,62	5,15	0,00
2002	2,08	2,80	3,99	0,42
2003	3,85	3,93	3,40	1,24
2004	4,46	4,66	3,54	1,50
2005	4,99	4,06	2,11	1,71
2006	4,71	5,87	5,32	3,36
2007	11,58	11,48	7,46	6,59
2008	15,55	15,67	10,64	11,13

Fuente.- Elaboración propia.

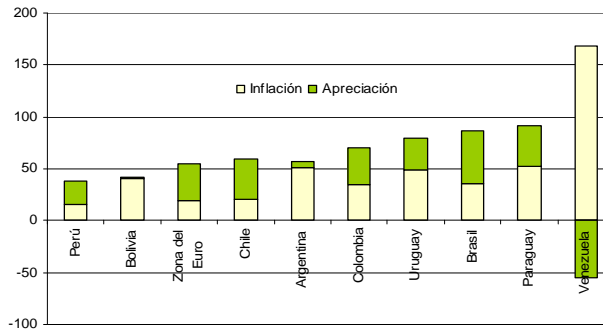
Nota.- Promedios de tasas de inflaciones trimestrales anualizadas calculadas como diferencias logarítmicas.

Estos resultados reafirman la importancia que tuvo la inflación importada para Bolivia en el registro de la inflación de los últimos años. Simulaciones dinámicas considerando que el tipo de cambio y los precios de los socios comerciales permanecen constantes, sugieren que por lo menos un tercio

de la inflación observada se podría explicar por las apreciaciones de las monedas de los socios comerciales. Bajo el supuesto de apreciación cero en los socios comerciales, las simulaciones producen niveles de inflación por el orden 10% frente a un promedio de 15% para el primer trimestre de 2008. En la misma lógica, la contribución de la apreciación del boliviano, entre diciembre de 2006 y marzo de 2008, habría hecho que la inflación observada anual sea menor en aproximadamente 3 puntos porcentuales con relación a la que se hubiera observado.

La enseñanza del ejercicio es que si Bolivia habría estado bajo un régimen de tipo de cambio flexible, la contribución del tipo de cambio a la inflación podría haber sido mayor. El régimen de tipo de cambio deslizando permite amortiguar los choques externos de precios y de los movimientos cambiarios en menor medida que los regímenes flexibles. Como se aprecia en el gráfico siguiente, la apreciación junto al incremento de los precios internos desde diciembre de 2002 (que refleja el incremento del costo en cada país expresado en dólares), hizo que Bolivia sea uno de los países más baratos en Sudamérica.

**Gráfico 13: Inflación en dólares para países seleccionados: Inflación más apreciación (En porcentajes)**



Elaboración Propia.

Sin embargo, los movimientos del tipo de cambio nominal deberían contribuir a que el tipo de cambio real se mueva en dirección del equilibrio. Los indicadores relacionados con los fundamentos del tipo de cambio real sugieren que el nivel de equilibrio en Bolivia se habría

desplazado hacia abajo y que probablemente exista una subvaluación real (Mendieta, 2007; Cerutti, 2008) que se fue corrigiendo en forma moderada por la apreciación nominal pero también con inflación. El desplazamiento tiene relación con la mejoría de los términos de intercambio y del contexto externo que se ha reflejado en niveles record de la cuenta corriente de la balanza de pagos así como en la expansión de la demanda agregada, y principalmente del consumo. En efecto, la cuenta corriente de la balanza de pagos presentó niveles positivos record en 2007 (superior a 10% del producto).

A pesar de los beneficios que tiene una mayor flexibilidad del tipo de cambio para reducir el impacto de choques externos, se debe también reconocer los riesgos y rigideces de una economía altamente dolarizada donde no existen los mecanismos para una cobertura de los riesgos cambiarios por lo que la variabilidad el tipo de cambio nominal tendría consecuencias en el sector real y más todavía cuando los choques externos son transitorios de alta magnitud y no responden a los fundamentos del tipo de cambio. Cabe destacar que para evitar los efectos negativos de una excesiva apreciación del tipo de cambio y/o acumular reservas ante probables contingencias, algunos países con tipos de cambio flexible, efectuaron intervenciones en sus mercados cambiarios complementadas con políticas monetarias de esterilización.

En Bolivia el tipo de cambio nominal es determinado por la autoridad monetaria con base a señales del mercado y movimientos bruscos o acelerados tendrían riesgos e implicaciones adicionales, por lo que sus variaciones deben ser moderadas. En este sentido y en una perspectiva de mediano plazo, Morón y Winkelried (2005) sugieren que lo óptimo en una economía dolarizada es flexibilizar gradualmente el tipo de cambio para generar instrumentos de cobertura de riesgos y recomposición de portafolio que favorezca a los mecanismos de transmisión de la política monetaria.

## **V. CONCLUSIONES**

El incremento de los precios internacionales resultó en un escenario con elevados desafíos en los países para mantener niveles de inflación moderados y se ha generado discusión a cerca del rol del tipo de cambio para la estabilidad de precios. En el caso de Bolivia, las apreciaciones de las monedas de los socios comerciales desde 2003 generaron mayores

presiones de inflación importada, principalmente por los reajustes que indujeron en los precios de los alimentos importados.

Las estimaciones del *pass through* del tipo de cambio para el período en estudio en varios países sugieren una reducción adicional a la experimentada en los años noventa y los primeros años de la presente década. Para el caso de Bolivia se encuentra un valor estadísticamente no significativo, pero esta verificación estadística debe entenderse de acuerdo con la coyuntura ya que el período de estudio se caracteriza por el repunte de la inflación externa y apreciaciones de las monedas con relación al dólar americano, motivadas por el mercado o dirigidas en el caso administrado. Estas fueron menores y, en varios casos, no compensaron totalmente la inflación externa observándose una relación inversa en la evolución del tipo de cambio y de los precios domésticos. También se encuentra que la inflación internacional denominada en moneda local estimado tuvo un efecto positivo significativo y que el tipo de cambio tiene efectos a través de su canal directo sobre el precio de productos transables. De esta manera, aunque las simulaciones sugieren que por lo menos un tercio de la inflación observada en Bolivia se originó por los movimientos de los precios internacionales y las monedas de socios comerciales, también indican que la apreciación del boliviano coadyuvó a moderar significativamente el efecto de la inflación importada.

Finalmente, una menor rigidez del tipo de cambio habría permitido registros menores de inflación, aunque se deben reconocer que existen limitantes para su aplicación. La elevada dolarización de la economía y la ausencia de mecanismos de cobertura de riesgos cambiarios hacen a la economía sensible ante las fluctuaciones nominales del tipo de cambio, generándose costos y pérdidas significativas en bienestar.



### BIBLIOGRAFÍA

- Banco Central de Bolivia (2008). Reporte de Inflación de abril de 2008
- \_\_\_\_\_, Informe de Política Monetaria de enero de 2008.
- BIS (2008). Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies. Bank for International Settlements.
- Campa, J y L. Goldberg (1999).. “ Investment, pass-through and exchange rates: A cross-country comparison”. International economics review, 40 pp 287-317.
- Carrera, C. y M. Binici (2006). “Pass through del tipo de cambio y política monetaria: evidencia empírica de los países de la OECD”. Documento de Trabajo Nro. 9. Banco Central de Reserva del Perú.
- Cerutti, E. (2008). Bolivia and Its Booming Gas Sector: Should We Worry About a New Case of Dutch Disease?. International Monetary Fund.
- Cupé, E. (2002). “Efectos Pass-through de la Depreciación sobre Inflación y Términos de Intercambio Internos en Bolivia”. Análisis Económico (UDAPE).
- Comboni, J. (1994) “La Política cambiaria de Bolivia en el período agosto de 1985-septiembre de 1994.”Monetaria. Vol. 18 n. 4, pp. 377-408, 1995. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA).
- Comboni, J. y J De la Viña (1992). “Precios y Tipo de Cambio en Bolivia: Evidencia Empírica del Período de Post- Estabilización”. IX Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica.
- Curia, E. (2006). Capitulo VII: “Política Monetaria en un Régimen de Metas de Inflación”. Política Monetaria y Estabilidad Financiera. De la Teoría a la Práctica. Jornadas Monetarias y Bancarias del BCRA.

- Domínguez, K. y D. Rodrik (1990). "Manejo del Tipo de Cambio y Crecimiento después de la Estabilización: el caso boliviano". Universidad de Harvard Cambridge.
- Dooley, M. and E. Truman (2006). Capítulo V: "Desequilibrios Globales y Acumulación de Reservas". Política Monetaria y Estabilidad Financiera. De la Teoría a la Práctica. Jornadas Monetarias y Bancarias del BCRA.
- Edwards, S. (2006). "The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited". Working paper NBER Nro. 12163.
- Escobar, F. y P. Mendieta. (2005). "Inflación y Depreciación en una Economía Dolarizada: el caso de Bolivia". X Reunión de Investigadores de Banca Central.
- Franco, L. (2003). "La Inflación Boliviana en el Período 1990-2002: Un Análisis mediante Vectores Autoregresivos". Tesis de Licenciatura. Universidad Católica Boliviana (UCB).
- Frenkel, R.; Alvarado, J y J. De Gregorio (2006). Capítulo VIII: "Metas de Inflación: Condiciones para su Implementación en Países Emergentes". Política Monetaria y Estabilidad Financiera. De la Teoría a la Práctica. Jornadas Monetarias y Bancarias del BCRA.
- Huarachi, G. y F. Gumiel (1987). "Modelo Devaluación e Inflación: Caso Boliviano". Documento de Trabajo Estadístico. La Paz, Bolivia: Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE). Mimeo.
- Kamin, S.; Turner, P. y J. Van 't dack (1998). "The Transmission mechanism of monetary policy in emerging market economies: an overview". In: Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies. Bank for International Settlements.
- McCarthy, J. (1999). "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies". Federal Reserve Bank of New York.

