

REVISTA DE ANÁLISIS

VOLUMEN 16 - 2012



How plural is the plural economy
of Bolivia?
Constructing a plural economy
indicator with fuzzy sets

Rolando Gonzales Martínez

Inversión pública en Bolivia y su
incidencia en el crecimiento
económico: un análisis desde la
perspectiva espacial

Casto Martín Montero Kuscevic

Combinación de pronósticos.
Una aplicación a la inflación de
Bolivia

Julio Humérez Quiroz

Banco Central de Bolivia

REVISTA DE ANÁLISIS

Consejo Editorial

Marcelo Zabalaga Estrada
Rafael Boyán Téllez
Raúl Mendoza Patiño
Pablo Mendieta Ossio

Editor Académico

José Antonio Caballero Peláez

Los autores son responsables de las ideas y opiniones expuestas,
las cuales no reflejan necesariamente la opinión o posición del
Banco Central de Bolivia

Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia. Publicación semestral

Compaginación y diseño: Carlos Santos Gonzales
Precio por ejemplar: Bs. 10.- (*Precio no sujeto a plan de suscripción*)
Mes y año de publicación: Diciembre de 2012
Número de ejemplares: 600.-
Correspondencia: Banco Central de Bolivia - Asesoría de Política Económica
Ayacucho esquina Mercado
La Paz, Bolivia
Teléfono (591) (02) 2409090 int. 2310
Casilla 3118
Correo electrónico: revistadeanalisis@bcb.gob.bo
Lugar de publicación: La Paz - Bolivia

Derechos reservados: Banco Central de Bolivia
Depósito legal: No. 4-3-833-99

*“Queda prohibida la reproducción total o parcial de este texto por
cualquier medio. Su uso deberá realizarse citando la fuente.
La distribución y venta de esta publicación es de derecho exclusivo
del Banco Central de Bolivia”*

BANCO CENTRAL DE BOLIVIA
ASESORÍA DE POLÍTICA ECONÓMICA

Revista de Análisis

Volumen 16
Enero - Junio / 2012

CONTENIDO

Agradecimiento a árbitros	5
Presentación	7
How plural is the plural economy of Bolivia? Constructing a plural economy indicator with fuzzy sets ROLANDO GONZALES MARTÍNEZ	9
Inversión pública en Bolivia y su incidencia en el crecimiento económico: un análisis desde la perspectiva espacial CASTO MARTÍN MONTERO KUSCEVIC	31
Combinación de pronósticos. Una aplicación a la inflación de Bolivia JULIO HUMÉREZ QUIROZ	59

AGRADECIMIENTO A ÁRBITROS

El Consejo Editorial del Banco Central de Bolivia desea expresar su reconocimiento a las siguientes personas, quienes realizaron la revisión arbitral de los artículos del Volumen 15 de la *Revista de Análisis* y quienes conformaron el jurado calificador en las categorías abierta y dirigida del *XIII Premio Nacional de Investigación* del BCB:

Javier Aliaga Lordemann

Marco A. Laguna Vargas

Gover Barja Daza

Ramiro Lizondo Díaz

Javier Cossío Medinacelli

Carlos G. Machicado Salas

Carmen Crespo Fernández

Pablo Mendieta Ossio

Ernesto Cupé Clemente

Germán Molina Díaz

Pablo Cuba Rojas

José Nuñez del Prado

Fabián Chahín Medrano

Luis Salcedo Gutiérrez

Rolando Gonzales Martínez

Lorenzo Soliz Tito

Werner Hernani-Limarino

José L. Tangara Colque

Julio Humerez Quiroz

David Zeballos Coria

PRESENTACIÓN

En esta oportunidad el Banco Central de Bolivia (BCB) tiene el agrado de presentar el Volumen 16 de la *Revista de Análisis*, edición con un contenido actual, atrayente y que motiva la investigación en las áreas económica y social. Los tres tópicos analizados son: el modelo boliviano de economía plural desde una perspectiva de política pública; la inversión pública en las cuentas regionales; y avances en la estimación del pronóstico de la inflación.

Los preceptos constitucionales del modelo de economía plural de Bolivia, contenidos en el artículo 306 de la Constitución Política del Estado, sustentan la articulación de las distintas formas de organización económica y son el punto de partida de este artículo escrito en idioma inglés titulado **“How plural is the plural economy of Bolivia? Constructing a plural economy indicator with fuzzy sets”**. El autor de este documento realiza una interpretación matemática de tales principios utilizando indicadores desarrollados a partir de la técnica de conjuntos difusos. Dos de los diez principios establecidos fueron elegidos para efectuar la medición del cumplimiento de tales preceptos: redistribución y sostenibilidad. El autor presenta los resultados luego de efectuar la calibración de un sistema de inferencia.

El autor del segundo artículo, **“Inversión pública en Bolivia y su incidencia en el crecimiento económico: un análisis desde la perspectiva espacial”**, fue ganador *ex aequo*, del primer Premio en la Categoría Abierta del XII Premio Nacional de Investigación Económica. En este documento, el investigador efectúa estimaciones de la incidencia de la inversión productiva, en infraestructura, y de carácter social, sobre el Producto Interno Bruto Departamental (PIBD). Asimismo, el autor indaga acerca de la repercusión de la inversión pública entre distintos departamentos, destacando la contigüidad territorial de los mismos e introduciendo variables espacialmente ponderadas en cuatro modelos econométricos que permiten un diagnóstico de los efectos de la producción de un departamento respecto de los otros departamentos vecinos.

En el tercer documento de investigación titulado **“Combinación de pronósticos. Una aplicación a la inflación de Bolivia”**, el autor

realiza una aplicación de técnicas de combinación de pronósticos a la inflación boliviana para el periodo 1993-2010. El método aplicado consistió en realizar pruebas de englobamiento a modelos de pronóstico individuales, de tal forma que si los mismos no abarcaban al resto, la fase siguiente fue la selección y combinación de los mismos según sus ponderaciones derivadas de la raíz del error cuadrático medio. Luego el autor realizó la combinación de pronósticos individuales con aplicación de modelos de factores. A partir de un análisis comparado de los resultados, el autor efectúa una reseña de las ventajas de las distintas técnicas de combinación de pronósticos frente a los modelos individuales.

El BCB, a través de la *Revista de Análisis*, tiene el propósito permanente de contribuir al conocimiento científico, aporte que no sería posible sin la participación de los autores y árbitros externos al BCB, así como de los investigadores y *referees* internos, y por supuesto, de la comunidad académica y la sociedad en su conjunto.

El Ente Emisor pone a su disposición éste número de la *Revista de Análisis* con el deseo que el mismo sea parte de sus textos económicos de actualidad e interés. De igual forma, reitera su invitación a la comunidad académica para publicar sus investigaciones originales y con estándares internacionales de rigor en una publicación académica.

Raúl Mendoza Patiño
Asesor Principal de Política Económica

**How plural is the plural
economy of Bolivia?
Constructing a plural economy
indicator with fuzzy sets**

Rolando Gonzales Martínez*

* The author thanks the editorial review and the comments from three anonymous referees. The usual disclaimer holds.

ABSTRACT

An indicator that measures the compliance with the constitutional principles of a plural economy is proposed. An inference system based on fuzzy sets was used to calculate the indicator. The fuzzy system summarizes the principles of income redistribution and environmental sustainability into an overall measure of plural economy that allows to objectively judge the change towards a plural economy in Bolivia.

JEL Classification: *C02, P40*

Keywords: *Plural economy indicator, fuzzy sets*

¿Cuán plural es la economía plural de Bolivia?

Construyendo un indicador de economía plural con conjuntos difusos

RESUMEN

Se propone un indicador que mide el cumplimiento de los principios constitucionales de una economía plural. Para calcular el indicador se usó un sistema de inferencia basado en conjuntos difusos. El sistema difuso resume los principios de la redistribución del ingreso y la sostenibilidad ambiental en una medida global de economía plural que permite juzgar objetivamente el cambio hacia una economía plural en Bolivia.

Clasificación JEL: C02, P40

Palabras clave: *Indicador de economía plural, conjuntos difusos*

I. Introduction

As part of a series of changes of the economic model of Bolivia, the government of this country enacted in 2009 a new State Constitution with the principles of a plural economy. According to this new Constitution, the plural economy of Bolivia comprises different forms of economic organization and it is based on the principles of *complementariness, reciprocity, solidarity, redistribution, equity, legal certainty, sustainability, equilibrium, justice and transparency*.¹

Antagonistic political parties take different positions about the change to a plural economy in Bolivia. Opposite parties untiringly argue about the existence of this change, and they eventually link their discussion to the principles of the Bolivian plural economy, because if these principles were not met, then it would not be easy to claim a shift towards a more pluralistic economy. Being the principles of a plural economy (henceforth, PPE) vague concepts, any verbal discussion about the compliance with the principles would be subjective and ultimately unproductive. A more scientific approach is to use mathematical tools to objectively measure the degree of compliance with these principles. In this sense, this paper proposes a mathematical indicator of the plurality of an economy based on fuzzy sets. This indicator can be used to objectively measure the degree of compliance with the PPE, and thus assert the existence of a change to a plural economy in Bolivia.

Since the purpose of this paper is to make a methodological contribution, and in order to keep a simple exposition of the techniques, only two of the ten principles were modeled. A complete analysis of the ten PPE would require a full elicitation of 30 fuzzy membership functions and the plural economy indicator would be a 11-polytope (defined in a 11-dimensional hypercube). Due to this, visualizing the plural economy indicator would not be as straightforward as in the Figure 4 of this paper.

1 New Constitution of the State, Part Four (Economic Structure and Organization of the State), Title I (Economic Organization of the State), Chapter One (General Dispositions), Article 306.

Section II offers some background on the issues behind the concept of a plural economy and their relationship with fuzzy logic. The methods to construct the plural economy indicator are described in section III. Section IV contains the results of the indicator, and Section V concludes.

MATLAB codes which compute the plural economy indicator and replicate the empirical work reported in this paper are available upon request.

II. Background

A theoretical approach to the understanding of a 'plural economy' appears to precede the more subtle linguistic characterization of a plural economy contained in the Bolivian new State Constitution of 2009. The Bolivian concept of a 'plural economy' seems to have its roots in the economic theory of *welfare pluralism* or *mixed economy of welfare* that highlights the role of the nonprofit sector in welfare and claims that a balanced social economy must be beyond the so-called 'market fundamentalism of neoclassical economics'. According to this approach, welfare is provided by different societal actors, e.g. the government, private sources or social cooperatives. See, *inter alia*, Evers and Laville (2004), Heitzmann (2006), Stiglitz (2009), Bresser-Pereira (2010) or Etxezarreta and Bakaikoa (2011).

In Bolivia, the implementation of a plural economy starts in 2006, when a left-wing government changed the Bolivian economic structure in a way that sought to oppose to the so-called neoliberal economic structure. In this alternative model, the economy is comprised by the interaction of social, communitary, private, and State economic structures (Pardo, 2009), and the State is conceptualized as the leader in the strategic sectors that deal with the generation and distribution of wealth (García, 2011). Nevertheless, the concept of 'plural economy' emerges officially from the new State Constitution of Bolivia enacted in 2009. According to this new Constitution, a plural economy is based on the principles of *complementariness, reciprocity, solidarity, redistribution, equity, legal certainty, sustainability, equilibrium, justice, and transparency*. Evidently, these principles are linguistic concepts that contain ambiguities. Thus,

policy reasoning with such imprecise concepts may not be clear and obvious, but rather fuzzy.

Fuzzy logic can be defined as a precise logic of imprecision and an approximate reasoning, with high power of *precision*², of what is semantically imprecise (Zadeh, 2008).³ Fuzzy sets, being mathematical tools to handle linguistic variables, are ideal for constructing objective indicators to condense polymorphous concepts. This is why fuzzy logic is often used to construct socioeconomic indicators that measure, *inter alia*, bankruptcy, well-being, contamination risk, sustainability, market bidding adjustments or stock market fluctuations. Östermark (1999) for example, developed an inference system for bankrupt firms, based on fuzzy multigroup classification. Chiappero (2000) tried to make some progress towards the possibility of realizing a multidimensional assessment of Amartya Sen's concept of well-being with the use of fuzzy sets theory. In Castignani et al. (2004), pesticide contamination risk was calculated with a fuzzy logic indicator and the economic costs were assessed by gross margin differences among farm typologies. Phillis and Andriantiatsaholiniaina (2001) used fuzzy logic to construct an inference system that takes ecological (land, water, air, and biodiversity) and human (economical, social, educational, and political) inputs, and then combined these with the aid of fuzzy logic to provide an overall measure of the degree of sustainability of the system under examination (see also Andriantiatsaholiniaina et al., 2004). He et al. (2006) employed heuristic fuzzy rules to emulate the reasoning of artificial agents that dynamically adjust its bidding behavior to effectively respond to changes in the supply and demand of a marketplace. Finally, with a self-organized fuzzy neural network, Bollen et al. (2011) used the twitter mood to predict the stock market, using the Dow Jones Industrial

2 Zadeh (2012) defines *precision* as the construction of computational/mathematical models of words, phrases, propositions, questions and other types of semantic entities.

3 The history of fuzzy logic can be traced back to the Bertrand Russell's opinion on the Cretans paradox. In the year 1920, Łukasiewicz worked out a multivalued logic in which statements can take on fractional values between the 'ones and zeros' of binary logic. In 1973, quantum philosopher Max Black drew the first fuzzy set curves, and almost 30 years later Zadeh worked out a complete algebra for fuzzy sets on a paper called "fuzzy sets", term that gave name to this field. Fuzzy logic was popularized by the use of fuzzy sets in Japan to control systems. In 1988, Hitachi turned over control of a subway in Sendai, Japan, to a fuzzy system. In 1992, the Ministry of International Trade and Industry estimated that Japan produced about \$2 billion worth of fuzzy products (Kosko and Isaka, 1993).

Average index.⁴ In this study, the PPE are used as inputs of the fuzzy system, thus offering the possibility of obtaining an overall (numerical) indicator that summarizes the degree of compliance with the welfare pluralism of the principles of a plural economy.