- Mendieta, P. (2007). "El Equilibrio de la Competitividad Cambiaria Boliviana: un Enfoque Empírico". Primer Encuentro de Economistas de Bolivia.
- \_\_\_\_\_ y H. Rodríguez. (2007). "Caracterizando una curva de Phillips Neo keynesiana". Documento de trabajo. Banco Central de Bolivia.
- Mihaljek, D. and Klau (2008). "Exchange rate pass-through in emerging market economies: what has changed and why?." In: Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies. Bank for International Settlements.
- Miller, S. (2003). "Estimación del pass through del tipo de cambio a precios: 1995-2002". Estudios Económicos Nro. 10. Banco Central de la Reserva del Perú.
- Mishkin, F. (2008). "Exchange rate pass-through and monetary policy". Federal Reserve Bank. Mimeo.
- Mohanty, M. and P. Turner (2008). "Monetary policy transmission in emerging markets economies: what is new?. In: Transmission mechanisms for monetary policy in emerging market economies. Bank for International Settlements.
- Morales, J.A. (1989). "La transición de la estabilidad al crecimiento sostenido en Bolivia". Publicaciones Universidad Católica Boliviana, UCB, La Paz.
- Morales, J. y J. Sachs (1990). "Bolivia's economic crisis" en Jeffrey Sachs, Ed., Developing Country Debt and Economic Performance, v. 2. Chicago y Londres Press.
- Morón, E y D. Winkelried (2005). " Monetary Policy rules for financially vulnerable economies. Journal of Development Economics 76, 23-51.
- Noyer, C. (2006). "Dilemas de los Banqueros Centrales bajo Incertidumbre". Política Monetaria y Estabilidad Financiera. De la Teoría a la Práctica. Jornadas Monetarias y Bancarias del BCRA.

Orellana, W. (1996). "Un análisis y modelización de la inflación en Bolivia: 1989-1996". La Paz: Banco Central de Bolivia; Gerencia de Estudios Económicos.

\_\_\_\_\_ y J. Requena (1999). "Determinantes de la Inflación en Bolivia". Asesoría de Política Económica. Banco Central de Bolivia.

Rossini, R. y M. Vega (2007). "El Mecanismo de Transmisión de la Política Monetaria en un entorno de dolarización Financiera: El Caso del Perú entre 1996 y 2006". Banco Central de Reserva del Perú.

Winkelried, D. (2003). "¿Es asimétrico el pass-through en Perú?: Un análisis agregado". Estudios Económicos Nro. 10. Banco Central de la Reserva del Perú.

## RESUMEN

Como resultado de la inflación importada, la inflación anual en Bolivia se incrementó desde el año 2006 y desde fines de 2007 superó un dígito. El Banco Central de Bolivia dinamizó la apreciación de la moneda con el fin de contener las presiones originadas por los elevados precios internacionales de alimentos y las apreciaciones de las monedas de los principales socios comerciales. A pesar de ello, la inflación continuó en ascenso, generando interrogantes a cerca de la efectividad de la política cambiaria.

En este documento se estudia el efecto de las presiones inflacionarias externas y la competitividad cambiaria en la estabilidad de precios, en comparación a otros países. Los resultados muestran que la relación entre la inflación y el comportamiento del tipo de cambio concebida como el *pass through* del tipo de cambio se redujo en los últimos 10 años. No obstante, se muestra que la inflación hubiera sido mayor de no haberse apreciado el boliviano ya que el aporte al control de la inflación se efectivizó a través de su efecto sobre los precios de los bienes y servicios importados. Bajo un régimen de tipo de cambio menos rígido, su efecto sobre la estabilidad de precios hubiera sido mayor aunque hubiera tenido costos elevados debido al alto grado de dolarización de la economía.

*Clasificación JEL:* C32; E31; E31

*Palabras clave:* inflación importada; *pass through*; tipo de cambio; VAI

# **¿LA INFLACIÓN ESTÁ DE VUELTA EN SUDAMÉRICA? CHOQUES EXÓGENOS, EXPECTATIVAS Y CREDIBILIDAD DE LA POLÍTICA MONETARIA**

**PABLO MENDIETA O.\***

**SERGIO CEREZO A.\***

**JAVIER COSSIO M.\***

---

\* Los autores son funcionarios del Banco Central de Bolivia (BCB). Sin embargo, el presente documento no necesariamente refleja la visión del BCB y sus autoridades; y sus conclusiones son de exclusiva responsabilidad de sus autores. Este documento fue presentado al Primer Encuentro de Economistas de Bolivia, realizado entre el 14 y 15 de agosto de 2008 en La Paz y en la XIII Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales, llevado a cabo en México entre el 5 y 7 de noviembre de 2008. Se agradecen las sugerencias de Rómulo Chumacero, Esteban Vesperoni.; Juan Díaz, Gustavo Leyva y Raúl Mendoza y la asistencia de Gabriel Coaquira y Martín Nogales. Comentarios y sugerencias adicionales son bienvenidos a: [pmendieta@bcb.gob.bo](mailto:pmendieta@bcb.gob.bo)

### RESUMEN

Las expectativas de inflación reaccionaron de diversa forma frente al aumento de la inflación en América Latina hasta mediados de 2008, originada por el incremento de los precios de los combustibles y alimentos. El presente documento expone dos modelos económicos que exploran los factores que determinan las expectativas económicas y la distinción entre choques monetarios y de oferta, destacando que la credibilidad de la política monetaria es crucial para anclar las expectativas de inflación. Posteriormente, se analizan las encuestas de expectativas económicas de siete países sudamericanos seleccionados, destacando con modelos econométricos que el incremento más fuerte ocurrió en aquellos países con historial de incumplimiento de las metas planteadas.

### ABSTRACT

Inflation expectations have reacted in several ways to the rise of Latin America inflation until mid-2008, driven by food and oil prices increases. This paper exposes two economic models that explain the determinants of inflations expectations and their relationship with the distinction between monetary and supply shocks, revealing that the monetary policy credibility is critical in anchoring inflation expectations. Then, it analyses inflation expectations survey in seven Latin American countries with econometric models, where is clear that larger increases were observed in countries with previous persistent deviations of inflation targets.

**Clasificación JEL:** C23, E31, E52

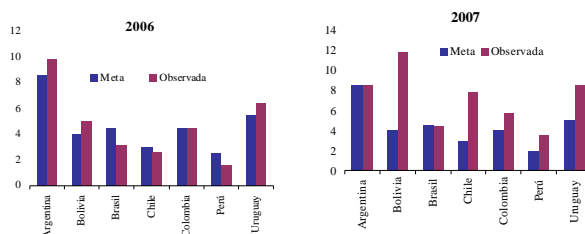
**Palabras clave:** credibilidad; reputación; incrementos exógenos de precios

## I. INTRODUCCIÓN

“Indudablemente, el estado de las expectativas de inflación influye en gran manera la inflación actual y, por tanto, la habilidad del banco central para alcanzar la estabilidad de los precios” (Traducción libre de Bernanke, 2007).

El incremento de la inflación internacional en el bienio 2007-2008 ha afectado en particular a las economías emergentes, tanto por el incremento de los precios de los alimentos como por el de los combustibles. En varios países sudamericanos se han registrado tasas de inflación similares a las observadas en la década de los noventa, cuando la mayoría de los países de la región experimentó un proceso gradual de estabilización. En 2006 y 2007, las tasas observadas fueron superiores a las metas trazadas por los entes emisores (gráfico 1).

**Gráfico 1: Inflación observada y metas de inflación en 2006 y 2007 (En porcentajes)**

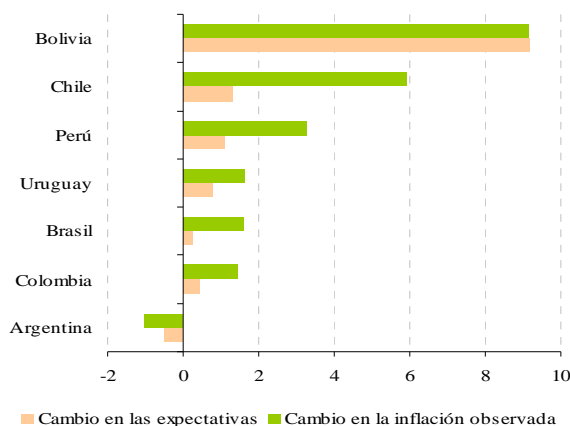


Fuente: Bancos centrales de los países.

En ese sentido, el aumento de la inflación ha tenido efectos en la inflación esperada por los agentes económicos, aunque en distinta proporción dependiendo del país (gráfico 2). Los nuevos enfoques teóricos sobre la determinación de la inflación señalan que las expectativas influyen en la inflación; entonces, el aumento en las expectativas revela una retroalimentación respecto a la variación de los precios observados.



**Gráfico 2: Cambio en la inflación observada y en las expectativas de inflación entre marzo de 2008 y diciembre de 2006 en países seleccionados (En puntos porcentuales)**



Fuente: Bancos centrales de los países.

Este documento investiga qué factores explican el incremento de las expectativas de inflación y por qué la reacción ha sido distinta en países seleccionados de Sudamérica. Las respuestas a estas preguntas son importantes, pues las expectativas desempeñan un rol crucial en la determinación de la inflación y su administración es más compleja que el simple uso de instrumentos monetarios para reducir la inflación. De esta forma, la identificación de los factores que afectan a las expectativas es crucial para el proceso de estabilización que encaró América Latina frente a dicha coyuntura.

Para una estabilización exitosa será fundamental que los agentes puedan discriminar adecuadamente entre los choques exógenos a la política monetaria (como el incremento de los precios de alimentos e hidrocarburos) y los choques de naturaleza monetaria y cambiaria. También es importante conocer la importancia del historial de desviación respecto a los objetivos de inflación trazados en los países para la evolución de las expectativas. Este documento discute aspectos teóricos y empíricos en la determinación de las expectativas, centrando su atención en siete países sudamericanos que poseen series estadísticas de expectativas de inflación (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Uruguay).

El trabajo aporta a la discusión de política en un entorno de inflación alta como la de 2007-2008 sobre la relevancia de las encuestas de expectativas económicas, sus determinantes y su rol en la evolución futura de la inflación. La principal conclusión es que la estabilización será más difícil en la medida que se haya observado choques monetarios o cambiarios previos a la irrupción del choque exógeno de precios internacionales.

El documento se organiza como sigue. Después de esta introducción, se presentan dos marcos analíticos sobre la determinación de las expectativas y la distinción entre choques exógenos y de política. Posteriormente se analizan las principales características estadísticas de las encuestas de expectativas económicas, para luego presentar modelos econométricos por país y utilizar un panel de datos sobre los determinantes de las expectativas. Al final se hace un recuento de los principales resultados encontrados en el documento.

## **II. ELEMENTOS CONCEPTUALES SOBRE LA DETERMINACIÓN DE LAS EXPECTATIVAS Y LA DISTINCIÓN ENTRE CHOQUES EXÓGENOS Y DE POLÍTICA**

En esta sección se expondrán dos modelos en los cuales se resaltarán la importancia de los choques de oferta y su distinción con los choques monetarios. El primero de ellos es un simple modelo en la línea de Obstfeld y Rogoff (1996) y Berg y Borensztein (2000), sólo que en lugar de centrarse en la determinación del régimen cambiario, concentra la atención en la importancia de estos choques en la determinación de los precios. El segundo corresponde a un pequeño modelo neokeynesiano, que además es calibrado para analizar los efectos de los choques en las expectativas de inflación.

El primero de ellos parte de la determinación de precios en una economía cerrada.<sup>1</sup> En ella se pueden presentar dos ecuaciones, una para la oferta y otra para la demanda agregada. La ecuación de oferta tipo Lucas y la segunda podría provenir de distintos enfoques desde la ecuación cuantitativa hasta la forma reducida de una IS. Para ello, se

---

<sup>1</sup> No obstante, tal como lo muestran Obstfeld y Rogoff *op. cit.* y Berg y Borensztein *op. cit.* su ampliación al caso de una economía abierta es sencillo y revelaría similares conclusiones.

denota a  $y_t$  como el (logaritmo del) producto,  $m_t$  es (el logaritmo de) la cantidad de dinero,  $p_t$  es el (logaritmo del) nivel de precios y  $v_t$  es un choque de oferta. Por simplicidad se asumirá que el producto potencial está normalizado a 1 (ó 0 en logaritmos):

$$y_t = m_t - p_t \quad (1)$$

$$y_t = \theta(p_t - E_{t-1}p_t) + v_t$$

En este caso, el equilibrio viene dado por la igualdad entre la demanda y la oferta agregadas, que luego de varias simplificaciones señalan que el producto y los precios dependen de los choques monetarios y los choques de oferta  $(\theta, v_t)$ :

$$y_t = \frac{\theta}{1+\theta}(m_t - E_{t-1}m_t) + \frac{v_t}{1+\theta} \quad (2)$$

$$p_t = m_t + \frac{\theta}{1+\theta}E_{t-1}m_t - \frac{v_t}{1+\theta}$$

En este punto, es crucial definir cómo se conduce la política monetaria. Se supondrá que ésta tiene un componente predecible que actúa como ancla nominal en la economía y que es conocida por todos los agentes a través del anuncio de la autoridad monetaria ( $\mu$ ); y otro componente que es aleatorio ( $\varepsilon_t$ ):

$$m_t = \mu + \varepsilon_t \quad (3)$$

Por tanto, el nivel de precios será igual a la parte predecible (el ancla nominal) más la combinación de los choques monetarios y de oferta:

$$p_t = \mu + \frac{1}{1+\theta}(\varepsilon_t - v_t) \quad (4)$$

Luego de observado el equilibrio (es decir, ex-post), los agentes conocen la realización del nivel de precios y puede inferir que la

diferencia se debe a choques de oferta y/o choques de carácter monetario. Para distinguir entre ambos se asume que utilizarán las regresiones mínimo cuadráticas del problema de extracción de señales (Sargent, 1979). Para simplificar el problema, se transformarán las variables originales de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} p_t^* &= (1 + \theta)(p_t - \mu) \\ e_t &= (1 + \theta)\varepsilon_t \\ u_t &= (1 + \theta)v_t \end{aligned} \quad (5)$$

De esa manera, el sistema queda como:

$$p_t^* = e_t - u_t \quad (6)$$

En este caso, el agente tiene que estimar la magnitud del choque monetario en el nivel de precios y la diferencia será atribuible al choque de oferta. Para ello se emplea una regresión mínimo cuadrática de la siguiente forma:

$$E(e_t | p_t^*) = a_0 + a_1 p_t^* \quad (7)$$

Siguiendo a Rosende (2000), se puede demostrar que la proporción que los agentes atribuyen al choque monetario depende de la varianza de éste ( $\sigma_e^2$ ), de la varianza de los choques de oferta ( $\sigma_u^2$ ) y de la covarianza entre ambos ( $\rho_{e,u}$ ), según la siguiente relación:

$$E(e_t | p_t^*) = \phi p_t^* \quad / \quad \phi = \frac{\sigma_e^2 - \rho_{e,u}}{\sigma_e^2 + \sigma_u^2 - 2\rho_{e,u}} \quad (8)$$

Suponiendo en principio que no existe ninguna relación entre ambos choques ( $\rho_{e,u} = 0$ ), entonces la ponderación de la desviación del nivel de precios respecto a su meta depende de la razón entre la varianza del choque monetario respecto a la suma de ambas varianzas. De esa

forma, en economías con historial de estabilidad (inestabilidad) macroeconómica, los agentes atribuirán la menor (mayor) parte de la diferencia respecto al ancla al choque monetario.

Si la correlación entre ambos choques no es nula, su efecto dependerá también de la razón entre ambas varianzas. En efecto, se puede demostrar que:

$$\frac{\partial \phi}{\partial \rho_{e,u}} = \frac{\sigma_e^2 - \sigma_u^2}{(\sigma_e^2 + \sigma_u^2 - 2\rho_{e,u})^2} \quad (9)$$

Esto indica que si la varianza del choque monetario es mayor a la del choque de oferta, entonces en la medida que se incrementa la covarianza (respuesta monetaria positiva frente a un choque de oferta), la proporción atribuida a la parte monetaria es mayor. En ambos casos, el historial de estabilidad macroeconómica (menor varianza de los choques monetarios) es crucial para que los agentes no interpreten choques de oferta como si fuesen de carácter monetario.

Finalmente, conviene notar que en este modelo los choques monetarios también afectarán a la pendiente de la curva de oferta. En efecto, utilizando el teorema de extracción de señales, Rosende *op. cit.* demuestra que  $\theta$  depende de la relación entre la varianza del nivel general de precios y la varianza del sector en el que se encuentra el agente  $i$ :

$$\theta = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2 + \sigma_p^2} \quad (10)$$

En el modelo expuesto en este documento, la varianza de los precios es:

$$\sigma_p^2 = \frac{1}{(1 + \theta)^2} [\sigma_e^2 + \sigma_v^2 - 2\rho_{e,v}] \quad (11)$$

Lo que significa que, como es usual en estos modelos, la magnitud de la dispersión atribuida a la parte monetaria y de oferta también es crucial para determinar el grado de respuesta de la oferta frente a sorpresas monetarias.

En términos empíricos, Sommer (2002) encontró evidencia de que en Estados Unidos, la distinción entre ambos tipos de choques fue relevante para que las expectativas de inflación respondan en menor magnitud a los choques exógenos, lo cual el autor atribuye a las distintas formas de hacer política monetaria en dicho país. Este resultado también fue avalado por Mishkin (2007).

El segundo modelo que sirve como marco conceptual de este documento es uno pequeño de naturaleza nekeynesiana. En línea con Clarida, Gali y Gertler (1999), se puede plantear un modelo sencillo para analizar el efecto del contexto inflacionario en las expectativas. Tal como Walsh (2003) lo señala, se postula una curva de Phillips *forward-looking*, que proviene de un esquema de ajuste escalonado de precios a la Calvo (1983), de la siguiente forma:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma' y_t + \varepsilon_t' \quad / \quad \gamma' = \frac{(1-\omega)(1-\omega\beta)}{\omega} \gamma \wedge \varepsilon_t' = \gamma' \varepsilon_t \quad (12)$$

Donde  $\pi_t$  es la inflación en el periodo  $t$ ,  $\beta$  es el factor de descuento de la firma que fija precios,  $\omega$  es la probabilidad que los precios se mantengan fijos en el futuro,  $y_t$  es la brecha del producto y  $\gamma$  es el efecto que tiene la brecha del producto en la determinación del precio óptimo que cobraría una empresa optimizadora, que proviene de la relación entre los costos marginales y la brecha del producto.

Del proceso de optimización intertemporal del consumo se obtiene la ecuación de Euler, que log-linealizada se puede plantear como la dinámica de la brecha del producto en relación inversa con la tasa de interés real, es decir la tasa nominal  $i_t$  menos la expectativa de inflación para el periodo  $t+1$ :

$$y_t = E_t y_{t+1} - \zeta (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \eta_t \quad (13)$$

Como asume Agenor (2002), los choques de oferta y de demanda se pueden plantear como procesos autoregresivos de primer orden:

$$\varepsilon_t = \rho_\varepsilon \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (14)$$

$$\eta_t = \rho_\eta \eta_{t-1} + \xi_t$$

Bajo esta estructura, el banco central desea minimizar una función de pérdida esperada que incluye entre sus argumentos la diferencia entre la inflación y su meta y también la desviación de la producción de su nivel de equilibrio:

$$\text{Min } U_t = E_t \left\{ \sum_{h=t}^{\infty} \delta^{h-t} \left[ \frac{(\pi_t - \bar{\pi})^2 + \lambda y_t^2}{2} \right] \right\} \quad (15)$$

Donde  $\delta$  es el factor de descuento de la autoridad monetaria y  $\lambda$  es la ponderación en la función de pérdida de las desviaciones respecto al equilibrio

En estas circunstancias, Agenor *op.cit.* utilizó el método de los coeficientes indeterminados para solucionar este problema y encontró que las expectativas de inflación se forman de la siguiente forma:

$$E_t \pi_{t+1} = \kappa_1 \bar{\pi} + \kappa_2 \rho_\varepsilon \varepsilon_t \quad / \quad \kappa_1 = \frac{\gamma^2}{\lambda(1-\beta) + \gamma^2} \quad \wedge \quad \kappa_2 = \frac{\lambda}{\lambda(1-\beta\rho_\varepsilon) + \gamma^2} \quad (16)$$

Este resultado sugiere que las expectativas de inflación toman como referencia la meta de inflación y también el choque de oferta, debido a la persistencia que exhibe en el modelo.