III. Methods ⁵

Let x be an economic indicator that measures a PPE. This and other n -indicators x_1, \dots, x_n can be summarized into a single plural economy indicator with an inference system based on fuzzy sets. In this system, a $1 \times n$ vector ξ with values of the n -economic indicators is placed into input membership functions. Based on a set of rules, these input functions map the input indicators to an output membership function. The output function translates through fuzzy sets the verbal degree of compliance with the PPE to a numerical indicator bounded between 0 and 1.

III.1. Fuzzy sets

Let A denote a set, x the element of any set and U the universal set of all objects under consideration. To define a fuzzy set is necessary to define the *characteristic function* of a set.

Definition 1 Characteristic function (membership function). *The characteristic function $\mu_A(x)$ of a set $A \subset U$ is a membership rule that characterizes the elements (members) of a set, taking only two values 0 and 1, indicating whether or not $x \in U$ is a member of A :*

$$\mu_A(x) = \begin{cases} 1 & \text{for } x \in A \\ 0 & \text{for } x \notin A \end{cases} \quad (1)$$

4 In Bolivia, the use of fuzzy logic is almost nil; the only reference that the author found is Avilés (2009).

5 This section is based on Bojadziev and Bojadziev (2007), Sivanandam et al. (2007), and Guney and Sarikaya (2009).

As $\mu_A(x) \in \{0,1\}$, the characteristic function only indicates if an element belongs or not belongs to A . Fuzzy sets unstrain this crisp membership rule.

Definition 2 Fuzzy sets. Let A be a classical set of the universe U . A fuzzy set \mathcal{A} is defined by a set of ordered pairs (a binary relation),

$$\mathcal{A} = \{(x, \mu_{\mathcal{A}}(x)) \mid x \in \mathcal{A}, \mu_{\mathcal{A}}(x) \in [0,1]\} \quad (2)$$

where $\mu_{\mathcal{A}}(x)$ is a membership function that specifies the degree to which any element x in \mathcal{A} belongs to the fuzzy set \mathcal{A} , and it ties each element x in \mathcal{A} to a real number \mathbb{R} in the interval $[0,1]$.

Fuzzy sets allow to measure numerically the *degree* of membership to the set A , because in contrast to the function $\mu_A(x) \in \{0,1\}$, the membership function of a fuzzy set $\mu_{\mathcal{A}}(x)$ is continuous between 0 and 1.

III.2. Membership functions

A spline-based z -function, a s -function and a gaussian function can be used as input membership functions. The parameters of the spline-based z -function $z(x; \zeta_1, \zeta_2)$,

$$z(x; \zeta_1, \zeta_2) = \begin{cases} 1, & x \leq \zeta_1 \\ 1 - 2 \left(\frac{x - \zeta_1}{\zeta_2 - \zeta_1} \right)^2, & \zeta_1 \leq x \leq \frac{\zeta_1 + \zeta_2}{2} \\ 2 \left(\frac{x - \zeta_1}{\zeta_2 - \zeta_1} \right)^2, & \frac{\zeta_1 + \zeta_2}{2} \leq x \leq \zeta_2 \\ 0, & x \geq \zeta_2 \end{cases} \quad (3)$$

and the spline-based s -function $s(x; \omega_1, \omega_2)$,

$$s(x; \omega_1, \omega_2) = \begin{cases} 1, & x \leq \omega_1 \\ 2 \left(\frac{x - \omega_1}{\omega_2 - \omega_1} \right)^2, & \omega_1 \leq x \leq \frac{\omega_1 + \omega_2}{2} \\ 1 - 2 \left(\frac{x - \omega_1}{\omega_2 - \omega_1} \right)^2, & \frac{\omega_1 + \omega_2}{2} \leq x \leq \omega_2 \\ 0, & x \geq \omega_2 \end{cases} \quad (4)$$

can be calibrated to model the bounds of the economic indicators. The parameters σ, ψ of the Gaussian function $g(x; \sigma, \psi)$

$$g(x; \sigma, \psi) = e^{-\frac{(x-\psi)^2}{2\sigma^2}} \quad (5)$$

can be estimated with historical data of economic indicators, in order to measure the average of the indicators and the spread around this average.

For the output of the inference system, a trapezoidal function $trap(x; \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4)$

$$trap(x; \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4) = \max \left[\min \left(\frac{x - \delta_1}{\delta_2 - \delta_1}, 1, \frac{\delta_4 - x}{\delta_4 - \delta_3} \right), 0 \right] \quad (6)$$

models the non-compliance and the full compliance with the PPE, and a triangular function $tri(x; \tau_1, \tau_2, \tau_3)$,

$$tri(x; \tau_1, \tau_2, \tau_3) = \max \left[\min \left(\frac{x - \tau_1}{\tau_2 - \tau_1}, \frac{\delta_3 - x}{\delta_3 - \delta_2} \right), 0 \right] \quad (7)$$

models the middle compliance. Intuitively, these membership functions allow to translate linguistic vague concepts as “high income inequality” to objective, continuous, and numerical values for the PPE.

III.3. Rules and the fuzzy indicator of a plural economy

The inference system follows Mamdani rules,

$$\begin{aligned} & \text{If } (x_1 \text{ is } \mathcal{L}_1) \text{ and } (x_2 \text{ is } \mathcal{L}_2) \text{ then } \theta_1 \\ & \text{If } (x_1 \text{ is } \mathcal{L}_3) \text{ and } (x_2 \text{ is } \mathcal{L}_4) \text{ then } \theta_2 \\ & \quad \vdots \\ & \text{If } (x_1 \text{ is } \mathcal{L}_{m-1}) \text{ and } (x_2 \text{ is } \mathcal{L}_m) \text{ then } \theta_m \end{aligned}$$

where $\mathcal{L}_i, i = 1, \dots, m$, are linguistic bounds defined in the context of the previous fuzzy membership functions and $\Theta = \{\theta_1, \dots, \theta_m\}$ is the expected output.

The **plural economy indicator** is the output space $\Theta \in [0,1]$ of the fuzzy inference system. A single value $\theta_i \in \Theta$ of the indicator is calculated after introducing a vector ξ with values of the economic indicators x_1, \dots, x_n .

An output value of $\theta_i = 1$ indicates a full compliance with the principles of a plural economy, and a value of $\theta_i = 0$ means non-compliance with these principles. Because fuzzy sets are continuous in $[0, 1]$, values among $(0, 1)$ will indicate a different *degree* of compliance with the PPE: a value of θ_i close to one, indicates a high degree of compliance with the PPE (in general as $\theta_i \rightarrow 1$), while values of θ_i close to zero indicate relative non-compliance with these principles (in general as $\theta_i \rightarrow 0$).

IV. Results

This section calibrates the membership functions and the rules of the inference system that allow to calculate the plural economy indicator.

It is wise to state at the outset that a proper indicator of plurality should consider both the constitutional PPE and the different forms of economic organization in a plural economy. Nevertheless, in order to keep a simple, clear, illustrative, and understandable explanation of the model, only two of the ten constitutional PPE are considered: redistribution and sustainability. (See also the discussion about the dimensionality of the indicator in the introduction of this paper.)

The study relates the principle of *redistribution* to income redistribution because according to the new State Constitution the development in Bolivia will be assured through an equitable redistribution of economic surplus. The principle of *sustainability*, on the other hand, is related to the concept of environmental sustainability .

IV.1. Calibration of the input membership functions

The Gini coefficient was used to measure the principle of redistribution. The Environmental Sustainability Index (henceforth, ES) is used as the indicator of sustainability.

The Gini coefficient is an economic indicator of income redistribution. This index is the most commonly used measure of inequality and takes values between 0 and 100, with zero interpreted as no inequality (Litchfield, 1999). On the other hand, ES benchmarks the ability of nations to protect the environment over the next several decades, by integrating data sets that track natural resource endowments, past and present pollution levels, environmental management efforts, and the capacity of a society to improve its environmental performance. The range of the ES indicator is also between [0; 100], but in this case the higher a country's ES index, the better positioned it is to maintain favorable environmental conditions into the future. See Esty et al. (2005) for details.

Figure 1 shows the histogram of the Gini index based on the data from the World Bank for all the countries in the world between the years 2005-2006. This figure also displays the histogram of the ES index for the year 2005, based on data of 146 countries around the world.

The world's average Gini index in the year 2005 was 42,96 (with a standard deviation of 8,76), and the world's average sustainability index in the same year was 49,88 (with a standard deviation of 8,48). These historical values of $\psi_r = 42,96$ and $\sigma_r = 8,76$ were used to calibrate the parameters of the Gaussian membership function $g(x; \sigma_r, \psi_r)$ which models middling income redistribution (Table 1 and Figure 2). The values $\psi_s = 49,8$ and $\sigma_s = 8,48$ of the ES index were used to calibrate the membership function of middling environmental sustainability (Table 2 and Figure 2).

The function $z(x; \zeta_{r1}, \zeta_{r2})$ with $\zeta_{r1} = 0$ and $\zeta_{r2} = 100$ was used to model the equality in the redistribution of income, and the function $s(x; \omega_{r1}, \omega_{r2})$ with $\omega_{r1} = 0$; and $\omega_{r2} = 100$ was used to model the inequality in the income redistribution. Being $z(\cdot)$ a decreasing function, as $z(\cdot) \rightarrow 0$, it signals an ideal situation of equity in the income redistribution. Since $s(\cdot)$ is an increasing function, as $s(\cdot) \rightarrow 100$, it characterizes more inequality in the redistribution of income (Figure 2).

The input membership functions of the sustainability index were also an s -function $s(x; \omega_{s1}; \omega_{s2})$ and a z -function $z(x; \zeta_{s1}, \zeta_{s2})$ with parameters $\omega_{s1} = 0, \omega_{s2} = 100, \zeta_{s1} = 0, \zeta_{s2} = 100$. In this case the s -function models the environmental sustainability improvement and the z -function models the worsening of the index.

**Table 1: CALIBRATION OF MEMBERSHIP FUNCTIONS:
REDISTRIBUTION**

	Function	Parameters	Calibration
Equal redistribution	z -function	ζ_{r1}	0
	$z(x; \zeta_{r1}, \zeta_{r2})$	ζ_{r2}	100
Middling equal	Gaussian	σ_r	8,76
	$g(x; \sigma_r, \psi_r)$	ψ_r	42,96
Unequal redistribution	s -function	ω_{r1}	0
	$s(x; \omega_{r1}, \omega_{r2})$	ω_{r2}	100

**Table 2: CALIBRATION OF MEMBERSHIP FUNCTIONS:
SUSTAINABILITY**

	Function	Parameters	Calibration
Unsustainable	z -function	ζ_{s1}	0
	$z(x; \zeta_{s1}, \zeta_{s2})$	ζ_{s2}	100
Middling sustainable	gaussian	σ_s	8,48
	$g(x; \sigma_s, \psi_s)$	ψ_s	49,88
Sustainable	s -function	ω_{s1}	0
	$s(x; \omega_{s1}, \omega_{s2})$	ω_{s2}	100

**Figure 1: ECONOMIC INDICATORS OF REDISTRIBUTION
AND SUSTAINABILITY**

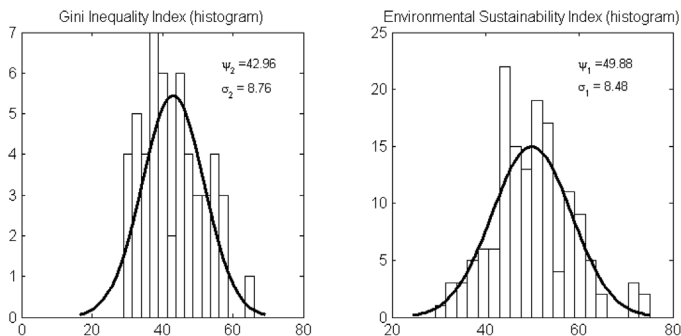
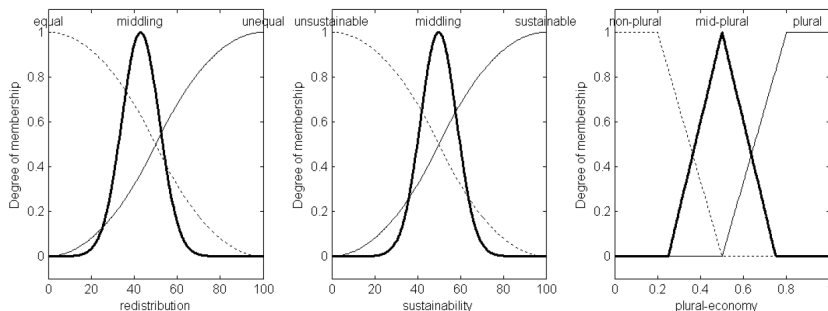


Figure 2: MEMBERSHIP FUNCTIONS



IV.2. Mamdani rules, fuzzy inference system and output membership function

Let x_1 denote the Gini index and x_2 the ES indicator. The Mamdani rules of the plural economy inference system were:

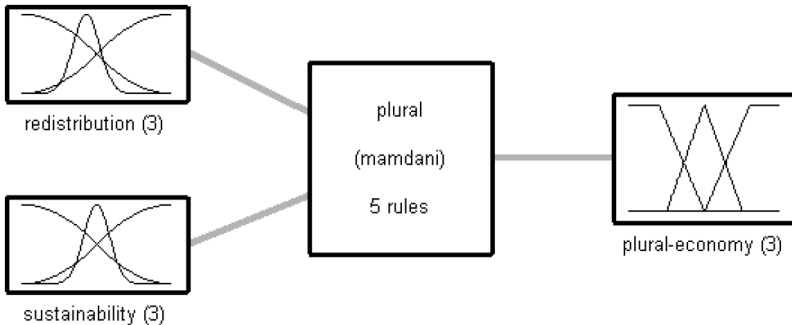
- IF (x_1 indicates *unequal redistribution*) AND (x_2 indicates *unsustainability*) THEN (Θ indicates a *non-plural economy*);
- IF (x_1 indicates *midding redistribution*) AND (x_2 indicates *sustainability*) THEN (Θ indicates a *midding plural economy*);
- IF (x_1 indicates *midding redistribution*) AND (x_2 indicates *midding sustainability*) THEN (Θ indicates a *midding plural economy*);
- IF (x_1 indicates an *unequal redistribution*) AND (x_2 indicates *midding sustainability*) THEN (Θ indicates a *midding plural economy*);
- IF (x_1 indicates an *equal redistribution*) AND (x_2 indicates *sustainability*) THEN (Θ indicates a *plural economy*),

being Θ the plural economy indicator. Fuzzy sets were used to translate the linguistic rules into a quantitative economic indicator, using trapezoidal and triangular output functions to measure the degree of compliance with the PPE.

The values of $\delta_{11} = 0, \delta_{12} = 0, \delta_{13} = 0,20, \delta_{14} = 0,50$ of the output function $trap(x; \delta_{11}, \delta_{12}, \delta_{13}, \delta_{14})$ depict a situation of a non-plural economy between 0 and 0,20, and as $trap(\cdot)$ linearly approaches 0,50 reaches a middling plural economy. The trapezoidal function $trap(x; \delta_{21}, \delta_{22}, \delta_{23}, \delta_{24})$ with $\delta_{21} = 0,50, \delta_{22} = 0,80, \delta_{23} = 1, \delta_{24} = 1$ starts at a middle state of plural economy and piecewise linearly approaches 1 with progressive enhancements. The triangular function $tri(x; \tau_1, \tau_2, \tau_3)$ with $\tau_1 = 0,25, \tau_2 = 0,50, \tau_3 = 0,75$ models the middle state of the indicator ranging between a complete plural economy and a non-plural economy (Table 3, Figure 2).

The complete inference system used to calculate the plural economy indicator can be appreciated in Figure 3. The diagram shows that if a vector ξ with values of the indicators of redistribution and sustainability were introduced into the membership functions, the inference system would output a scalar θ_i with a value of the plural economy indicator.

Figure 3: INFERENCE SYSTEM



**Table 3: CALIBRATION OF MEMBERSHIP FUNCTIONS:
 PLURAL ECONOMY**

Function		Parameters	Calibration
Non-plural economy	trapezoidal $trap(x; \delta_{11}, \delta_{12}, \delta_{13}, \delta_{14})$	δ_{11}	0
		δ_{12}	0
		δ_{13}	0, 20
		δ_{14}	0, 50
Middling plural	triangular $tri(x; \tau_1, \tau_2, \tau_3)$	τ_1	0, 25
		τ_2	0, 50
		τ_3	0, 75
Plural economy	trapezoidal $trap(x; \delta_{21}, \delta_{22}, \delta_{23}, \delta_{24})$	δ_{21}	0, 50
		δ_{22}	0, 80
		δ_{23}	1
		δ_{24}	1

IV.3. *The plural economy indicator*

Figure 4 shows a surface view of the plural economy indicator Θ , as a function of the redistribution and sustainability indicators previously discussed. Also, a bivariate projection of the surface is depicted on Figure 5.

As it can be seen, the plural economy indicator Θ is a non-linear decreasing function of the redistribution indicator, i.e. Θ indicates a high degree of plurality when the redistribution is close to 0 (expressing total equality) and the indicator falls to zero as the value of redistribution approaches a value of 100 (maximal inequality).

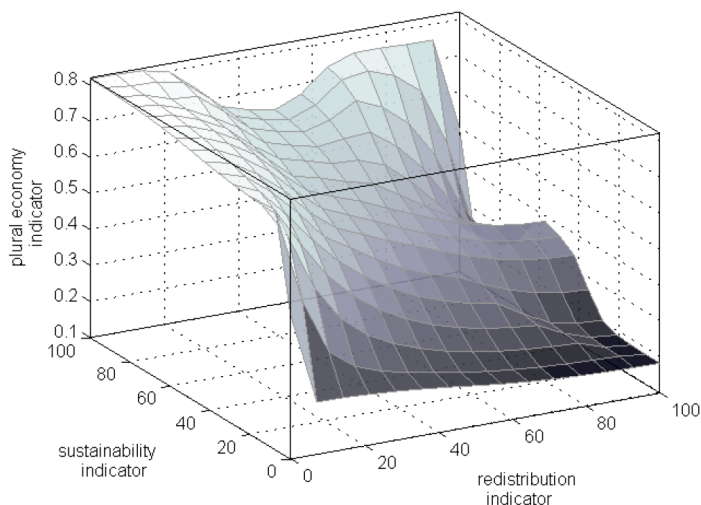
At the same time, the plurality indicator Θ is an increasing nonlinear function of the indicator of sustainability. If the indicator of sustainability increases (signaling more environmental sustainability) then Θ increases too, being sustainability an ideal principle of a plural economy.

IV.4. *Numerical examples of the plural economy indicator*

As examples of using the plural economy indicator Θ , vectors with real and hypothetical values of the Gini index and the ES index will be used in the inference system for a plural economy.

In the year 2005, before the socialist movement led the government in Bolivia, the Gini index of Bolivia was equal to 58, and the ES indicator of sustainability was equal to 59,5. Using these values, a vector $\xi_1 = [58 \ 59,5]$ was introduced into the inference system, and the output value of the plural economy indicator was equal to $\theta_1 = 0,5065$ (Table 4). The indicator suggests, as expected, a poor compliance with the principles of a plural economy in the year 2005.

Figure 4: SURFACE-VIEW OF THE PLURAL ECONOMY INDICATOR (©)



No information of the ES index is available after the year 2005, and the most recent information of the Gini Index in Bolivia dates the year 2007. In this year, the Gini index was equal to 57. Assuming no change in the ES index between these years, a second vector $\xi_2 = [57 \ 59,5]$ yields an indicator of plurality equal $\theta_2 = 0,5113$, indicating a negligible improvement of 0,0048 in the compliance with the principles of a plural economy. This last result, nevertheless, should be taken with caution, as it is based on the assumption of no improvement of the environmental sustainability indicator during the years 2005 to 2007.

The availability of updated data certainly constrains a current assessment of compliance with the principles of a plural economy.

However, a simulation exercise can be useful to prove the ability of the indicator Θ to properly measure the progress towards a plural economy.

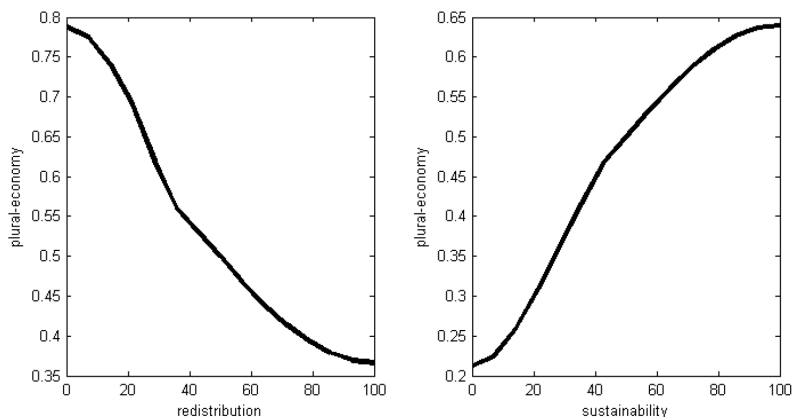
Presume a situation in which the Bolivian government improves the income redistribution and enhances the environmental sustainability to a Gini index of 35 and an ES index of 85, respectively. Then, if a vector with these values were introduced into the inference system, the plural economy indicator would be equal to 0,6653. This value would certainly support the claim that Bolivia is becoming a plural economy.

Table 4: PLURAL ECONOMY INDICATOR Θ

Input vector ξ^{\dagger}	Output scalar θ_i
$\xi_1 = [58 \ 59, 5]$	0,5065
$\xi_2 = [57 \ 59, 5]$	0,5113

\dagger The value of $\xi_{11} = 58$ is the Gini index of Bolivia for the year 2005 (source: TheWorld Bank) and the value of $\xi_{12} = 59,5$ is the value of the Environmental Sustainability Index for Bolivia for the year 2005 (source: Yale Center for Environmental Law and Policy, Yale University, and Center for International Earth Science Information Network, Columbia University). No information is available for the ES after the year 2005, and the value of the Gini index in the year 2007 for Bolivia was used in $\xi_{21} = 57$

Figure 5: BIVARIATE PROJECTIONS



V. Conclusion

The aim of this paper was to propose a plural economy indicator based on fuzzy sets. A complete inference system was designed and membership functions were calibrated to calculate the indicator with real and hypothetical data of income redistribution and environmental sustainability.

Although only two of the ten constitutional PPE were considered, the empirical and simulated outcomes showed that the indicator translates the redistribution and sustainability indicators to an overall measure of the plurality of the Bolivian economy. Further research is needed to extend the model with the remaining constitutional principles and with measures of the different forms of economic organization. (For example, the *World Bank's Strength of Legal Rights Index* could be used to account for the principle of *legal certainty*, and the *Transparency International's Corruption Perception Index* may be a suitable approximation for the principle of *transparency*.)

Based on the available data of redistribution and sustainability, the results of the plural economy indicator suggested a low compliance with the PPE in Bolivia in the year 2005. The lack of updated data for the year 2011 constrained the possibility to evaluate whether the socialist government has actually attained improvements towards a more pluralistic economy in Bolivia.⁶ However, if new data of redistribution and sustainability became available, the indicator proposed in this study can be used to measure quantitatively the compliance with the principles of a plural economy, and thus objectively judge the effect of the economic changes in Bolivia.

6 Two policies of income redistribution of the Bolivian government were (i) the conditional cash transfers *Renta Dignidad*, *Juancito Pinto*, *Juana Azurduy*, and (ii) the access to productive capital through the second-tier bank BDP (*Banco de Desarrollo Productivo*). If these policies make the income redistribution more equitable, this should be reflected as improvements in the plural economy indicator.

References

Andriantiatsaholiniaina, L., V. Kouikoglou, Y. Phillis, (2004). "Evaluating strategies for sustainable development: fuzzy logic reasoning and sensitivity analysis", *Ecological Economics*, 48, pp. 149–172.

Avilés, J.C., (2009). "El Control Difuso de Temperatura de una Incubadora", Documento de proyecto presentado en las XXII Jornadas en Ingeniería Eléctrica y Electrónica, Universidad Mayor de San Andrés.

Bojadziev, G. and M. Bojadziev (2007). *Fuzzy Logic for Business, Finance and Management, Advances in Fuzzy Systems – Applications and Theory*, Volume 23, Second Edition, World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd., Singapore.

Bollen J., H. Mao, X.J. Zeng (2011). "Twitter mood predicts the stock market", *Journal of Computational Science*, 2(1), pp. 1–8.

Bresser-Pereira, L. C., (2010). "For a modest and heterodox mainstream economics", Paper presented in the Coimbra conference 2010 *The Revival of Political Economy – Prospects for a Sustainable Provision*, sponsored by the Faculty of Economics of Coimbra University, October 21-23, 2010.

Castignani, M.I., M.C. Arregui, N.S. Pelatti (2004). "Estimación de Contaminación por Plaguicidas con Indicadores Ambientales y Económicos en Huertas de Tomate en Santa Fé", *Revista FAVE de Ciencias Agrarias*, 3 (1-2), pp. 87–94.

Chiappero-Martinetti E., (2000). "A Multidimensional Assessment of Well-Being Based on Sen's Functioning Approach", *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 108 (2), pp. 207–232.

Esty, D., M. Levy, T. Srebotnjak, A. de Sherbinin, (2005). *2005 Environmental Sustainability Index: Benchmarking National Environmental Stewardship*, New Haven: Yale Center for Environmental Law and Policy.

Etchezarreta E. y B. Bakaikoa, (2011). “La participación de la economía social en el ámbito de la dependencia: una aproximación teórica”, Centro Internacional de Investigación e Información sobre Economía Pública, Social y Cooperativa (CIRIEC - España), *Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*, No. 71, pp. 25-48.

Evers, A. and J.-L. Laville, (2004). “Defining the Third Sector in Europe”, in Evers, A. and J.-L. Laville, (Eds), *The Third Sector in Europe*, Edgar Edward Publishing Limited, Bodmin, Cornwall, United Kingdom, pp. 11–42.

Gaceta Oficial de Bolivia, *Constitución Política del Estado*, febrero de 2009.

García, A., (2011). *Las tensiones creativas de la revolución. La quinta fase del proceso de cambio*, Vicepresidencia del Estado Plurinacional de Bolivia, La Paz–Bolivia.

Guney, K. and N. Sarikaya, (2009). “Comparison of Mamdani and Sugeno Fuzzy Inference System Models for Resonant Frequency Calculation of Rectangular Microstrip Antennas”, *Progress in Electromagnetics Research B*, 12, pp. 81-104.

He, M., H. Leung, N. Jennings, (2003). “A Fuzzy-Logic Based Bidding Strategy for Autonomous Agents in Continuous Double Auctions”, *IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering*, 15 (6), pp. 1345–1363.

Heitzmann, K., (2006). “A New Welfare Mix? Theory and Evidence for the Policy field of Poverty Relief”, 4th Annual ESPAnet Conference: Transformation of the Welfare State: Political Regulation and Social Inequality, Bremen, Deutschland, 21–23, November.

Kosko, B. and S. Isaka, (1993). “Fuzzy Logic”, *Scientific American*, pp. 76–81.

Litchfield, J., (1999). "Inequality: Methods and Tools". Available on <http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/Inequality/litchfie.pdf>

Östermark, R., (1999). "A Fuzzy Neural Network Algorithm for Multigroup Classification", *Fuzzy Sets and Systems*, 105, pp. 113–122.

Pardo, L., (2009). "Elementos y Desafíos de la Economía Plural" en *Semanario Nueva Economía*, Año 15, No. 762, del 16 al 22 de marzo de 2009.

Phillis, Y. A. and L. A. Andriantiatsaholiniaina, (2001). "Sustainability: an ill-defined concept and its assessment using fuzzy logic", *Ecological Economics*, 37, pp. 435 – 456.