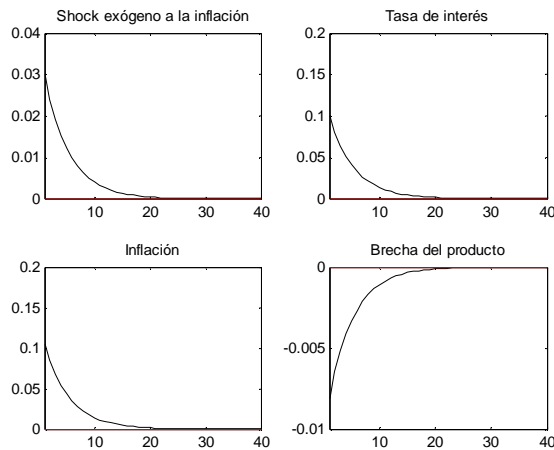
En este caso, es útil averiguar el efecto de la credibilidad y el entorno inflacionario en la determinación de las expectativas de inflación. En este modelo, la credibilidad se relacionaría con el parámetro  $\lambda$ , pues indica el grado de preferencia de la autoridad por objetivos distintos a la inflación. En ese sentido, se puede demostrar que a mayor credibilidad, entendida como mayor énfasis en la inflación, los agentes anclarán más sus expectativas en la meta de inflación:

$$\frac{\partial \kappa_1}{\partial \lambda} = -\frac{(1-\beta)\gamma^2}{(\gamma^2 + \lambda(1-\beta))^2} < 0 \quad \frac{\partial \kappa_2}{\partial \lambda} = \frac{\gamma^2}{(\gamma^2 + \lambda(1-\beta))^2} > 0 \quad (17)$$

Esto demuestra que si el público conoce las preferencias de la autoridad, la ponderación de la meta aumenta en la medida que se acerca a la definición de “metas de inflación estricta” en el sentido de Agenor *op.cit.*

Para comprender cómo responde la economía en este caso, se calibró el anterior modelo utilizando supuestos razonables sobre los parámetros en cuestión.<sup>2</sup> Por ejemplo, ante un choque imprevisto en la inflación (un choque de oferta), los resultados del análisis impulso respuesta (gráfico 3) muestran que la tasa de interés aumenta y provoca una disminución del producto, de tal forma que la inflación retorne a su senda de equilibrio, a una velocidad que dependerá de la ponderación relativa entre el objetivo de inflación y de actividad.

**Gráfico 3: Funciones impulso respuesta de un choque exógeno a la inflación**



Fuente: Cálculos de los autores

<sup>2</sup> En virtud al estudio de Galí, Gertler y López-Salido (2001), se fijan  $\beta = 0,9$  y  $\gamma = 0,2$ . Se fija  $\zeta = 0,1$ , similar al resultado de Turner (2007). El resto de los parámetros se fijan arbitrariamente, con una preferencia de la autoridad por la brecha del producto en 0,8. El modelo se calibró en Dynare.



Se debe tomar en cuenta que este tipo de modelos asumen expectativas racionales, supuesto que no necesariamente es adecuado según las nuevas líneas de investigación. En efecto, la creciente literatura sobre los procesos de aprendizaje en la formación de las expectativas es relevante para la discusión de reglas de política monetaria. Orphanides y Williams (2007a y 2007b) demuestran que el supuesto de expectativas racionales podría ser perjudicial para la propuesta de reglas de política; y que estas debían incluir este proceso de aprendizaje. En esa misma línea, Gaspar, Smets y Vestin (2006), indican que si existe un proceso de aprendizaje por parte de los agentes económicos, la política óptima es responder persistentemente y con mayor intensidad que en otros modelos con expectativas racionales a los choques de oferta, como el que se presentó en esta sección. Similar resultado fue encontrado por Goeschel (2007).

Resumiendo las conclusiones de ambos modelos, se puede señalar que los choques monetarios y de oferta tendrán distintos efectos en la economía, según se perciba la preferencia de la autoridad monetaria por la estabilidad de precios y el historial de estabilidad económica.

### **III. CARACTERÍSTICAS DE LAS ENCUESTAS DE EXPECTATIVAS ECONÓMICAS EN LOS PAÍSES SELECCIONADOS**

En esta sección se analizará la evidencia empírica sobre las expectativas de los agentes económicos en países seleccionados: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Uruguay.<sup>3</sup> En estos países se desarrollan encuestas de opinión a agentes económicos seleccionados, que comprenden desde analistas económicos, académicos, empresarios, entre otros. El cuadro 1 resume las principales características de estas encuestas y algunos estadísticos relevantes.<sup>4</sup>

---

<sup>3</sup> El objetivo posterior del trabajo es ampliar la muestra a otros países que también cuenten con este tipo de encuestas.

<sup>4</sup> Un aspecto importante a destacar es que las respuestas son anónimas, a diferencia de otros pronósticos como los realizados por *Consensus Forecasts* y empresas similares.

**Cuadro 1: Estadísticos relevantes de las encuestas de expectativas de inflación**

	Argentina	Bolivia	Brasil	Chile	Colombia	Perú	Uruguay
Periodo	Ene-04/may-08	Jul-05/may-08	Nov-01/may-08	Sep-01/may-08	Oct-03/may-08	Mar-03/may-08	Ene-04/may-08
Número	53	35	79	81	56	99	53
Media	9,513	7,321	5,501	3,020	4,783	2,595	7,263
Mediana	9,800	5,668	4,900	3,000	4,679	2,420	6,495
Máximo	12,900	16,000	13,180	4,200	6,100	4,500	11,100
Mínimo	6,600	4,000	3,370	2,000	3,488	1,140	5,740
Desv. Estandar	1,729	3,676	1,962	0,423	0,591	0,926	1,841
Jarque Bera (p)	0,397	0,021	0,000	0,033	0,235	0,042	0,001

Fuente: Bancos Centrales de los países.

En la mayoría de las encuestas anteriores (con excepción de Perú), las preguntas corresponden a la inflación del mes en curso, la del año en curso, la que se observaría en doce meses y la del año siguiente. En el caso de Perú, sólo se pregunta cuánto será la inflación en el año en curso y en los dos años siguientes. Para uniformar las series, se procedió a construir una serie de expectativas de inflación implícitas en 12 meses para el caso del Perú, con una metodología que se explica en el Anexo A.

El análisis siguiente seguirá el enfoque de Mankiw, Reis y Wolfers (2003), MRW en adelante, quienes analizaron las diversas encuestas de expectativas económicas de Estados Unidos. En ese sentido, se procederá a analizar la distribución de las expectativas, para comprender el grado de dispersión y las diversas modas que podrían existir en cada distribución. Éstas se encuentran en el gráfico 4.

**Gráfico 4: Distribución de las expectativas de inflación en países seleccionados**

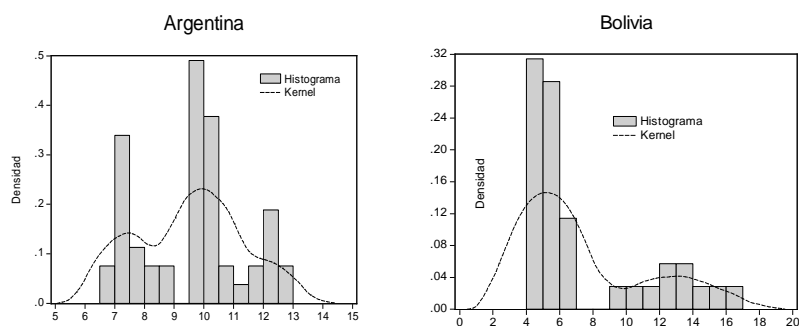
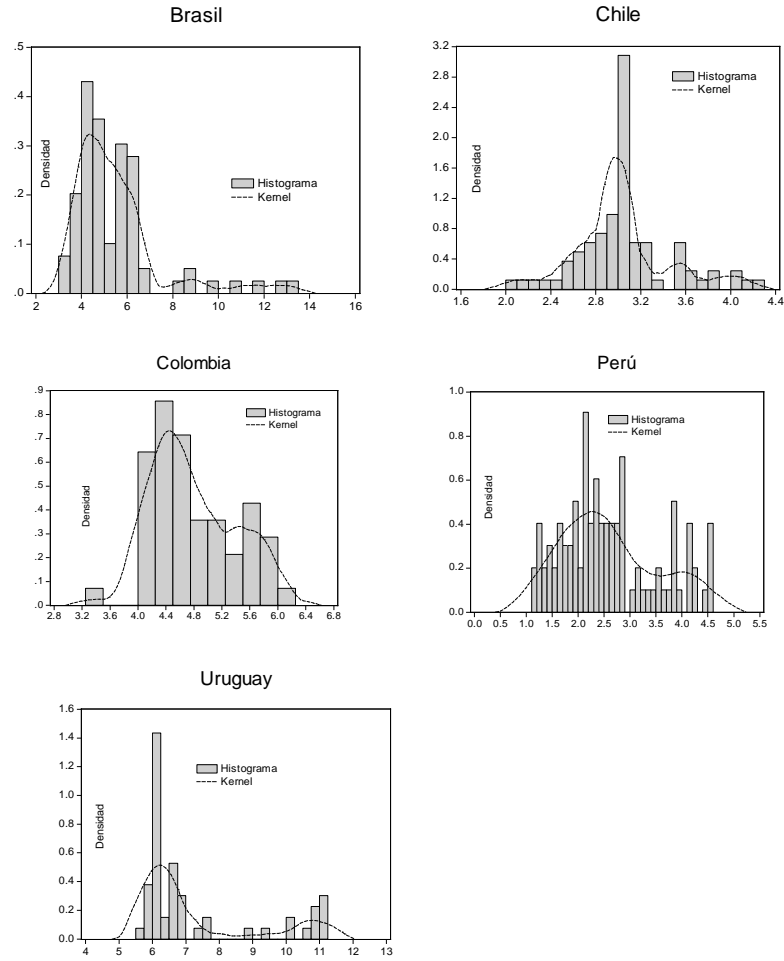


Gráfico 4: Distribución de las expectativas de inflación en países seleccionados (cont.)