Sivanandam, S. N., S. Sumathi, S. N. Deepa, (2007). *Introduction to Fuzzy Logic Using MATLAB*, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg.

Stiglitz, J. E., (2009). "Moving Beyond Market Fundamentalism to a More Balanced Economy", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 80(3), pp. 345–360.

Zadeh, L., (2008). "Is There a Need for Fuzzy Logic?", *International Journal of Information Sciences*, 178, pp. 2751–2779.

Zadeh, L., (2012). "Precision", *Studies in Fuzziness and Soft Computing*, 277, pp. 41–72.

Inversión pública en Bolivia y su incidencia en el crecimiento económico: un análisis desde la perspectiva espacial

Casto Martin Montero Kuscevic*
American University of Beirut

* Department of Economics, Faculty of Arts and Sciences, American University of Beirut, P.O. Box 11-0236, Riad El Solh, Beirut 1107 2020 Líbano. Email: km42@aub.edu.lb.

El contenido del presente documento es de responsabilidad del autor y no compromete la opinión de American University of Beirut ni del Banco Central de Bolivia.

Nota Editorial. La presente versión del documento es la adecuación del contenido de la investigación original presentada en el XII Premio Nacional de Investigación Económica del Banco Central de Bolivia (BCB), a los lineamientos editoriales de la *Revista de Análisis* del BCB. El BCB otorgó al autor, *ex aequo*, el Primer Premio en la Categoría Abierta de este certamen académico.

RESUMEN

Usando datos desagregados de panel de inversión pública departamental para el período 1989-2008 para Bolivia, en la presente investigación se encuentra que el Producto Interno Bruto Departamental (PIBD) per cápita real está negativamente relacionado con la inversión pública de los sectores social y productivo. Sin embargo, los resultados dan cuenta que la inversión en infraestructura y educación tiene una incidencia positiva en el PIBD per cápita real, aunque el sector educación es estadísticamente insignificante. Por otro lado no se pudo encontrar evidencia estadística de que los departamentos de Bolivia estén económicamente integrados, es decir, la producción per cápita real de un departamento no parece verse afectada por la producción per cápita real de sus vecinos. Adicionalmente el efecto de la inversión pública parece no traspasar los límites de cada departamento.

Clasificación JEL: *C21, E62, H54*

Palabras clave: *Modelos espaciales, política fiscal, infraestructuras, otras inversiones.*

Public investment in Bolivia and its impact on economic growth: an analysis from the spatial perspective

ABSTRACT

Using disaggregated departmental public investment panel data for the period 1989-2008 for Bolivia, in the present investigation, it is found that the real per capita departmental gross domestic product (PIBD, *by its acronym in Spanish*) is negatively related to public investment in social and productive sectors. However, the results show that investment in infrastructure and education has a positive impact on real per capita PIBD, although the education sector is statistically insignificant. On the other hand, could not find statistical evidence that the departments of Bolivia are economically integrated, namely real per capita output of a department does not appear to be affected by the real per capita production of its neighbors. Additionally the effect of public investment seems not to exceed the boundaries of each department.

JEL Classification: C21, E62, H54

Keywords: *Spatial models, fiscal policy, infrastructure, other investments*

I. Introducción

En 1989 David Aschauer publicó una de las investigaciones empíricas pioneras más relevantes acerca de la relación existente entre el gasto público y la producción de un país. Usando datos anuales para la economía de los Estados Unidos para el periodo 1949-1985, Aschauer intentó buscar una respuesta a la pregunta de si las políticas de gasto público estimulan la producción, llegando a la conclusión de que la inversión pública en infraestructura, como ser calles y avenidas, carreteras, aeropuertos, comunicaciones, etcétera, tiene una influencia positiva sobre el crecimiento.

La importancia del trabajo de Aschauer y las subsiguientes investigaciones en el tema, realizadas por diferentes autores, radica en la razón de ser de la economía: la escasez. No es un misterio que los agentes económicos tienen que destinar sus escasos recursos para fines múltiples y deben hacerlo de una forma tal que maximice su función de utilidad. Sin embargo, no siempre se puede hacer esto en el caso del gasto público, y es necesario un estudio más profundo para determinar el impacto del mismo en la economía.

Ahora bien, mientras que la conclusión a la que llega Aschauer parece ser “obvia” desde el punto de vista de que una mejor infraestructura atraería más inversión privada y haría más rentable la ya existente, no parece ser tan evidente el hecho de que la inversión pública en general tenga una influencia relevante en la producción, así como tampoco está claro si el gasto público tiene una incidencia positiva en la economía o es más bien una fuente de distorsión en el mercado como lo demuestran los estudios realizados por Aschauer (1989), Barro (1990), Easterly y Rebelo (1993) entre otros.

La presente investigación tiene por objetivo principal analizar el impacto de la inversión pública en el crecimiento de Bolivia. Se diferencia de las investigaciones previas en dos aspectos esenciales. La primera diferencia radica en la técnica econométrica a usar, ya que como veremos, la mayoría de los trabajos emplean técnicas de series de tiempo o corte transversal, mientras que en este documento se

utilizan datos de panel y técnicas de econometría espacial. La segunda diferencia está en los datos que se emplean y que corresponden a los nueve departamentos de Bolivia durante el periodo 1989-2008. El motivo para usar datos de panel en lugar de series individuales es la eficiencia que se gana, como queda demostrado en las investigaciones realizadas por Baltagi y Griffin (1997), Baltagi et al. (2000) y Baltagi (2005).

La siguiente sección hace algunas consideraciones teóricas sobre la relación existente entre inversión pública y crecimiento. La sección III explica la metodología y los datos. La sección IV muestra los resultados e interpretaciones de los mismos, y finalmente la sección V presenta conclusiones y sugerencias.

II. Marco teórico

Las investigaciones realizadas en torno al impacto que tiene el gasto público en el crecimiento de un país no están aún del todo claras ya que parece haber dos escuelas de pensamiento. Aun así se puede evidenciar que existe cierto consenso en algunos temas como veremos a continuación. Cabe mencionar que la primera escuela del pensamiento es aquella que relaciona de forma positiva (al menos hasta cierto punto) el gasto público y el crecimiento económico, mientras que por el otro lado están aquellos que relacionan de forma negativa ambas variables, o en el mejor de los casos encuentran una relación positiva aunque estadísticamente no significativa.

Uno de los trabajos más reveladores fue aquel llevado a cabo por Barro (1991) quien usando datos para 98 países para el periodo 1960-1985 buscó la relación empírica existente entre el crecimiento económico y algunos de sus posibles determinantes como ser la inversión y el gasto público así como el capital humano, usando para ello diversas medidas de aproximación tanto para la inversión pública real como para el capital humano inicial. Sus hallazgos demuestran que existe una relación que es estadísticamente no significativa entre el crecimiento económico y la inversión pública, aunque también encuentra que existe aquella inversión pública que ayuda a la inversión privada a ser aún

más productiva, (Barro, 1990), como el gasto en las fuerzas policiales que garantizan la propiedad privada. Al mismo tiempo concluye que el crecimiento del PIB real per cápita y el gasto de gobierno están negativamente relacionados. La explicación que Barro provee es que los gastos de consumo del gobierno introducen distorsiones en el mercado vía impuestos, y a su vez estas distorsiones tienen efecto, la mayoría de las veces negativo, sobre los agentes privados, lo que sobrepasaría el efecto positivo que podría traer consigo el gasto público.

Usando datos de inversión pública desagregados, Easterly y Rebelo (1993) analizaron un conjunto de países para el periodo 1970-1988. Los autores llevan adelante distintos modelos econométricos relacionando la tasa de crecimiento con algunas variables de política fiscal como el gasto y la inversión. Las regresiones se llevaron a cabo usando promedios de la proporción del gasto público con respecto al PIB como variables independientes, mientras que como variable dependiente se usó el promedio del crecimiento de la producción. Su principal hallazgo entre otras cosas, fue el hecho de que el gasto público en transporte y comunicaciones parece estar relacionado de forma consistentemente positiva con el crecimiento. Por otro lado encontraron una relación negativa entre la inversión pública total y la inversión privada (efecto expulsión), así como el efecto negativo que tiene la inversión pública en agricultura sobre la inversión privada. Un resultado un tanto similar nos muestran Gupta et al. (2002) al demostrar que la composición del gasto público es importante en referencia a que el gasto público en salarios no tiene el impacto positivo como lo tiene el gasto público en bienes de capital. Cullison (1993) empleó pruebas de causalidad de Granger y modelos de vectores autorregresivos (VAR) para examinar el efecto en el crecimiento económico que tuvo la inversión pública en capital humano para los Estados Unidos durante el período 1952-1991, concluyendo que el gasto público en educación tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el crecimiento económico.

Otro estudio aunque con diferentes datos y usando como técnica econométrica el método de momentos generalizados (GMM), Pal (2008) llegó a la conclusión de que para la India la inversión pública

está relacionada con el crecimiento económico en un modo no lineal. La autora encontró que hasta cierto punto existe un efecto positivo de la inversión pública sobre el crecimiento, pero que sobrepasado un punto crítico el efecto se vuelve negativo, lo que nos daría una relación en forma de U invertida. Le y Suruga (2005) parecen llegar a una conclusión similar usando datos para 105 países durante el periodo 1970-2001, concluyendo que demasiada intervención en el gasto público tiene un efecto negativo en la economía, entendiendo como exceso en el gasto público aquel que excede el 8-9% como proporción con respecto al PIB. Ambos estudios parecen indicar que existe un nivel óptimo de gasto público que al ser sobrepasado traería un efecto negativo sobre el crecimiento.

Por otro lado también existen aquellos autores que relacionan el gasto público con el crecimiento de forma negativa o estadísticamente no significativa como lo comprueba el estudio pionero realizado por Landau (1986) en el que usando datos para el periodo 1961-1976 para un conjunto de países concluyó que algunas categorías de inversión tienen un efecto negativo sobre el crecimiento económico, y aquellas que tienen efecto positivo no son estadísticamente significativas. Grier y Tullock (1989) hallaron resultados mixtos ya que encontraron que la relación existente entre la proporción del gasto público con respecto al PIB y el crecimiento económico es positiva para los países de Asia pero negativa en África, América y los países miembros de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE). Finalmente los resultados de Devarajan et al. (1996) muestran que el gasto público en bienes de capital en el área de transporte y comunicaciones no tiene ningún impacto sobre el crecimiento, algo que contrasta los trabajos de Aschauer (1989) *op. cit.* e Easterly y Rebelo (1993) *op. cit.* entre otros. La explicación presentada por Devarajan et al. (1996), se refiere a un exceso de inversión pública, lo que traería consigo que la inversión marginal tenga un efecto nulo o negativo. Milbourne et al. (2003) también encontraron resultados mezclados. Usando un modelo de crecimiento del tipo Solow-Swan, los autores indican que la incidencia de la inversión pública en el crecimiento económico depende si estamos en una etapa de transición o en estado estacionario. En el primer caso se halla una

incidencia en el crecimiento, mientras que en el segundo la inversión pública no tiene incidencia alguna.

El efecto que tiene el gasto público y sobre todo la inversión pública en la economía puede ser mejor entendida si se analiza el efecto expulsión (*crowding-out*) y el efecto atracción (*crowding-in*) que se genera sobre la inversión privada, la cual es un determinante importante del nivel de producción y de empleo y por tanto del crecimiento de un país. El efecto expulsión se da porque el gasto público tiende a competir con la iniciativa privada por los recursos escasos, de la misma forma que ocurre al tratar de financiar el gasto público con recursos del sistema financiero. Al volverse estos más escasos, aumenta su precio (la tasa de interés) lo que desincentiva la inversión privada. Por otro lado está el efecto atracción, el mismo que se puede dar por tres razones, como lo señalan Belloc y Vertova (2004): el primer motivo radica en que el gasto en infraestructura incentivaría a la iniciativa privada a invertir; el segundo motivo está en que las empresas ya establecidas podrían ver un aumento en su productividad; y finalmente el incremento que se origina en la demanda por un aumento en la inversión aumentaría las ganancias de la actividad privada.

Usando datos de panel anuales para 39 países para el período 1975-1984, Ahmed y Miller (2000) llevaron adelante sus regresiones para ver el efecto expulsión y atracción. Su estudio se basa en el análisis del gasto público basado en el tipo de financiamiento, sea este por medio de impuestos, o por adquisición de deuda. Sus hallazgos muestran que existe un efecto atracción para el gasto público en transporte y comunicaciones. También dan cuenta que el tipo de financiamiento del gasto público es importante dado que la mayor parte del gasto público financiado con impuestos ejercen un efecto expulsión. Sin embargo la categoría que consistentemente mostró un efecto expulsión, independientemente del tipo de financiamiento, fue aquel dirigido a la seguridad social. Belloc y Vertova (2004) *op. cit.*, analizaron 7 países HIPC durante el período 1970-1999, usando técnicas de series de tiempo como el análisis de cointegración, VECM, e impulso-respuesta de la inversión pública sobre la privada y el PIB. Los autores concluyen que para 6 de los 7 países analizados existe una relación

de complementariedad entre la inversión pública y la privada, y una relación positiva de la primera con el PIB. Sin embargo, son cautos al momento de generalizar, ya que sugieren un análisis caso por caso para dar con las políticas adecuadas.

En síntesis, hemos visto cómo distintos modelos y técnicas econométricas, además de distintos periodos de tiempo y países, nos han permitido llegar a conclusiones diferentes, que podríamos poner en un amplio espectro. Sin embargo y muy a pesar de las diversas conclusiones que se obtienen, podríamos alcanzar dos resultados comunes a saber: el gasto público tiene algunos componentes que son motivo de distorsión en la economía y por lo tanto tienen un efecto negativo sobre la misma, y en todo caso, parece existir un nivel óptimo de gasto público que al ser sobrepasado originaría un deterioro en el crecimiento económico; el otro aspecto común que se puede inferir, es que algunas áreas de la inversión pública, como ser infraestructura (transporte, caminos y comunicaciones entre otros), educación, o gastos en aquellas áreas que tienden a garantizar la propiedad privada (policía o gasto militar), tienen una incidencia positiva en la economía, y que en el peor de los casos su incidencia sería nula (y no negativa como en otros sectores del gasto público).

III. Datos y metodología

Los datos fueron obtenidos para los 9 departamentos de Bolivia durante el período 1989-2008. Los datos¹ sobre inversión pública fueron obtenidos de la Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE). Dado que los datos están en dólares nominales, se los convirtió a bolivianos usando el tipo de cambio promedio para cada año y luego fueron deflactados usando el deflactor implícito del producto de cada departamento donde se realizó dicha inversión según correspondió. Los datos de inversión total fueron desagregados en tres sectores: productivo, infraestructura, y social, de acuerdo

1 A requerimiento efectuado a la dirección de correo electrónico del autor, los datos pueden ser proporcionados por el mismo.

a la clasificación hecha por UDAPE.² El Producto Interno Bruto Departamental en términos reales fue obtenido del Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE).

Como se mencionó antes, una novedad de nuestra investigación es la inclusión de variables espacialmente ponderadas además de las otras variables independientes. Para llevar esto a cabo usamos una matriz de 9×9 de contigüidad espacial 'reina' de primer orden, que de ahora en adelante llamaremos W . La matriz se llama de contigüidad espacial reina, porque no importa si los departamentos comparten una frontera amplia o solo uno de sus bordes,³ y es de primer orden porque solo se toma en cuenta al vecino inmediato. Esta matriz es binaria, lo que significa que está compuesta por cero o por uno, dependiendo si los departamentos comparten una frontera en común. De esta forma el elemento $w_{i,j}$ de la matriz W es uno, si y solo si el departamento i es vecino del departamento j , mientras que en caso contrario es cero. Esta matriz de contigüidad tiene tres características fundamentales: la diagonal principal está compuesta solamente por ceros,⁴ la matriz entera es normalizada, de forma tal que la suma de cualquiera de sus filas sea igual a la unidad, y es simétrica. Dado que al tener una matriz normalizada, la suma de cualquier fila es igual a la unidad, cualquier vecino tiene la misma ponderación espacial. Por ejemplo, si un departamento comparte frontera común con cuatro departamentos, cada vecino tiene una ponderación de 0,25. Seguidamente multiplicamos esta matriz por el vector que corresponde a la variable que estamos tratando de ponderar, dando como resultado una nueva variable que ha recibido una ponderación espacial de primer orden. Los valores de esta nueva variable ponderada representan el promedio de los vecinos del departamento i de la variable inicial.

2 La inversión productiva consiste en aquella destinada a los sectores hidrocarburos, agropecuario, industria y turismo, minería, multisectorial y otros. La inversión en infraestructura está compuesta por los gastos de inversión en transporte, recursos hídricos, energía y comunicaciones, mientras que la inversión social aglutina a los sectores de salud y seguridad social, saneamiento básico, urbanismo y vivienda, y educación y cultura.

3 El nombre 'reina' viene del ajedrez donde dicha pieza se mueve en cualquier dirección. Del mismo modo aquí no importa en qué dirección los departamentos comparten sus fronteras.

4 La diagonal principal es cero porque un departamento no puede ser vecino de sí mismo.

Para llevar adelante nuestro cálculo econométrico hicimos uso de cuatro métodos distintos para de esta forma ver si existe consistencia en los resultados, independientemente del método estadístico. Los modelos que serán detallados a continuación son: mínimos cuadrados ordinarios en datos de panel (MCO), X de mínimos cuadrados espacialmente rezagados (SLX), modelo autorregresivo espacial (SAR), y el modelo espacial Durbin (SDM). Además, cada método tiene tres especificaciones que serán explicadas más adelante.

Nuestra metodología se basa en un modelo general que puede ser explicado de la siguiente forma:

$$\Delta \log y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

donde $\Delta \log y_{i,t}$ representa la diferencia en logaritmos del producto interno bruto per cápita en términos reales, en el departamento i durante el periodo t , α_i representa un intercepto para cada departamento i en el caso de datos de panel con efectos fijos, -sin embargo este intercepto tiene valor de uno solo en el caso de intercepto común, β_i representa un escalar (vector) de coeficiente(s), $X_{i,t}$ representa un vector (matriz) con la(s) variable(s) independiente(s) para el departamento i en el periodo t , y $\varepsilon_{i,t}$ es el término de error.

III.1 Modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Para la primera especificación usamos el método de mínimos cuadrados ordinarios que viene representado en la ecuación (2):

$$\Delta \log y_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

En este modelo así como en los próximos no asumimos *a priori* el signo de los coeficientes. Sin embargo suponemos que la pendiente y el intercepto son homogéneos para todos los departamentos independientemente del período de tiempo. Debido a que el problema de la heteroscedasticidad puede estar presente en nuestros datos, los errores estándar han sido obtenidos en base al método de White.

III.2 Efectos fijos

Debido a que consideramos nueve departamentos, pensamos que es posible que se presenten algunas heterogeneidades en nuestro conjunto de datos. Estas particularidades pueden ser vistas en el sentido de que cada departamento se diferencia de los otros (efecto individual) o en el sentido de que cada período de tiempo se diferencia de los otros (efecto tiempo). El efecto tiempo se puede controlar usando variables dicótomas (también conocidas como variables *dummy*) para $t-1$ años, y/u 8 variables dicótomas para controlar las particularidades de los nueve departamentos. Para llevar adelante esto corremos el siguiente modelo:

$$\Delta \log y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_i D1 + \beta_t D2 + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

donde β_i captura los factores específicos de cada departamento, mientras que β_t controla efectos específicos de cada uno de los años; $D1$, $D2$ son las variables dicótomas. Usaremos estos efectos fijos para correr tres distintos modelos, uno controlando sólo los efectos específicos de cada departamento –i.e. β_t es cero–, otro modelo controlando solamente los efectos específicos de cada año –i.e. β_i es cero–, y un último modelo controlando ambos factores. Si asumimos que β_t y β_i son cero entonces volvemos al modelo anterior (2).

III.3 Modelo SLX

En nuestro caso el modelo SLX es muy parecido al que vimos anteriormente de mínimos cuadrados ordinarios, con la diferencia de que esta vez incluimos variables espacialmente ponderadas. Para llevar adelante esto usamos la matriz W que fue explicada al comienzo de este capítulo y la multiplicamos por el vector (matriz) X , lo cual nos da la siguiente ecuación:

$$\Delta \log y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

La diferencia entre este modelo y el previamente visto radica en la información que nos proporciona el coeficiente β_2 que representa el impacto que tiene la variable X de los departamentos vecinos, en la variable $\Delta \log y_{i,t}$ de un determinado departamento i ; en otras palabras calcula el efecto “goteo” –*spillover*- de la(s) variable(s) independiente(s).

III.4 Modelo Autorregresivo Espacial (SAR)

El modelo autorregresivo espacial está representado por la ecuación (5). La idea central del modelo SAR consiste en capturar la dependencia espacial en la variable dependiente usando para ellos “rezagos” espaciales. Al igual que los modelos previos hacemos nuestro cálculo controlando los efectos fijos, lo que daría interceptos individuales.⁵

$$\Delta \log y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_2 X_{i,t} + \rho \sum_{j=1}^N W_{i,j} \Delta \log y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Las variables son las mismas que antes. La diferencia con los modelos anteriores radica en el coeficiente ρ , que captura la dependencia espacial en el crecimiento del Producto Interno Bruto per cápita entre estados vecinos. Es importante mencionar que el coeficiente ρ puede ser entendido –al menos de manera general- como un coeficiente de correlación, aunque matemáticamente no es correcto tomarlo como tal, ya que a diferencia de este último el coeficiente ρ no puede llegar a ser 1 o -1 sino que debe moverse entre esos dos valores.

Algo que se debe hacer notar, es que al momento de resolver el modelo SAR no podemos emplear mínimos cuadrados ordinarios y por lo tanto debemos usar estimadores de máxima verosimilitud para evitar inconsistencia y sesgo en nuestros estimadores.⁶

5 Para ahorrar espacio en nuestra discusión solamente mostraremos la ecuación para el modelo SAR y no para el modelo SAR con efectos fijos, aunque los resultados serán mostrados para ambos en el Apéndice.

6 Los códigos de MATLAB usados para resolver el modelo SAR y SDM son aquellos sugeridos por Elhorst, P. y pueden ser encontrados en http://www.regroningen.nl/index_e.shtml. Así mismo fueron usados los códigos de LeSage, J. P. que se encuentran en <http://www.spatial-econometrics.com/>.

Dadas las características del planteamiento del modelo SAR –al igual que el Modelo Espacial de Rezago (SDM)-, es decir, considerando que tenemos la variable dependiente también a la derecha –como variable independiente aunque multiplicada por una matriz de contigüidad- no podemos interpretar los coeficientes del modo “estándar”, sino que debemos hacer un cálculo previo para poder realizar inferencias. Por ese motivo al reportar los resultados daremos el valor obtenido de las regresiones SAR y SDM, pero también se reportará el efecto total que es el coeficiente que realmente debemos observar si queremos ver el valor numérico de la incidencia de la variable independiente sobre la dependiente. Adicionalmente reportaremos el efecto directo y el indirecto. El efecto directo se da cuando existe un cambio en la variable independiente en la unidad geográfica i . Este cambio afecta la variable dependiente de la unidad geográfica i , pero además afecta a sus vecinos, y a su vez sus vecinos afectarán a sus propios vecinos incluidos, entre ellos la unidad geográfica donde se originó el cambio, es decir, la unidad geográfica i . Por lo tanto existe una retroalimentación en los modelos espaciales. Por otro lado existe el efecto indirecto, el mismo que sucede cuando el cambio se presenta en otra unidad geográfica, digamos j , la cual afecta la unidad geográfica i . En síntesis, el efecto directo se da cuando el cambio se origina en la unidad i , mientras que el efecto indirecto se da cuando el cambio se origina en la unidad j , aun cuando en ambos casos exista retroalimentación. Teóricamente el efecto de retroalimentación es *ad infinitum*. Todo esto se da porque en los modelos espaciales se parte de la hipótesis que la distancia importa y que de una u otra forma los entes geográficos están relacionados entre sí, aunque mientras más cerca la influencia es obviamente mayor.

III.5 Modelo Espacial Durbin

La última técnica econométrica usada es el modelo espacial Durbin que tiene la ventaja que no solo toma en cuenta la dependencia espacial de la variable dependiente (como en el modelo SAR) sino que además considera la posibilidad de dependencia espacial en la(s) variable(s) independiente(s). Básicamente el modelo SDM es una mezcla del modelo SAR y SLX y por ese motivo también tiene que ser resuelto

usando estimadores de máxima verosimilitud. La ecuación 6 muestra el modelo SDM.

$$\Delta \log y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{j,t} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \Delta \log y_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

En este caso, el coeficiente β_2 captura el efecto que la(s) variable(s) independiente(s) tienen sobre la variable dependiente de los departamentos vecinos.

III.6 Variables independientes

Anteriormente solo describimos la variable dependiente mientras que como variable independiente solo describimos el vector (matriz) X aunque no hicimos ninguna consideración sobre las variables específicas que lo componen. A continuación haremos una descripción detallada del significado de X solamente para la técnica de los mínimos cuadrados ordinarios MCO, aunque la misma descripción del vector (matriz) X aplicaría para los modelos SLX, SAR y SDM.

La metodología empleada en este y los siguientes modelos se asemejan mucho a Barro (1991) *op. cit.* El primer modelo está expresado en la ecuación (7), aunque al igual que en los subsiguientes modelos no detallaremos el efecto fijo ni temporal ya que solamente escribiremos la ecuación con el intercepto común, teniendo en cuenta que la variable dependiente es la misma que detallamos con anterioridad, al igual que el significado de los subíndices i y t .

$$\Delta \log y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 GT_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

donde GT representa el gasto público total en inversión, dividido entre el PIBD real del mismo departamento. Las otras variables ya han sido explicadas anteriormente.

$$\Delta \log y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 GP_{i,t} + \beta_2 GI_{i,t} + \beta_3 GS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

donde GP es la inversión pública productiva total, GI es la inversión pública total en infraestructura, y GS la inversión pública total en el

sector social. Todas estas variables están expresadas como proporción del PIB real de sus respectivos departamentos.

$$\Delta \log y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 GP_{i,t} + \beta_2 GI_{i,t} + \beta_3 GSME_{i,t} + \beta_4 GE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Las variables independientes son las mismas que en la ecuación anterior mientras que *GSME* es el gasto público total en el sector social menos el gasto en educación, y *GE* representa la inversión total en educación. Al igual que antes estas variables son proporciones de sus respectivos PIBD.

IV. Interpretación de los resultados

Lo primero que se puede apreciar viendo los cuadros A.1, A.4 y A.7 del Apéndice, es que independientemente de la especificación y/o de la técnica econométrica, la inversión pública total no tiene ninguna relación estadística con el crecimiento del PIB per cápita real, un resultado que no debería llamarnos la atención ya que concuerda con algunos de los autores que vimos en el capítulo II. Sin embargo, y a pesar de que no existe ninguna relación estadística, se puede apreciar que el signo del coeficiente cambia según se controle o no las particularidades de cada departamento como lo demuestran las columnas referidas al efecto individual y al efecto tiempo-individual en los cuadros anteriormente mencionados. Recordemos que el efecto individual capta aquellas variables que son particulares a cada departamento, pero que además son constantes a través del tiempo, como ser localización geográfica, clima, tipo de suelo, etcétera; por lo tanto el cambio en el signo estaría indicando un sesgo como consecuencia de la omisión de estas variables.