Fuente: Bancos Centrales de los países

La mayoría de los países posee una distribución bimodal, asociada al proceso de estabilización (descenso de la inflación) o al reciente incremento de las expectativas como consecuencia de los aumentos de los precios internacionales. Por lo general, la moda principal se relaciona con las metas de inflación establecidas por estos países.

Una de las características fundamentales en la formación de expectativas es que éstas usualmente se guían por la evolución reciente de la inflación. Esto es evidente en el caso de la inflación, variable que exhibe un grado de persistencia razonable en la mayoría de los casos.

El gráfico 5 muestra la inflación observada al mes de la encuesta y las expectativas de inflación. En él se muestra que la relación es muy estrecha en los casos de Argentina y Bolivia, mientras que en los otros países, las expectativas reaccionan en menor medida, pero reaccionan de todas formas, a la evolución reciente de la inflación.

**Gráfico 5: Inflación observada y expectativas de inflación en 12 meses**

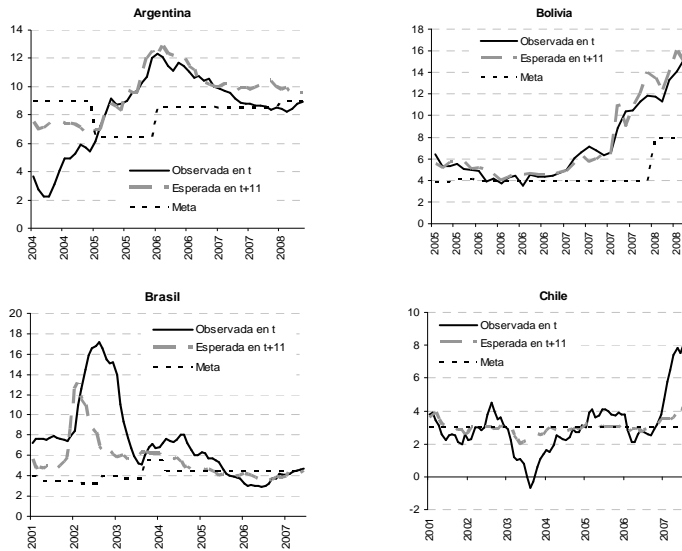
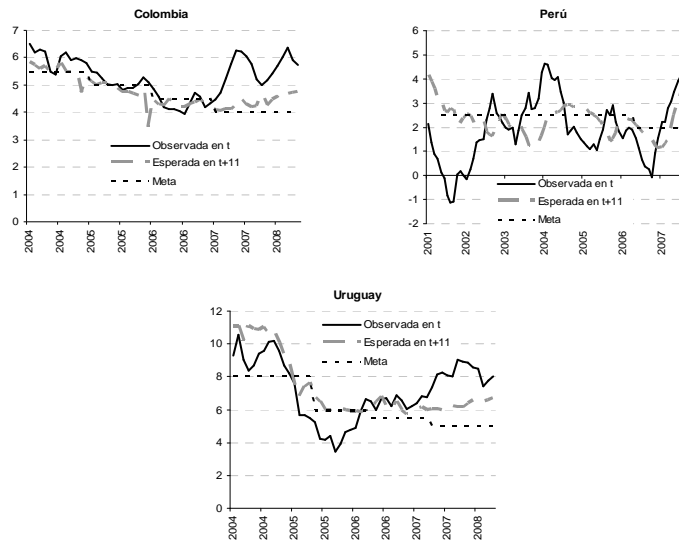


Gráfico 5: Inflación observada y expectativas de inflación en 12 meses (cont.)



Fuente: Bancos centrales e institutos de estadística de los países.

Para formalizar esta presunción, se estimaron regresiones entre la expectativa de inflación, la meta de inflación y la inflación observada en el mes de la encuesta. En el caso de Chile y Perú, que han tenido metas constantes, la regresión se hace sobre la diferencia entre la expectativa y la meta. Los resultados de una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MICO) se muestran a continuación:

**Cuadro 2: Expectativas de inflación, metas e inflación observada**

Argentina:	$E_t \pi_{t+12} = 1,410 + 0,357 \times \bar{\pi} + 0,617 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0,189$ ) ( $p=0,002$ ) ( $p=0,000$ )
Bolivia:	$E_t \pi_{t+12} = -0,950 + 0,222 \times \bar{\pi} + 1,034 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0,062$ ) ( $p=0,138$ ) ( $p=0,000$ )
Brasil:	$E_t \pi_{t+12} = 5,4115 - 0,495 \times \bar{\pi} + 0,299 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0,002$ ) ( $p=0,150$ ) ( $p=0,000$ )
Chile:	$E_t \pi_{t+12} - \bar{\pi} = -0,606 + 0,198 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0,000$ ) ( $p=0,000$ )
Colombia:	$E_t \pi_{t+12} = -0,089 + 0,641 \times \bar{\pi} + 0,344 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0,797$ ) ( $p=0,000$ ) ( $p=0,000$ )
Perú:	$E_t \pi_{t+12} - \bar{\pi} = 1,256 + 0,387 \times \bar{\pi} + 0,004 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0,103$ ) ( $p=0,217$ ) ( $p=0,930$ )
Uruguay:	$E_t \pi_{t+12} = 1,056 + 1,056 \times \bar{\pi} + 0,464 \times \pi_{t-1}$ ( $p=0,000$ ) ( $p=0,000$ ) ( $p=0,000$ )

Fuente: Cálculo de los autores

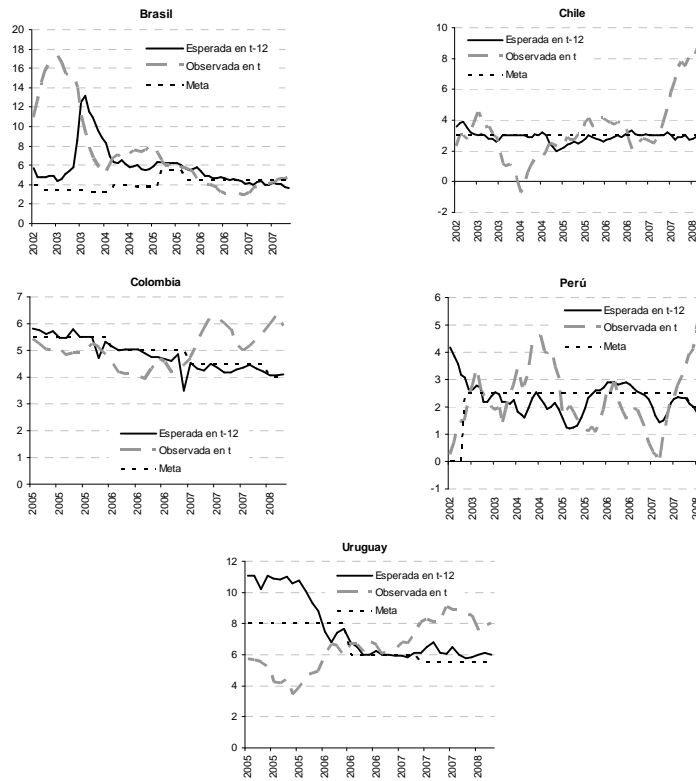
Estos resultados señalan que en Bolivia y Argentina las expectativas de inflación se mueven de acuerdo a la inflación observada al momento de la encuesta. En el resto de los países, la importancia de este indicador es menor. También resalta que en Colombia y Uruguay, la ponderación al objetivo trazado (las metas) por el banco central sea significativa, en especial en el último país.

Puesto que la encuesta trata de anticipar la inflación observada en los siguientes doce meses, el gráfico 6 muestra la expectativa con la inflación efectivamente observada a los doce meses de realizada ésta.

**Gráfico 6: Inflación observada en t y expectativas de inflación 12 meses antes**



Gráfico 6: Inflación observada en  $t$  y expectativas de inflación 12 meses antes (cont.)



Fuente: Bancos centrales e institutos de estadística de los países.

Los resultados sugieren que en Brasil, la encuesta pudo anticipar la evolución efectiva de la inflación, al igual que en Perú entre 2006 e inicios de 2007. Otro aspecto que también llama la atención es que el incremento de la inflación en 2007 fue inesperado para los agentes económicos, especialmente en Bolivia, Chile, Colombia y Perú.<sup>5</sup>

<sup>5</sup> El análisis de los *fan charts* de los reportes de inflación de los países muestra resultados similares, pues en ellos no se preveían niveles de inflación tan altos como los observados en la práctica.

Para analizar de manera más rigurosa la diferencia entre la inflación efectiva y la proyectada por las encuestas, se procedió a calcular el sesgo como la diferencia estadística entre estas dos variables y los errores absolutos y cuadráticos medios, cuyos resultados se exponen a continuación:

**Cuadro 3: Sesgo de las expectativas de inflación**

País	Sesgo estadístico	Error cuadrático medio	Error absoluto medio
Argentina	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0,263$ ( $p=0,532$ )	2,643	2,285
Bolivia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 3,120$ ( $p=0,000$ )	3,404	3,025
Brasil:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 1,424$ ( $p=0,009$ )	4,426	2,941
Chile:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0,412$ ( $p=0,1064$ )	2,083	1,472
Colombia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0,286$ ( $p=0,075$ )	1,052	0,924
Perú:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0,611$ ( $p=0,004$ )	1,739	1,348
Uruguay:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -1,090$ ( $p=0,052$ )	2,973	2,741

Las expectativas de inflación han tenido un sesgo hacia la baja en Bolivia y Brasil, puesto que los agentes consultados han reportado tasas de inflación esperadas menores a las efectivamente observadas. En el lado contrario se encuentra Uruguay y Perú, cuyas expectativas han estado sesgadas hacia el alza. En el resto de los casos, las diferencias no fueron estadísticamente significativas al 5%.

En la línea de MRW, el siguiente aspecto que corresponde averiguar es si la información de las expectativas de las encuestas fue utilizada a plenitud. Para ello, se realiza una regresión entre la diferencia de la inflación observada y la expectativa con su pronóstico. Los resultados se muestran en el cuadro 4.



Cuadro 4: Uso pleno de la información de las encuestas

Argentina:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 11,812 - 1,229 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>(p=0,000) (p=0,000)</small></p> $R_{aj}^2 = 0,798, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0,000$
Bolivia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 10,700 - 1,521 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>(p=0,103) (p=0,236)</small></p> $R_{aj}^2 = 0,024, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0,000$
Brasil:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 5,380 - 0,684 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>(p=0,001) (p=0,009)</small></p> $R_{aj}^2 = 0,088, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0,001$
Chile:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 4,269 - 1,323 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>(p=0,060) (p=0,087)</small></p> $R_{aj}^2 = 0,029, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0,056$
Colombia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 6,356 - 1,259 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>(p=0,000) (p=0,000)</small></p> $R_{aj}^2 = 0,579, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0,000$
Perú:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 3,466 - 1,531 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>(p=0,000) (p=0,000)</small></p> $R_{aj}^2 = 0,515, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0,000$
Uruguay:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 11,060 - 1,599 \times E_{t-12}\pi_t,$ <p style="text-align: center;"><small>(p=0,000) (p=0,000)</small></p> $R_{aj}^2 = 0,928, \quad p(\alpha = \beta = 0) = 0,000$

Fuente: Cálculo de los autores

Según este criterio, la información habría sido plenamente utilizada en el caso de Chile y parcialmente en Bolivia y Brasil, dados sus niveles bajos de significancia de la regresión. Por otro lado se sitúan los países restantes, que todavía exhiben una relación entre la inflación observada y la expectativa de inflación.

Otra dimensión corresponde a la persistencia de los errores de pronóstico. Para medir cuantitativamente este aspecto, se procedió a realizar una regresión entre el error de pronóstico con el observado 12 meses antes, aspecto que se muestra en el cuadro 5. Los resultados sugieren que la persistencia es importante en el caso de Uruguay. En los casos de Argentina, Chile, Colombia y Perú, el bajo grado de significancia de la regresión no sugiere persistencia de los errores. En el caso de Brasil, los errores tendrían una relación negativa, lo cual podría interpretarse como que los analistas ajustan sus errores en función al

pasado, generando una sobre reacción para corregir el desvío. En el caso de Bolivia, los resultados sólo son indicativos, pues el tamaño de la muestra es pequeño.

**Cuadro 5: Persistencia de los errores de las encuestas**

Argentina:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0,505 - 0,105 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2 = 0,013$ ( $p=0,330$ ) ( $p=0,557$ )
Bolivia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 6,613 + 0,447 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0,227$ ( $p=0,000$ ) ( $p=0,110$ )
Brasil:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0,060 - 0,214 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0,402$ ( $p=0,734$ ) ( $p=0,000$ )
Chile:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0,386 - 0,310 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0,012$ ( $p=0,213$ ) ( $p=0,202$ )
Colombia:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 0,657 + 0,529 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0,118$ ( $p=0,001$ ) ( $p=0,030$ )
Perú:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = -0,160 - 0,146 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0,007$ ( $p=0,506$ ) ( $p=0,222$ )
Uruguay:	$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 1,827 + 0,329 \times (\pi_{t-12} - E_{t-24}\pi_{t-12}), R^2_{aj} = 0,618$ ( $p=0,000$ ) ( $p=0,000$ )

Fuente: Cálculo de los autores

Finalmente, para concluir el análisis de MRW, se estudió si la información macroeconómica fue plenamente utilizada para la determinación de las expectativas.<sup>6</sup> Para ello se estimó una regresión entre el error de pronóstico, la expectativa de inflación, la inflación observada al mes de la encuesta, la brecha del producto, el desalineamiento cambiario y la tasa de política monetaria.<sup>7</sup> Una variable que no se consideró en esta parte fue el gasto fiscal, pues las

<sup>6</sup> Un aspecto adicional de MRW y que no se desarrolla en este documento es si las expectativas son adaptativas. Esta parte se encuentra en desarrollo.

<sup>7</sup> La descripción de los datos se encuentra en el Anexo B.

definiciones y periodicidades son distintas para cada país.<sup>8</sup> Los resultados para cada país se exponen a continuación:

**Argentina:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 12,443 - 1,672 E_{t-12}\pi_t + 0,706 \pi_{t-13} + 0,035 y_{t-15} + 0,004 \tilde{R}_{t-14} - 0,508 i_{t-13}$$

$R_{aj}^2 = 0,924 \quad p(J-B) = 0,632$

**Bolivia:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 8,661 - 3,137 E_{t-12}\pi_t - 1,600 \pi_{t-13} + 0,504 y_{t-15} - 2,280 \tilde{R}_{t-14} + 1,028 i_{t-13}$$

$R_{aj}^2 = 0,276 \quad p(J-B) = 0,679$

**Brasil:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 3,812 + 0,250 E_{t-12}\pi_t + 0,018 \pi_{t-13} - 0,589 y_{t-15} - 0,212 \tilde{R}_{t-14} - 0,232 i_{t-13}$$

$R_{aj}^2 = 0,146 \quad p(J-B) = 0,000$

**Chile:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 10,581 - 4,536 E_{t-12}\pi_t - 0,584 \pi_{t-13} + 0,565 y_{t-15} + 0,075 \tilde{R}_{t-14} + 1,229 i_{t-13}$$

$R_{aj}^2 = 0,443 \quad p(J-B) = 0,794$

**Colombia:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 4,241 - 1,445 E_{t-12}\pi_t - 0,130 \pi_{t-13} - 0,236 y_{t-15} + 0,056 \tilde{R}_{t-14} + 0,541 i_{t-13}$$

$R_{aj}^2 = 0,789 \quad p(J-B) = 0,948$

**Perú:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 4,058 - 1,437 E_{t-12}\pi_t - 0,331 \pi_{t-13} + 0,295 y_{t-15} + 0,0734 \tilde{R}_{t-14} - 0,026 i_{t-13}$$

$R_{aj}^2 = 0,638 \quad p(J-B) = 0,812$

**Uruguay:**

$$\pi_t - E_{t-12}\pi_t = 11,375 - 1,934 E_{t-12}\pi_t + 0,422 \pi_{t-13} + 0,135 y_{t-15} + 0,116 \tilde{R}_{t-14} - 0,327 i_{t-13}$$

$R_{aj}^2 = 0,957 \quad p(J-B) = 0,648$

Tomando como referencia un nivel de 5% de significancia, los resultados anteriores sugieren que en Bolivia, Brasil y Colombia se podría haber aprovechado más la información proveniente del desalineamiento cambiario, a diferencia de Chile, Perú y Argentina, que aprovechan este aspecto. En cuanto al resto de las variables, Argentina, Colombia, Chile y Perú podrían haber aprovechado mejor la información macroeconómica restante, aunque Colombia aprovecha bien la

<sup>8</sup> Esta extensión también se encuentra en desarrollo.

información de la inflación pasada y Perú las señales que provienen de la política monetaria. Finalmente, en Argentina y Uruguay no se aprovechó totalmente la inflación esperada y observada. La inclusión de más variables hace que los resultados difieran de los anteriores referidos a la información macroeconómica.

En resumen, esta sección mostró que por lo general, las encuestas presentaron sesgos, en algunos casos persistencia de los errores y pudieron ser mejores haciendo uso de la información contenida en otras variables macroeconómicas. Esto podría apoyar la hipótesis de que los agentes consultados todavía se encontrarían en un proceso de aprendizaje sobre el estado de la economía y sus distintas relaciones. En ese sentido, destacan los países que tienen métodos de recolección e incentivos para los agentes encuestados, que permiten concentrar a los analistas en el curso futuro de la inflación puesto que la encuesta es anónima.

#### **IV. ESTUDIO EMPÍRICO SOBRE LOS DETERMINANTES DE LAS EXPECTATIVAS**

En esta sección se estiman modelos en la línea de Cerisola y Gelos (2005), quienes evaluaron cómo se determinaban las expectativas en Brasil, utilizando para ello los resultados de la encuesta y diversas variables macroeconómicas, similares a las de este estudio, con excepción de la posición fiscal.

Con ese enfoque, se procedió a estimar con el Método Generalizado de Momentos, para evitar endogeneidad entre los determinantes de las expectativas. Los resultados también se pueden interpretar como aquellas variables que son privilegiadas por los analistas a la hora de formular sus expectativas. Los resultados se exponen a continuación:

**Argentina:**

$$E_t \pi_{t+12} = 0,806 - 0,110 \bar{\pi} + 0,979 E_{t-1} \pi_{t+11} - 0,036 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 1,592 \tilde{y} + 0,038 i_{t-1} - 1,164 \tilde{R}$$

$R_{aj}^2 = 0,906 \quad J = 0,116 \quad p(J - B) = 0,000$

**Bolivia:**

$$E_t \pi_{t+12} = 0,723 - 0,073 \bar{\pi} + 0,816 E_{t-1} \pi_{t+11} + 0,468 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 0,433 \tilde{y} + 0,043 i_{t-1} + 0,471 \tilde{R}$$

$R_{aj}^2 = 0,888 \quad J = 0,106 \quad p(J - B) = 0,000$

**Brasil:**

$$E_t \pi_{t+12} = 0,501 - 0,213 \bar{\pi} + 1,199 E_{t-1} \pi_{t+11} - 0,052 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) + 8,076 \tilde{y} - 0,031 i_{t-1} - 1,766 \tilde{R}$$

$R_{aj}^2 = 0,864 \quad J = 0,067 \quad p(J - B) = 0,000$

**Chile:**

$$E_t \pi_{t+12} - \bar{\pi} = -0,194 + 0,443 (E_{t-1} \pi_{t+11} - \bar{\pi}) + 0,084 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 1,192 \tilde{y} + 0,050 i_{t-1} + 1,105 \tilde{R}$$

$R_{aj}^2 = 0,850 \quad J = 0,101 \quad p(J - B) = 0,758$

**Colombia:**

$$E_t \pi_{t+12} = -0,984 - 0,796 \bar{\pi} + 0,261 E_{t-1} \pi_{t+11} + 0,188 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 1,316 \tilde{y} + 0,092 i_{t-1} - 0,301 \tilde{R}$$

$R_{aj}^2 = 0,767 \quad J = 0,089 \quad p(J - B) = 0,000$

**Perú:**

$$E_t \pi_{t+12} - \bar{\pi} = -0,097 + 0,880 (E_{t-1} \pi_{t+11} - \bar{\pi}) + 0,066 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) + 3,031 \tilde{y} + 0,040 i_{t-1} - 4,729 \tilde{R}$$