El signo positivo del coeficiente de la variable gasto público en el sector infraestructura en los cuadros A.2, A.5 y A.8 es consistente con los estudios publicados por Aschauer (1989) e Easterly y Rebelo (1993) entre otros, pero además presenta la particularidad de que en el peor de los casos es estadísticamente significativo a un 10%, mientras que en el mejor de los casos su significación asciende al 1%, con un valor que oscila entre 0,2 y 0,35. Así mismo se puede ver que los sectores

productivo y social presentan siempre el signo negativo, aunque con distintos grados de aceptación estadística. Por otro lado los modelos 5 y 8 muestran que las variables espacialmente ponderadas no tienen incidencia estadística sobre el crecimiento del producto departamental per cápita. Nuevamente vemos una coincidencia entre los resultados obtenidos para el sector social y aquellos presentados por Ahmed y Miller (2000) *op. cit.*

Los cuadros A.3, A.6 y A.9 también presentan resultados consistentes entre ellos, aunque ligeramente distintos a los cuadros vistos con anterioridad. Vemos primero que a diferencia de los cuadros anteriores, el gasto público en infraestructura no siempre es estadísticamente significativo, aunque sigue siendo positivo. Podemos apreciar que cuando se incluyen los efectos individuales, el gasto en infraestructura es estadísticamente no significativo lo cual puede estar explicado por las características particulares de cada departamento y sus distintas necesidades de inversión. El sector social, descontando el gasto en educación, es siempre negativo y su significación también depende de la inclusión de los efectos temporales o no. Por su parte, el gasto productivo es en todos los casos negativo, pero a diferencia del gasto social su significación depende de la inclusión de los efectos individuales. Un resultado que no debería causar asombro es el hecho de que la inversión pública en el sector educación siempre tiene signo positivo, lo cual va de la mano de los avances empíricos en esta área, sin embargo en ningún caso su efecto es estadísticamente significativo. En cuanto a las variables espacialmente ponderadas, ninguna de ellas presenta significación estadística.

Finalmente vemos que la dependencia espacial de la variable dependiente –crecimiento del PIBD per cápita real,- no presenta una tendencia clara ya que cambia de signo según el modelo y la especificación econométrica que usemos. No obstante, llama la atención que sea negativa y significativa solamente en los casos en los que controlamos el efecto tiempo, algo que puede ser explicado por las variaciones cíclicas que presenta la economía. Es decir, que aislando el efecto de los *shocks* en la economía boliviana en su conjunto, ciertos sectores podrían estar en auge, mientras que al

mismo tiempo, otros sectores de la economía podrían estar pasando por una recesión (v.gr. los precios del sector minero pueden estar bajos mientras que los del sector oleaginosas altos) y si además tenemos en cuenta que en cierto modo existe una especialización en la economía boliviana (departamentos netamente mineros o netamente ganaderos o hidrocarburíferos, etc.) entonces no debería causar extrañeza que mientras algunos departamentos estén económicamente bien, otros no necesariamente estén experimentando el mismo auge lo que puede explicar la dependencia espacial negativa en la producción. De todos modos la dependencia espacial de la variable dependiente a pesar de ser significativa en algunos casos no deja de ser pequeña alcanzando como máximo el valor absoluto de 0,25. Adicionalmente la significación estadística solo se presenta en algunos casos.

V. Conclusiones y recomendaciones

Los resultados en base a distintos modelos econométricos muestran que existen puntos coincidentes, que señalan una fuerte consistencia en cuanto a la relación entre el gasto público en inversión y el crecimiento del PIB per cápita.

Los cálculos efectuados dan cuenta que la inversión pública total departamental no tiene incidencia estadística sobre el crecimiento del PIBD per cápita. Además los resultados son consistentes con respecto a la literatura actual en cuanto a que la inversión pública en infraestructura tiene incidencia positiva sobre el crecimiento del PIBD per cápita, a diferencia del gasto en inversión pública productiva y social que en el mejor de los casos tienen efecto nulo sobre el producto per cápita. El sector educación muestra un coeficiente positivo en todos los modelos, sin embargo no es estadísticamente significativo.

En cuanto a las variables espacialmente ponderadas, se puede observar en los modelos espaciales (SAR y SDM) que la incidencia de las variables independientes sobre la dependiente viene como consecuencia de un efecto directo, por lo que no existe un efecto “goteo”.

Se pueden dar algunas hipótesis para los resultados arriba mencionados, como ser el efecto expulsión (*crowding-out*) o el efecto atracción (*crowding-in*),⁷ así como el hecho de que algunas de las inversiones públicas no buscan rentabilidad económica sino más bien satisfacer ciertas necesidades de la población. Sin embargo, queda pendiente para una próxima investigación ver los motivos por los cuales la inversión pública se comporta de esta manera.

La recomendación basada en los resultados obtenidos está dirigida a un reencauzamiento de la inversión pública hacia aquellos sectores que tengan una mayor incidencia sobre el crecimiento. Para ello se debe tener en cuenta que dada la restricción presupuestaria de la inversión pública, el aumento del gasto en un determinado sector de la inversión (v.gr. sector social) podría originar un detrimento en otros sectores (v.gr. sector infraestructura y/o productivo). Por este motivo recomendamos que se destine más inversión pública al sector infraestructura así como al sector educación en desmedro del sector productivo. En cuanto al sector social es evidente que es más complicado disminuir la inversión, dada la permanente necesidad de recursos en este sector. Asimismo sería poco factible disminuir la inversión en este sector sin una fuerte voluntad política. Finalmente cualquier estudio sobre la inversión debe ser hecha según las particularidades de cada departamento y sus necesidades basadas en un estudio caso por caso.

Por otro lado el bajo valor del coeficiente de dependencia espacial (ρ) muestra un aislamiento económico departamental, lo que significa que la producción de un departamento no se ve afectado por los cambios en la producción de los departamentos vecinos. Este fenómeno es posiblemente explicado por la poca integración en los mercados laborales interdepartamentales, así como por el aumento en los costos de transporte debido a la mala infraestructura caminera; aunque nuevamente sugerimos un estudio más detallado usando distintos tipos de matrices de contigüidad.⁸

7 Si bien es cierto que a la fecha de conclusión de este trabajo se han registrado tasas de interés activas reales muy bajas (incluso negativas en el año 2008) este no ha sido el caso durante la mayor parte del período de estudio.

8 Además de la matriz de contigüidad reina de primer orden se podría usar la matriz inversa de distancia.

Referencias Bibliográficas

Aschauer, D., (1989). "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23, pp. 177–200.

Ahmed, H. and S. M. Miller, (2000). "Crowding-out and Crowding-in effects of the components of government expenditure", *Contemporary Economic Policy*, 18(1), pp. 124-133.

Baltagi, B., (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wiley & Sons, London, England.

Baltagi, B. H. and J. M. Griffin, (1997). "Pooled estimators vs. their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline", *Journal of Econometrics*, 77, pp. 303-327.

Baltagi, B. H., J. M. Griffin, W. Xoing, (2000). "To Pool or not to Pool: Homogeneous vs. Heterogeneous Estimators Applied to Cigarette Demand", *The Review of Economics and Statistics*, 82(1), pp. 117-126.

Barro, R., (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *The Journal of Political Economy*, 98(5, part 2), pp. 103–125.

Barro, R., (1991). "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), pp. 407–443.

Belloc, M., and P. Vertova, (2004). "How Does Public Investment Affect Economic Growth in HIPC? An Empirical Assessment", Università degli Studi di Siena, Dipartimento di Economia Politica, Quaderni n° 416, Gennaio.

Cullison, W., (1993). "Public Investment and Economic Growth", Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quarterly*, 79 (4), pp. 19-33.

Devarajan, S., V. Swaroop, H. Zou, (1996). "The composition of public expenditure and economic growth", *Journal of Monetary Economics*, 37(2), pp. 313-344.

Easterly, W. and S. Rebelo, (1993). "Fiscal policy and economic growth. An empirical investigation", *Journal of Monetary Economics*, 32, pp. 417-458.

Grier, K. and G. Tullock, (1989). "An Empirical Analysis of Cross-national Economic Growth, 1951-80", *Journal of Monetary Economics*, 24, pp. 259-276.

Gupta, S., B. Clements, E. Baldacci, C. Mulas-Granados, (2002). "Expenditure Composition, Fiscal Adjustment, and Growth in Low-Income Countries", IMF Working Paper No. 02/77, April.

Landau, D., (1986). "Government and Economic Growth in the Less Developed Countries: An Empirical Study for 1960-1980", *Economic Development and Cultural Change*, 35(1), pp. 35-75.

Le, M.V. and T. Suruga, (2005). "Foreign direct investment, public expenditure and economic growth: the empirical evidence for the period 1970-2001", *Applied Economic Letters*, 12, pp. 45-49.

LeSage, J. and R. Kelley Pace, (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*, Statistics, Textbooks and Monographs, Volume 196, Taylor & Francis Group, United States of America.

Milbourne, R., G. Otto, G. Voss, (2003). "Public Investment and Economic Growth", *Applied Economics*, 35(5), pp. 527-540.

Pal, S., (2008). "Does Public Investment Boost Economic Growth? Evidence from An Open-Economy Macro Model for India", Cardiff Economics Working Paper E2008/24, October.

APÉNDICE

Cuadros⁹

Cuadro A.1: MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

	Intercepto común	Efecto individual	Tiempo-individual
Inversión total	0,048	-0,078	-0,031
R^2	0,003	0,134	0,270
σ^2	0,002	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia con información del INE

Nota: La variable dependiente es el crecimiento del PIBD per cápita real. La variable independiente representa la proporción de la inversión pública real departamental con respecto al PIBD del mismo departamento. Los datos comprenden el periodo 1989-2008.

Cuadro A.2: MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

	Intercepto común	Efecto individual	Tiempo-individual
Productiva	-0,156	-0,422**	-0,377*
Infraestructura	0,329***	0,206**	0,225**
Social	-0,251**	-0,421***	-0,219
R^2	0,055	0,195	0,305
σ^2	0,002	0,001	0,002

Fuente: Elaboración propia con información del INE

Nota: La variable dependiente es el crecimiento del PIBD per cápita real. Las variables independientes representan la proporción de inversión pública real desagregada departamental con respecto al PIBD del mismo departamento. Los datos comprenden el periodo 1989-2008.

⁹ Tres estrellas significa que los coeficientes son estadísticamente significativos y diferentes de cero al 1%. Dos estrellas significa que son significativamente diferentes de cero al 5%. Una estrella significa que son significativamente diferentes de cero al 10%.

Cuadro A.3: MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

	Intercepto común	Efecto individual	Tiempo-individual
Productiva	-0,134	-0,398**	-0,438**
Infraestructura	0,278**	0,133	0,172
Educación	0,707	0,809	0,895
Social menos Educación	-0,496**	-0,762***	-0,392
R^2	0,064	0,210	0,310
σ^2	0,002	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia con información del INE

Nota: La variable dependiente es el crecimiento del PIBD per cápita real. Las variables independientes representan la proporción de inversión pública real desagregada departamental con respecto al PIBD del mismo departamento. El sector social está a su vez desagregado en dos: sector social menos el gasto de inversión en educación y el sector educación. Los datos comprenden el periodo 1989-2008.

Cuadro A.4: MODELO SLX

	Intercepto común	Efecto individual	Tiempo-individual
Inversión total	0,050	-0,063	-0,029
W*Inversión total	-0,040	-0,113	0,031
R^2	0,003	0,137	0,270
σ^2	0,002	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia con información del INE

Nota: La variable dependiente es el crecimiento del PIBD per cápita real. Las variables independientes representan la proporción de inversión pública real desagregada departamental con respecto al PIBD del mismo departamento y la misma variable espacialmente ponderada representada con la letra W* por delante. Los datos comprenden el periodo 1989-2008.

Cuadro A.5: MODELO SLX

	Intercepto común	Efecto individual	Tiempo-individual
Productiva	-0,107	-0,421	-0,401*
W*Productiva	-0,273	-0,230	0,023
Infraestructura	0,324***	0,224*	0,247**
W*Infraestructura	-0,040	-0,116	-0,033
Social	-0,274*	-0,367*	-0,177
W*Social	-0,128	-0,231	0,500
R^2	0,059	0,200	0,308
σ^2	0,002	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia con información del INE

Nota: La variable dependiente es el crecimiento del PIBD per cápita real. Las variables independientes representan la proporción de inversión pública total real desagregada departamental con respecto al PIBD del mismo departamento y sus respectivas ponderaciones espaciales representadas con la letra W* por delante. Los datos comprenden el periodo 1989-2008.

Cuadro A.6: MODELO SLX

	Intercepto común	Efecto individual	Tiempo-individual
Productiva	-0,117	-0,511*	-0,497*
W*Productiva	-0,226	-0,074	0,151
Infraestructura	0,262**	0,144	0,197
W*Infraestructura	-0,033	-0,097	-0,060
Social-Edu	-0,463**	-0,654***	-0,352
W*Social-Edu	-0,809**	-0,587	0,518
Educación	0,610	1,285	0,908
W*Educación	1,288	-0,250	-0,462
R^2	0,081	0,220	0,314
σ^2	0,002	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia con información del INE

Nota: La variable dependiente es el crecimiento del PIBD per cápita real. Las variables independientes representan la proporción de inversión pública total real desagregada departamental con respecto al PIBD del mismo departamento y sus respectivas ponderaciones espaciales representadas con la letra W* por delante. El sector social está a su vez desagregado en dos: sector social menos el gasto de inversión en educación y el sector educación. Los datos comprenden el periodo 1989-2008.

Cuadro A.7: MODELO SAR Y DURBIN ESPACIAL

	Intercepto común	Efecto individual	Tiempo- individual	Modelo Durbin
Inversión total	0,050	-0,075	-0,031	0,052
W*Inversión				-0,032
Efecto directo	0,051	-0,077	-0,032	0,051
Efecto indirecto	0,004	-0,006	0,007	-0,025
Efecto total	0,055	-0,083	-0,025	0,026
Rho	0,081	0,072	-0,253**	0,083
R^2	0,003	0,135	0,269	0,003
σ^2	0,002	0,001	0,001	0,002

Fuente: Elaboración propia con información del INE

Nota: La variable dependiente es el crecimiento del PIBD per cápita real. La variable independiente representa la proporción de inversión pública total real desagregada departamental con respecto al PIBD del mismo departamento y la misma variable espacialmente ponderada representada con la letra W* por delante. Rho captura la dependencia espacial de la variable dependiente. Los datos comprenden el periodo 1989-2008.