$R_{aj}^2 = 0,843 \quad J = 0,106 \quad p(J - B) = 0,420$

**Uruguay:**

$$E_t \pi_{t+12} = 0,008 + 0,168 \bar{\pi} + 0,880 E_{t-1} \pi_{t+11} + 0,168 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) - 1,593 \tilde{y} + 0,019 i_{t-1} + 2,232 \tilde{R}$$

$R_{aj}^2 = 0,942 \quad J = 0,122 \quad p(J - B) = 0,017$

Los resultados indican que las expectativas exhiben persistencia, especialmente en Argentina y, en menor medida en Chile y Colombia. Por otra parte, la meta del banco central tiene importancia en Uruguay a diferencia de Bolivia y Brasil. Mientras que en Colombia la meta guarda una relación inversa con la inflación esperada, que podría reflejar la reticencia de los agentes por avalar el proceso de estabilización en el que se comprometió dicho país.<sup>9</sup>

La diferencia entre la inflación observada y la meta es importante en Bolivia; y en menor medida en Chile, Colombia, Perú y Uruguay. En Brasil la relación es inversa, lo cual significaría que brechas positivas de

<sup>9</sup> En los casos de Chile y Perú no se puede conocer este aspecto directamente, por problemas de colinealidad con el intercepto. Sin embargo, en el primer caso es sugerente que el sesgo no sea significativo y que tenga la menor desviación estándar.

inflación estarían relacionadas con menores expectativas de inflación, probablemente porque se esperaría una respuesta de política para moderar el dinamismo de la economía y, por ende, la inflación.

En el caso de la brecha del producto, sólo Perú y Brasil muestran relaciones positivas y significativas, en línea con la teoría y la evidencia empírica, que señala que brechas positivas están asociadas con mayor inflación. Respecto a la tasa de interés, en Argentina, Chile y Colombia la relación es significativamente positiva, probablemente porque se espera una gradual caída de las tasas a futuro, lo cual podría exacerbar la inflación.<sup>10</sup>

Finalmente, en lo que respecta al desalineamiento cambiario, la relación es significativamente positiva en Chile, en línea con la teoría. Pero es negativa en Perú, relación que podría ocurrir porque una subvaluación podría anticipar una respuesta de política (ya sea cambiaria o monetaria) que prevea la caída de la inflación.

Para incluir la credibilidad y la reputación de la política monetaria en los modelos se calculó la variable  $Cred_t^i$ , que mide la reputación en el cumplimiento de las metas en el último año móvil, cuya fórmula es la siguiente:

$$Cred_t^i = \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} (\pi_j^i - \bar{\pi}_j^i) \quad (18)$$

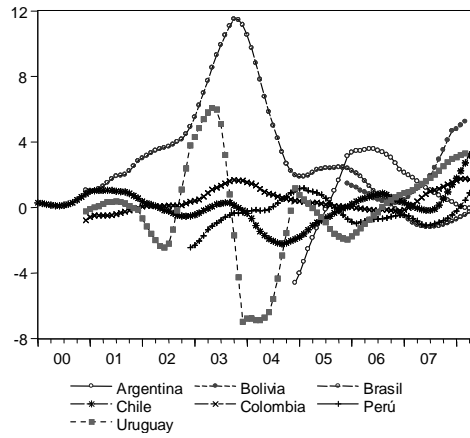
Es decir, esta variable corresponde al promedio móvil anual de la diferencia entre la inflación observada y la meta de inflación del país. El resto de las variables se define de similar forma a la mostrada en las ecuaciones anteriores. Conviene aclarar que un incremento de esta variable se debe interpretar como un desvío positivo respecto a la meta trazada.

En términos gráficos, esta variable se comportó de acuerdo con lo observado en el gráfico 7. Es importante mostrar que en la mayoría de los países las desviaciones se incrementaron a partir de 2007, como consecuencia de los aumentos de precios de alimentos y combustibles:

---

<sup>10</sup> Una extensión de este enfoque podría ser utilizar la desviación de la tasa de política respecto de la tasa neutral en lugar de la tasa de interés *per se*.

Gráfico 7: Promedio móvil de desviación de la inflación respecto a la meta



Fuente: Cálculo de los autores

A continuación se presenta un análisis con datos de panel para los países sujetos a estudio, entre 2005 y 2008. El cuadro 6 muestra la evaluación de tres tipos de modelos de panel que intentan establecer los determinantes de la inflación esperada. El primero es el modelo que relaciona la media temporal de cada variable y presenta los efectos entre grupos (*Between Effects*); el segundo supone que el intercepto de la regresión es el mismo para todas las unidades transversales, por lo que este modelo asume que existen efectos aleatorios en cada país (*Random Effects*); y, finalmente el último modelo no supone que las diferencias entre países sean aleatorias, sino constantes o "fijas", por lo que muestra los efectos fijos (*Fixed Effects*).

**Cuadro 6: Modelos de panel para la inflación esperada**

	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>
<b>Variable dependiente:</b>			
<b>Inflación Esperada (Exp)</b>			
	<b>Regresión sobre la media de cada grupo (Efecto entre grupos)</b>	<b>Efectos Aleatorios</b>	<b>Efectos Fijos</b>
<b>Inflación rezagada (<math>Obs_{t-1}</math>)</b>	0,5295	0,4902 [0,0450]	0,5106 [0,0485]
<b>Dummy Metas de Inflación (DIT)</b>	-1,4780	-0,7469 [0,1952]	
<b>Meta (Tar)</b>	0,7166	0,6142 [0,0521]	0,7153 [0,0748]
<b>Tasa de Política Monetaria (<math>\dot{\pi}</math>)</b>	-0,0015	-0,0274 [0,0162]	-0,1064 [0,0354]
<b>Credibilidad (crea)</b>	-0,6969	0,1670 [0,0613]	0,1560 [0,0697]
<b>Brecha del producto (? )</b>		-14,1471 [4,2793]	1,3150 [4,6449]
<b>Brecha del TCR (<math>R</math>)</b>		6,4181 [1,5492]	2,9308 [1,5309]
<b>Constante</b>	0,7074	0,4065 [0,2808]	-0,1554 [0,4747]
<b>Observaciones</b>	248	248	248
<b>R<sup>2</sup></b>	0,67	0,92	0,91
<b>Número de países</b>	7	7	7

Errores estándar en corchetes

\* Significativos al 95%

Fuente: Cálculo de los autores

Para determinar cuál de estos es el más adecuado para los objetivos de este documento, las pruebas de Breusch y Pagan para efectos aleatorios, y la prueba  $F$  de significancia de los efectos fijos nos indican la pertinencia de estos modelos respecto al modelo que considera los efectos entre grupos. Además, por medio de un test de Hausmann se determinó que el modelo de efectos fijos es el que tiene mejores características.

Por tanto, el modelo elegido muestra que la inflación esperada es afectada por la inflación pasada y observada, de tal forma que un aumento de un punto porcentual en la inflación implica un incremento de medio punto porcentual en las expectativas. También se observa una relación proporcional con la meta, lo cual es consistente con los



modelos teóricos expuestos anteriormente. La tasa de interés representativa tiene una relación inversa con la inflación esperada, lo cual también va en línea con lo esperado por la teoría: incrementos de la tasa promueven el descenso de la inflación. Una brecha del producto mayor o un tipo de cambio real subvaluado tienen efectos positivos en la inflación esperada. Conviene notar que del modelo 2, se puede rescatar que las economías que siguen metas de inflación cuentan con una inflación esperada menor respecto a aquellas que no la siguen.<sup>11</sup>

Posteriormente, se estimó un panel modificado para ver la importancia de la credibilidad en las expectativas de inflación y, adicionalmente, la contribución del régimen de metas de inflación a las expectativas, con la siguiente formulación:

$$E_t \pi_{t+12}^i = \phi + \eta \times \pi_t^i + \zeta \times D(IT^i) + \nu \times Cred_{t-1}^i + \chi \times Cred_{t-1}^i \times \pi_t^i + \delta^i \times \pi_{t-1}^i + \varpi_t + \xi_t^i \quad (19)$$

Donde  $D(IT^i)$  es una variable dicotómica que adopta el valor 1 si el país  $i$  se encuentra bajo metas de inflación y 0 en otro caso, y  $\pi_t^i$  es la desviación respecto a la meta del país  $i$  en el periodo  $t$ .

El panel no balanceado se estimó con efectos fijos por periodo, para incluir el efecto de choques comunes. La muestra es más amplia que el anterior panel y comprende 361 observaciones que van desde septiembre de 2001 hasta mayo de 2008. Los resultados fueron los siguientes:

$$E_t \pi_{t+12}^i = 0,134 + 1,103 \times \pi_t^i - 0,543 \times D(IT^i) + 0,454 \times Cred_{t-1}^i - 0,086 \times Cred_{t-1}^i \times \pi_t^i + \varpi_t + \xi_t^i \quad (20)$$

$R_{Aj}^2 = 0,926 \quad \hat{\sigma} = 0,791$

Según esta ecuación, existiría una relación uno a uno respecto a la meta y el régimen de metas de inflación habría contribuido a reducir la inflación en medio punto porcentual. Por otra parte, en la medida que la variable de credibilidad y reputación aumenta un punto porcentual, las expectativas se incrementan, aunque su efecto es no lineal y dependería de la interrelación entre la variable de reputación y la meta,

<sup>11</sup> No obstante, para corroborar esta hipótesis, sería conveniente ampliar el número de países de la muestra, tanto con como sin metas explícitas de inflación.

penalizando más a los que tienen metas más bajas. Finalmente, cada país tiene un patrón distinto de relación entre la inflación observada y la meta más reciente, destacando los casos de Argentina, Bolivia y Brasil.

## V. CONCLUSIONES

El documento analizó tanto teórica como empíricamente los determinantes de las expectativas. En la parte teórica se desarrollaron dos modelos para resaltar la importancia de la percepción del público sobre el grado de compromiso con el objetivo de inflación, considerando que para la distinción entre choques monetarios y de política es crucial la reputación y el historial de cumplimiento de las metas.

Posteriormente, se analizaron las características estadísticas de las encuestas de expectativas de inflación en países sudamericanos seleccionados, donde se destacó que en determinados países se observaban sesgos en la proyección de la inflación y que la información macroeconómica disponible al momento de responder la encuesta no era completamente utilizada.