Cuadro A.8: MODELO SAR Y DURBIN ESPACIAL

	Intercepto común	Efecto individual	Tiempo- individual	Modelo Durbin
Productiva	-0,156	-0,421**	-0,378*	-0,106
W*Productiva				-0,253
Efecto directo	-0,149	-0,413**	-0,377*	-0,115
Efecto indirecto	-0,009	-0,024	0,078	-0,250
Efecto total	-0,158	-0,437**	-0,298*	-0,365
Infraestructura	0,327***	0,206*	0,218*	0,324***
W*Infraestructura				-0,049
Efecto directo	0,320***	0,208*	0,218*	0,320***
Efecto indirecto	0,021	0,011	-0,045	-0,043
Efecto total	0,341***	0,220*	0,173*	0,277
Social	-0,243*	-0,411**	-0,197	-0,272
W*Social				-0,099
Efecto directo	-0,254*	-0,410**	-0,204	-0,268
Efecto indirecto	-0,017	-0,022	0,042	-0,131
Efecto total	-0,271*	-0,433**	-0,162	-0,399
Rho	0,056	0,052	-0,244**	0,050
R^2	0,055	0,196	0,305	0,059
σ^2	0,001	0,001	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia con información del INE

Nota: La variable dependiente es el crecimiento del PIBD per cápita real. Las variables independientes representan la proporción de inversión pública total real desagregada departamental con respecto al PIBD del mismo departamento y sus respectivas ponderaciones espaciales representadas con la letra W* por delante. Rho captura la dependencia espacial de la variable dependiente. Los datos comprenden el periodo 1989-2008.

Cuadro A.9: MODELO SAR Y DURBIN ESPACIAL

	Intercepto común	Efecto individual	Tiempo- individual	Modelo Durbin
Productiva	-0,135	-0,398**	-0,437*	-0,117
W*Productiva				-0,223
Efecto directo	-0,127	-0,400**	-0,430*	-0,115
Efecto indirecto	-0,006	-0,019	0,087	-0,228
Efecto total	-0,133	-0,420**	-0,342*	-0,344
Infraestructura	0,277**	0,133	0,165	0,263**
W*Infraestructura				-0,035
Efecto directo	0,277**	0,135	0,171	0,262**
Efecto indirecto	0,014	0,006	-0,035	-0,043
Efecto total	0,291	0,141	0,136	0,218
Social-Edu	-0,482**	-0,750***	-0,368	-0,462*
W*Social-Edu				-0,797
Efecto directo	-0,479**	-0,746***	-0,383	-0,462*
Efecto indirecto	-0,025	-0,036	0,076	-0,808
Efecto total	-0,505	-0,783***	-0,306	-1,270**
Educación	0,689	0,801	0,900	0,605
W*Educación				1,278
Efecto directo	0,681	0,806	0,879	0,581
Efecto indirecto	0,040	0,041	-0,179	1,354
Efecto total	0,721	0,848	0,700	1,935
Rho	0,048	0,043	-0,241**	0,008
R^2	0,065	0,210	0,312	0,081
σ^2	0,001	0,001	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia con información del INE

Nota: La variable dependiente es el crecimiento del PIBD per cápita real. Las variables independientes representan la proporción de inversión pública total real desagregada departamental con respecto al PIBD del mismo departamento y sus respectivas ponderaciones espaciales representadas con la letra W* por delante. Sin embargo el sector social está a su vez desagregado en dos: sector social menos el gasto de inversión en educación y el sector educación. Rho captura la dependencia espacial de la variable dependiente. Los datos comprenden el periodo 1989-2008.

Combinación de pronósticos. Una aplicación a la inflación de Bolivia

Julio Humérez Quiroz*

* El contenido del presente documento es de responsabilidad del autor y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia. Se agradece las valiosas sugerencias y observaciones de los participantes de la XV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA) y del 4to. Encuentro de Economistas de Bolivia. E-mail: jhumerez@bcb.gob.bo.

RESUMEN

Hasta la actualidad los métodos utilizados en el Banco Central de Bolivia para el pronóstico de inflación y otras variables importantes para decisiones de política monetaria han consistido en modelos individuales, principalmente estadísticos y econométricos. En los últimos años, en la literatura de pronósticos han cobrado una marcada importancia los métodos de combinación de pronósticos y modelos de factores debido a su superioridad en términos de menor varianza de errores de pronóstico. En este artículo se aplican estos métodos al pronóstico de inflación utilizando una muestra que comprende el periodo 1993 – 2010, con periodicidad mensual. Entre los resultados importantes se encontró que los pronósticos mediante la combinación de pronósticos son superiores a los modelos individuales, aunque los modelos de factores no muestran una clara ventaja sobre los modelos individuales. Sin embargo, mediante una prueba de englobamiento se constató que ninguna de estas metodologías resulta superior.

Clasificación JEL: C01, C51, C52, C53, C59

Palabras clave: *Pronósticos, combinación de pronósticos, modelos de factores, política monetaria, englobamiento*

Forecasts pooling. An application to the inflation in Bolivia

ABSTRACT

To date the methods used in the Central Bank of Bolivia for the forecast of inflation and other important variables for monetary policy decisions consisted in individual models, mainly statistical and econometric ones. In recent years, in forecasting literature, methods of forecast pooling and factor models have had a marked significance. In this paper we apply these methods to forecast inflation using a monthly sample covering the period 1993 - 2010. Among the important results it was found that pooled forecasts are superior to the individual models, although factor models do not show a clear advantage over the individual models. However, using an encompassing test it was found that none of these methods is superior.

JEL Classification: C01, C51, C52, C53, C59

Keywords: *Forecasts, pooling of forecasts, factor models, monetary policy, encompassing*

I. Introducción

La Constitución Política del Estado (CPE), en su artículo 327 determina “... En el marco de la política económica del Estado, es función del Banco Central de Bolivia (BCB) mantener la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda, para contribuir al desarrollo económico y social”. [Gaceta Oficial de Bolivia, 2009]. Por su parte, la Ley del Banco Central de Bolivia (Gaceta Oficial de Bolivia, 1995) en su artículo 2° señala que el objetivo de la autoridad monetaria «... es procurar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional».

Entonces, en el marco de la normativa vigente la contribución del BCB al desarrollo económico y social del país es a través de la preservación del poder adquisitivo del boliviano (moneda doméstica), por lo que la autoridad monetaria debe procurar de manera permanente una tasa de inflación baja y estable.

Las previsiones sobre la inflación juegan un papel importante en la consecución del objetivo de inflación baja y estable por parte del BCB. En efecto, cuando se prevé una situación de alejamiento del objetivo de inflación, esto sirve de alerta para la adopción de acciones de política monetaria y/o cambiaria, en coordinación con la política fiscal, a fin de mantener la inflación en torno al objetivo de mediano plazo.

En este contexto el objetivo del presente trabajo es explorar desde el punto de vista estadístico, las ventajas y desventajas de las distintas técnicas de pronóstico, haciendo énfasis en la metodología de combinación de pronósticos, una alternativa ampliamente utilizada por varios bancos centrales debido a su mayor precisión en relación a los métodos de pronóstico individuales. Por otra parte, cabe mencionar que en la literatura empírica nacional aún no se han desarrollado trabajos sobre este tema, por lo que con esta investigación también se espera aportar al inicio de la discusión sobre las bondades y limitaciones de la combinación de pronósticos.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. Aparte de esta sección introductoria, en la sección II se presenta de manera

sucinta algunos hechos estilizados sobre el comportamiento de la inflación en Bolivia en el periodo de análisis; en la sección III se efectúa una revisión metodológica resumida de las técnicas de combinación de pronósticos; en la sección IV se realiza una aplicación al pronóstico de la inflación en Bolivia; y por último, en la sección V se reportan las principales conclusiones.

II. Algunas particularidades del comportamiento de la inflación de Bolivia

La inflación en Bolivia en el periodo de la post-estabilización¹ ha tenido un comportamiento marcadamente descendente, desde un promedio próximo a 12%, entre enero de 1992 y enero de 1993, hasta una cifra de 4,5% en diciembre de 1998, con un aumento entre comienzos del segundo trimestre de 1995 e inicios del cuarto trimestre de 1996, cuando alcanzó un promedio de 11,8% (Gráfico 1). El repunte de la inflación en 1995 se debió al alza en los precios en el subgrupo de alimentos y bebidas no alcohólicas (pan, cereales, tubérculos, carnes rojas, verduras y hortalizas), explicado por el incremento en los precios internacionales del trigo, maíz y arroz, y por choques de oferta por efecto de fenómenos climatológicos. Por su parte, los incrementos en el Índice General de Precios al Consumidor (IPC) durante los primeros meses de 1996, se debió al alza de los precios de los carburantes y productos derivados del petróleo.

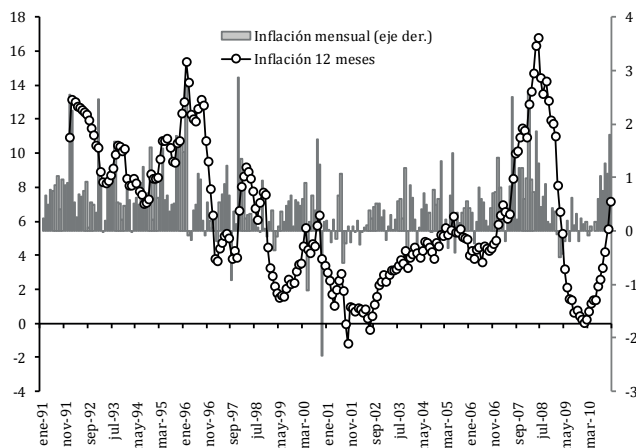
En el periodo comprendido entre diciembre de 1998 y diciembre de 2006 (8 años), la inflación estuvo en torno a un promedio de 3,3%, y se caracterizó por una marcada estabilidad. En la historia económica de Bolivia de las últimas seis décadas, ésta fue la primera vez que durante un periodo prolongado se registró una inflación

1 Durante la primera mitad de los años ochenta Bolivia vivió un proceso de alta inflación que, entre 1984 y 1985, se transformó en hiperinflación, habiéndose registrado en septiembre de 1985 una inflación mensual de 23.447% y una inflación acumulada de 13.873% a octubre del mismo año. Para detener este proceso, en agosto de 1985 el gobierno de turno implementó un plan de estabilización que condujo a una rápida reducción de la inflación en los años posteriores, hasta alcanzar a partir de 1993 una inflación de un dígito. A la etapa posterior a la adopción de esta medida se conoce como el periodo de post-estabilización. [Humérez et al., 2010].

tan baja y con variaciones tan pequeñas en torno a su promedio. A este comportamiento de la inflación contribuyeron factores como la disciplina fiscal y monetaria, ausencia de efectos climáticos negativos importantes, y bajas expectativas inflacionarias del público, todo lo cual coadyuvó a una mayor oferta de productos agrícolas. En el contexto internacional, las depreciaciones reales de las monedas de algunos socios comerciales como la ocurrida con el peso argentino a principios de 2002 y la subsecuente depreciación de la moneda brasileña, no solo abarataron las importaciones desde éstos países sino que también impulsaron a que otros países limítrofes apliquen políticas cambiarias más activas o incluso adopten regímenes cambiarios más flexibles con la finalidad de contrarrestar los efectos de la devaluación del real y del peso argentino. En este contexto, se registraron disminuciones de los precios de productos importados, a pesar que en algunos años como el 2000 se registraron elevaciones de los precios internacionales del petróleo que llevaron al incremento de los precios de hidrocarburos y sus derivados, con las consiguientes presiones en la inflación doméstica.

Para aislar los efectos de las continuas fluctuaciones del precio internacional del petróleo en el comportamiento de los precios domésticos y en la estructura de costos, el Gobierno estableció un mecanismo de subsidios, para cuyo financiamiento en febrero de 2000 se incrementaron las alícuotas del Impuesto al Consumo Específico (ICE) para bebidas alcohólicas, cigarrillos, gaseosas y automóviles importados. Su vigencia fue temporal, hasta noviembre de dicho año. Con el mismo objetivo, en julio de dicho año el Poder Ejecutivo acordó un mecanismo de crédito (endeudamiento) con las empresas petroleras por la diferencia entre el precio congelado de los carburantes y el precio resultante de las condiciones del mercado internacional. [Banco Central de Bolivia, 2000, p. 15].

Gráfico 1: INFLACIÓN ANUAL Y MENSUAL: 1991 - 2010
(En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con información del Instituto Nacional de Estadística (INE)

En el siguiente periodo, comprendido entre enero de 2007 y junio de 2008, la inflación aumentó sostenidamente, alcanzando un promedio de 10,3%, entre un mínimo de 5,8% y un máximo de 16,8%, registrados en los extremos de este periodo. Al inicio, las presiones inflacionarias estuvieron estrechamente relacionadas con choques de oferta derivadas del fenómeno climatológico *El Niño* y el alza del precio internacional de la harina de trigo, este último explicado por una mayor demanda mundial para la fabricación de biocombustibles y la disminución de su oferta por efectos de fenómenos climáticos. Internamente, los productos cuyos precios se vieron significativamente afectados fueron la harina de trigo y los productos que utilizan éste insumo (pan, fideo, galletas, etc.), carne de res, arroz, aceite. Se observó un aumento del precio internacional de la soya y otros granos, y disminuciones en la oferta interna de alimentos por efecto de las inundaciones a inicios de 2007.