Finalmente, se estimaron modelos empíricos sobre la determinación de las expectativas de inflación. Aunque los resultados difieren respecto a cada país, la conclusión general es que los bancos centrales deben esforzarse por demostrar su compromiso con el control de la inflación, para que sus metas sean alcanzadas y creídas por el público.

Bernanke *op. cit.* señala que las expectativas no están perfectamente ancladas si es que cambios en la inflación generan modificaciones en las expectativas. Los resultados del presente estudio muestran que incluso en el caso de algunos países con metas de inflación, las expectativas no están perfectamente ancladas, pues reaccionan a los cambios en la inflación observada más de lo que asumen los modelos con expectativas racionales.

Volver a generar un periodo de reputación en el cumplimiento de metas es crucial para que posteriores choques de oferta no impliquen cambios sustanciales en las expectativas de inflación. Al respecto, Trehan (2006) señala que el historial de compromiso con una inflación baja y estable fue determinante para que los incrementos de los precios del petróleo no se plasmen en un incremento de las expectativas inflacionarias en

Estados Unidos. Además, Mankiw y Reis (2006) y Canova y Gambetti (2008) señalaron que el rol de las expectativas no varía aunque exista un cambio de régimen de política monetaria

En términos sencillos y siguiendo la sabiduría popular del dicho: “La mujer del emperador no sólo debe ser virtuosa, sino también debe parecerlo”, se podría plasmar en un refrán análogo para los entes emisores: “Los bancos centrales no sólo deben luchar contra la inflación, sino que debe parecer que así lo hacen”. De esa forma, las expectativas podrán anclarse en torno a los objetivos trazados por los entes emisores y los actuales choques de oferta no tendrán mayores efectos en las percepciones de la población sobre el curso futuro de la inflación.

### BIBLIOGRAFÍA

- Agenor, Pierre-Richard (2002) "Monetary Policy under Flexible Exchange Rates: An introduction to Inflation Targeting" En Loayza y Soto (eds.) *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges* Santiago de Chile: Banco Central de Chile.
- Berg, Andrew y Eduardo Borenzstein (2000) "The Choice of Exchange Rate Regime and Monetary Target in Highly Dollarized Economies" *Journal of Applied Economics* III (noviembre): 285-324.
- Bernanke, Ben (2007) "Inflations expectations and inflation forecasting" Conferencia del Presidente de la Reserva Federal en el Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute (Cambridge, Massachusetts), 10 de Julio.
- Calvo, Guillermo (1983) "Staggered prices in a Utility Maximizing Framework" *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383-98.
- Canova, Fabio y Luca Gambetti (2008) "Do expectations matter? The Great Moderation revisited" Documento de trabajo de la Universidad Pompeu Fabra 1084, abril.
- Cerisola, Martin y Gaston Gelos (2005) "What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Análisis" IMF Working Paper 05/109, junio.
- Clarida, Richard, Jordi Gali y Mark Gertler (1999) "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective" *Journal of Economic Literature* 37 (Diciembre): 1661-1707.
- Gali, Jordi; Mark Gertler y David López-Salido (2001) "European inflation dynamics" NBER Working Paper 8218, abril.
- Gaspar, Vitor, Frank Smets y David Vestin (2006) "Adaptative Learning, Persistence and Optimal Monetary Policy" European Central Bank Working Paper 644, junio.

- Goeschel, Joachim (2007) "Learning about the Inflation Target" Documento presentado en Frankfurt Seminar in Economics el 5 de junio.
- Mankiw, Gregory y Ricardo Reis (2006) "Sticky information in general equilibrium" NBER Working Paper 12605, octubre.
- \_\_\_\_\_ y Justin Wolfers (2003) "Disagreement about Inflation Expectations" NBER Working Paper 9796, junio.
- Mishkin, Frederic (2007) "Inflation Dynamics" NBER Working Paper 13147, junio.
- Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1996) *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge: The MIT Press.
- Orphanides, Athanasios y John Williams (2007a) "Inflation targeting under imperfect knowledge" En Mishkin y Schmidt-Hebbel (eds.) *Monetary Policy under Inflation Targeting*. Santiago de Chile: Ediciones del Banco Central de Chile
- \_\_\_\_\_ (2007b) "Learning, Expectations Formations, and the Pitfalls of Optimal Control Monetary Policy" Documento presentado en la Conferencia "John Taylor's Contributions to Monetary Theory and Policy" llevada a cabo en Dallas del 12 al 13 de octubre.
- Rosende, Francisco (2000) *Teoría Macroeconómica: Ciclos Económicos, Crecimiento e Inflación*. Santiago de Chile: Ediciones Universidad Católica de Chile.
- Sargent, Thomas (1979) *Macroeconomic Theory*. : Nueva York; Academic Press
- Sommer, Martin (2002) "Supply Choques and the Persistence of Inflation" John Hopkins University Working Paper 485, diciembre.
- Trehan, Bharat (2006) "Inflation Targets and Inflation Expectations: Some evidence from the Recent Oil Choques" *FRSBF Economic Letter* 2006-22, septiembre.

Turner, Paul (2007) "Some UK evidence on the Forward Looking IS Equation" Loughborough University Discussion Paper 16, julio.

Walsh, Carl (2003) *Monetary Theory and Policy*. 2da. Ed. Cambridge: The MIT Press

### ANEXO A: METODOLOGÍA PARA GENERAR LAS EXPECTATIVAS IMPLÍCITAS DE INFLACIÓN EN 12 MESES

En el caso de Perú, la encuesta contiene las preguntas de cuánto cree el ente consultado que será la inflación en el año en curso y al año siguiente. Por ejemplo, en el mes de abril de 2008 se preguntó cuánto será la inflación en 2009 y cuánto en 2010.

Puesto que a medida que avanza el año se tiene mayor información efectiva sobre la inflación y la capacidad de pronóstico mejora, no es conveniente utilizar estas cifras en los modelos por este sesgo. Por el contrario, es más útil contar con la expectativa de inflación para los siguientes once meses. De esa forma, otros países como Bolivia, Chile y Uruguay preguntan a los analistas cuánto será la inflación en 11 meses siguientes al mes de la encuesta. Esto es así porque la inflación se conoce usualmente con un rezago de un mes y esta pregunta lleva implícita la tasa de inflación en 12 meses efectivos.

En esa línea, se procedió a generar una variable *proxy* de inflación esperada en los siguientes 12 meses para el Perú de la siguiente manera:

- Para las encuestas de los meses de enero de cada año, la inflación esperada corresponde a la consultada por el banco central sin ningún ajuste.
- Entre febrero y diciembre, la inflación implícita viene dada por la siguiente metodología:
  - En primer lugar, se calcula la inflación bruta mensual implícita ( $E_t^M \pi_t^{Año}$ ) en la proyección del año:
    - Para el año en curso corresponde a:

$$E_t^M \pi_t^{Año} = \left\{ \frac{(1 + E_t^A \pi_t^{Año})}{\prod_1^{12-t} (1 + \pi_t)} \right\}^{\frac{1}{12-t}} \quad (1)$$

Donde  $E_t^A \pi_t^{Año i}$  es la expectativa de inflación para el año en curso y  $\pi_t$  es la inflación mensual observada en el mes  $t$ . De esta forma, se infiere cuánto es la inflación mensual implícita en lo que resta del año.

- Para el año siguiente al mes de la encuesta, simplemente consiste en mensualizar la inflación anual esperada:

$$E_t^M \pi_t^{Año i+1} = \left(1 + E_t \pi_t^{Año i+1}\right)^{\frac{1}{12}} \quad (2)$$

- De esa forma, la inflación implícita en 12 meses corresponde a un promedio geométrico ponderado entre las inflaciones mensuales esperadas en lo que resta del año y las inflaciones mensuales implícitas del siguiente año hasta el mes  $t$ . Esto es:

$$E_t \pi_{t+12} = \left[ \left(1 + E_t^M \pi_t^{Año i}\right)^{12-t} \times \left(1 + E_t^M \pi_{t+12}^{Año i+1}\right)^t \right] - 1 \quad (3)$$

- Finalmente, para evitar quiebres abruptos en la serie resultante, se sacó el promedio móvil trimestral de esta serie y se la utilizó como *proxy* de la inflación esperada en los siguientes 12 meses.

Por último, conviene reparar que esta metodología podría ser mejorada incorporando la estacionalidad de cada mes en la inflación mensual implícita, aspecto que no se utilizó en este documento.



## **ANEXO B: FUENTES Y DESCRIPCIÓN DE LA INFORMACIÓN UTILIZADA**

**Expectativas de inflación:** Corresponden a los resultados de las encuestas realizadas por los bancos centrales y disponibles en su página Web o enviadas a solicitud de los autores en el caso de Argentina. La pregunta pertinente para este análisis es la inflación esperada en 12 meses. Para Perú se procedió a efectuar un ajuste descrito en el Anexo A.

**Índice de Precios al Consumidor (IPC) e inflación:** Proviene de los bancos centrales o institutos de estadística de los países seleccionados. En el caso de Brasil corresponde al IPCA, pues es el que se toma como referencia para la conducción de la política monetaria. La inflación del IPC se calcula como la variación porcentual en 12 meses.

**Brecha del producto:** En los países que cuentan con información mensual de actividad (Argentina, Bolivia, Chile y Perú), corresponde al logaritmo de la razón entre el índice desestacionalizado (preferentemente por la fuente de información) y el índice filtrado por el método de Hodrick y Prescott (HP). Para el resto de los países, se calculó como la mensualización de la brecha trimestral construida con similar criterio.

**Desalineamiento cambiario:** Corresponde al logaritmo de la razón entre el tipo de cambio real y el filtrado con HP. En todos los casos se optó por utilizar el indicador de tipo de cambio real construido por los bancos centrales y expresado como la relación entre los IPC de los socios comerciales y el país de referencia.

**Tasa de política monetaria:** En los casos de Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Perú, correspondió a la tasa de política monetaria o a la tasa interbancaria según corresponda. Para Bolivia corresponde a la tasa en moneda nacional de subastas a 13 semanas y para Uruguay a la tasa pasiva con menor plazo.