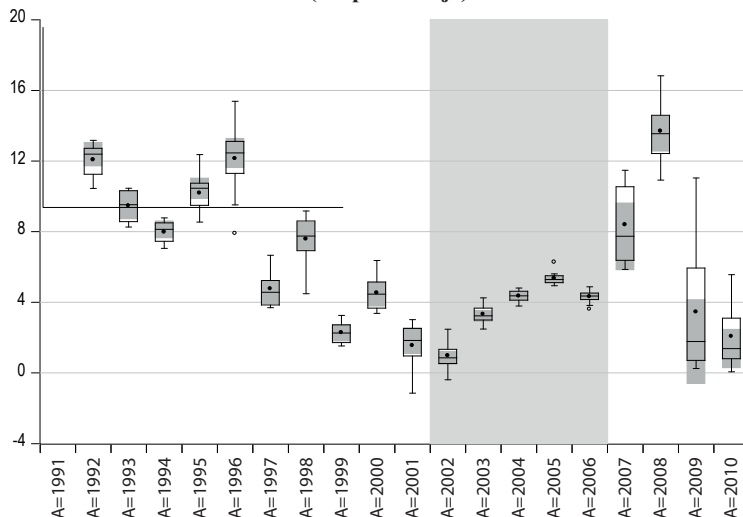
Durante el primer semestre de 2008 la inflación continuó con su tendencia ascendente, registrando un promedio de 14,2%. Esta tendencia tuvo una estrecha relación con la inflación importada, particularmente de alimentos, pero también con factores internos

relacionados con choques de oferta alimentaria y los efectos de algunas medidas de política pública. En el segundo semestre y hasta enero de 2010, se registró un panorama inflacionario opuesto, habiéndose observado una drástica reducción hasta alcanzar en enero de 2010 la cifra históricamente más baja de 0,07%, manteniéndose en torno a un promedio de 0,57% hasta el mes de abril. A partir de mayo se comenzó a observar incrementos hasta alcanzar en diciembre la cifra de 7,18%. La reducción durante el segundo semestre de 2008 y durante la gestión 2009 se debió a factores como la recuperación del sector agropecuario, reducciones en la inflación importada, y el impacto de las políticas implementadas de manera coordinada entre el Órgano Ejecutivo y el Banco Central de Bolivia. No obstante, jugaron un rol fundamental los cambios trascendentales acaecidos en el contexto de la economía mundial (crisis financiera y recesión global), que resultaron en una importante caída de los precios internacionales del petróleo y de los *commodities* alimenticios en respuesta a las reducciones de la demanda de las principales economías industrializadas. Adicionalmente, reforzaron la reducción de la inflación importada la depreciación de las monedas de los países socios comerciales debido a los movimientos de capital y cambios en la estructura de portafolio. En el Gráfico 1, se observa la relación entre el descenso de la inflación y la reciente recesión de la economía mundial entre junio de 2008 y diciembre de 2010.

Asimismo, los incrementos en la inflación a partir de abril de 2010 obedecieron, entre otros factores, a choques de demanda alimentaria originada en el fenómeno climático *El Niño* acaecido entre junio de 2009 y abril de 2010, seguido, entre julio y octubre de 2010 por el fenómeno de *La Niña*, que originó focos de calor y que a su vez provocaron los incendios registrados en distintos puntos geográficos del país que afectaron negativamente varios cultivos. Este cuadro fue agudizado por el contrabando de alimentos a algunos países limítrofes motivado por la apreciación cambiaria en dichos países, ocultamiento, agio y especulación, además de restricciones en la oferta internacional de algunos productos como el azúcar debido a los efectos negativos de fenómenos climatológicos.

Desde otra perspectiva, en el periodo comprendido entre 1991 y 2010, la variabilidad de la inflación en torno a su media también ha mostrado un comportamiento fluctuante. De acuerdo al Gráfico A.1 del Apéndice, entre febrero de 1993 y diciembre de 1998, si bien la inflación registró un marcado descenso, la variabilidad de la inflación se mantuvo alta, y en su etapa final fue retroalimentada por la recesión de la economía mundial registrada en 2001. Posteriormente, en el periodo de estabilidad, pero particularmente entre inicios de 2002 y mediados de 2007, la variabilidad de la inflación permaneció en niveles considerablemente bajos y estables. Entre 2007 y 2009, debido particularmente a la recesión de la economía mundial, la variabilidad de la inflación aumentó de manera significativa. Por último, en la gestión 2010, el incremento en la inflación también fue acompañado por aumentos en su variabilidad (Véase Gráfico 2).

**Gráfico 2: EVOLUCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DE INFLACIÓN ANUAL:
1991 – 2010
(En porcentaje)**



Fuente: Elaboración propia con información del INE

En un contexto cambiante y de incertidumbre como el descrito arriba, el pronóstico de la inflación plantea retos importantes. Empero, a pesar de las limitaciones, el BCB —al igual que las autoridades monetarias

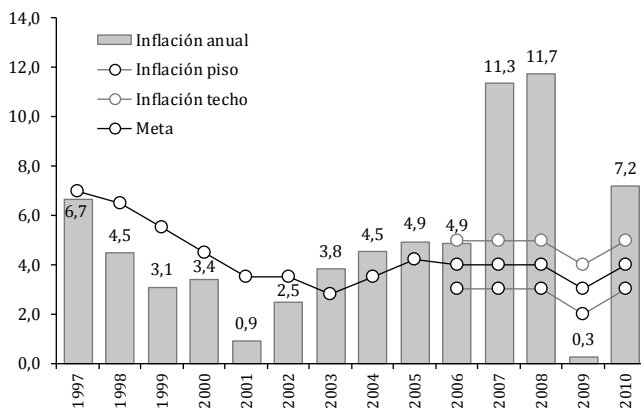
de otros países— realiza previsiones y actualizaciones periódicas del comportamiento futuro de la inflación utilizando distintos métodos estadísticos y econométricos. Cuando se prevé un alejamiento del objetivo de inflación de mediano y largo plazo, esto sirve de alerta para la adopción de medidas de política monetaria y/o cambiaria, en coordinación con la política fiscal, a fin de corregir las desviaciones.

A partir de 1997, el Banco Central de Bolivia comenzó a anunciar metas de inflación, las que se redujeron gradualmente hasta el 2003 (Gráfico 3). Esto con la finalidad de establecer una guía para las políticas monetaria y cambiaria, y lograr la convergencia hacia la meta de mediano y largo plazo. Posteriormente, a partir de 2006 la meta de mediano y largo plazo se estableció en 4%, en un rango de más/menos cien puntos básicos (pb), con excepción de 2009 cuando la meta fue revisada hacia abajo quedando establecida en 3%, en un rango entre 2% y 4%.

Esta política y sus cambios, entre otras cosas, fue sustentada en pronósticos realizados por el Banco Central de Bolivia utilizando distintas técnicas estadísticas y econométricas. Entre los modelos utilizados destacan los modelos estocásticos univariados (ARIMA²), estructurales (basados en la curva de Phillips), y de Vectores Autorregresivos. [Humérez, 2010]. Los resultados se consideran razonables tomando en cuenta que en general ex post se observaron tasas de inflación en el rango previsto por estos modelos, excepto en los años 2007, 2008 y 2009, cuando se registraron tasas de inflación inusuales debido a las fuertes presiones inflacionarias de origen externo.

2 Modelos Autorregresivos Integrados de Medias Móviles. [Pankratz, 1989].

**Gráfico 3: INFLACIÓN OBSERVADA Y METAS DE INFLACIÓN:
1997 – 2010
(En porcentaje)**



Fuente: Elaboración propia con información del INE y del BCB

III. Metodología

Según Ahumada y Garegnani (2011), la teoría tradicional sobre pronóstico supone que los modelos empíricos son buenas representaciones de la economía y que la estructura de la economía no cambia en el tiempo de manera significativa. Bajo estos supuestos, el mejor modelo —aquél que satisface el criterio de englobamiento, entre otros— permite también los mejores pronósticos. Sin embargo, como observan Hendry y Nielsen (2007), dado que el futuro es raramente similar al pasado, los pronósticos bajo los anteriores supuestos generalmente fallan.

Por ello, en los últimos años en la literatura de pronóstico ha vuelto a cobrar importancia la metodología de combinación de pronósticos cuyos primeros antecedentes se remontan a Barnard (1963)³, debido a que arrojan mejores resultados de pronóstico en términos de mayor precisión. Esta técnica se resume en la siguiente sección.

3 En su trabajo este autor comparó los pronósticos basados en la metodología de Box-Jenkins y los obtenidos mediante suavizamiento exponencial y observó que la combinación de ambos era superior en términos de Error Cuadrático Medio (ECM).

III.1 Combinación de pronósticos

Una técnica que ha ganado popularidad en los últimos años es el desarrollo de pronósticos basados en la combinación de dos o más métodos de pronóstico para producir un pronóstico final.

De acuerdo a la literatura empírica la combinación de pronósticos produce ganancias consistentes en la precisión. Con el transcurso del tiempo se ha acumulado una considerable literatura sobre esta materia. La principal conclusión es que se puede mejorar significativamente la precisión de los pronósticos por medio de la combinación de varios pronósticos individuales, aunque aún no están bien definidas las condiciones bajo las cuales es más efectiva la combinación, ni cuántos métodos deben combinarse en cada situación. Por ello, en el futuro es posible que se lleve a cabo una mayor investigación sobre las ventajas de combinar pronósticos, junto con las técnicas de hacerlo.

Según Clemen (1989), existen pocas dudas sobre las ventajas de la combinación de pronósticos, tanto en términos de predicciones estadísticas y evaluación de las estimaciones, como cuando se combinan predicciones estadísticas con predicciones subjetivas. Más aún, la combinación de pronósticos reduce la varianza de los errores de pronóstico fuera de la muestra (Winkler y Makridakis, 1983). Existen muchos factores⁴ que hacen que los pronósticos individuales se deterioren y se incremente el tamaño de los errores; la combinación resulta mejor porque promedia tales errores.

4 Estos factores son: a) uso de variables *proxy*: en muchas ocasiones las variables de interés no son observables siendo necesario el uso de variables *proxy*, lo que introduce sistemáticamente sesgos de medición de la variable de interés; b) errores de medición: no importa qué intentamos medir, siempre existen errores de medición (incluido errores administrativos y de procesamiento de datos), lo que también introduce importantes sesgos sistemáticos; c) cambios estructurales: los modelos estadísticos suponen constancia de patrones y relaciones, que en la práctica rara vez se observa, lo que introduce errores no aleatorios en el pronóstico; y d) modelos que minimizan errores pasados: entre los modelos de pronósticos generalmente se elige aquél que minimiza los errores de pronóstico un-paso-adelante, pero por lo general se requiere hacer pronósticos para varios periodos en el futuro (Makridakis et al., 1998).

A continuación se resume la metodología utilizada para seleccionar los modelos a ser combinados y las distintas técnicas de combinación de pronósticos para producir una proyección combinada.

III.1.1. Prueba de englobamiento de pronósticos⁵

En la práctica se dispone de distintos modelos individuales para pronóstico, pero es posible que algunos de estos modelos no contengan información útil que pueda ser aprovechada en una combinación. Las pruebas de englobamiento de pronósticos son útiles para determinar si un pronóstico —obtenido mediante un determinado modelo— incluye toda la información relevante contenida en un pronóstico rival. Si no es así, la información contenida en ambos pronósticos puede ser aprovechada mediante una combinación de los mismos.

Una forma de seleccionar los modelos a ser incorporados en la combinación es mediante la aplicación del algoritmo de englobamiento de Costantini y Pappalardo (2008), que se basa en la prueba de englobamiento HLN de Harvey, Leybourne y Newbold (1997). Ésta se fundamenta en la prueba de evaluación de pronósticos DM de Diebold y Mariano (1995), y permite evaluar si dos modelos rivales tienen la misma capacidad predictiva.

La prueba DM se sustenta en el diferencial de la función de pérdida muestral dado por $d_t = L(e_t^1) - L(e_t^2)$, donde $L(\cdot)$ es una función de pérdida arbitraria, por ejemplo, raíz del error cuadrático medio de errores de pronóstico (RMSFE), y e_t^j es el error de pronóstico h -pasos adelante del modelo $j = 1, 2$ y $t = 1, 2, \dots, T$. Si los pronósticos tienen en promedio igual capacidad predictiva, entonces $E(d_t) = 0$. El estadístico de contraste se calcula como la razón entre la media muestral de la serie diferencial de pérdidas $\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T d_t$ y su desviación estándar. Bajo el supuesto que la serie d_t es integrada de orden cero, la prueba DM se distribuye asintóticamente como una normal estándar bajo la hipótesis nula de igual valor predictivo.

5 Esta sección es una síntesis de la sección 3 de Bello (2010).

Para mejorar el poder de la prueba DM en muestras pequeñas, Harvey, Leybourne y Newbold (1997) *op. cit.*, sugieren comparar el estadístico DM con valores críticos de la distribución *t-Student*, con T-1 grados de libertad, y modificar la prueba utilizando un estimador insesgado de \bar{d} de la siguiente manera,

$$MDM = \left(\frac{T+1 - 2h + T^{-1}h(h-1)}{T} \right)^{0.5} \cdot DM \quad (1)$$

Entonces, la prueba de englobamiento HLN se obtiene sustituyendo la expresión de d_i anterior por $d_i = (e_i^1 - e_i^2) e_i^1$, donde la hipótesis nula es que toda la información relevante del modelo 2 está contenida en el modelo 1 (modelo 1 engloba al modelo 2).

III.1.2. Algoritmo de englobamiento y selección de modelos a combinar

El algoritmo de Constantini y Pappalardo (2008) se basa en el resultado de Ericsson (1992), según el cual una condición suficiente para minimizar la raíz del error cuadrático medio (RMSE) de un modelo consiste en verificar que éste abarca a otros modelos rivales. Ello implica realizar la prueba de englobamiento contrastando los modelos con RMSE más pequeños contra los modelos con mayores RMSE. El algoritmo supone los siguientes pasos:⁶

Paso 1. Calcular el RMSE de las proyecciones fuera de muestra de cada modelo y ordenar en forma ascendente.

Paso 2. Elegir el modelo con el menor RMSE y examinar secuencialmente si éste abarca a los otros modelos usando la prueba HLN: si abarca al modelo rival a un nivel de significancia α , se elimina

⁶ Además, para que un pronóstico se considere apropiado para formar parte de una combinación debe ser insesgado —los errores de pronóstico deben tener media cero— y los errores un-paso-adelante deben estar serialmente incorrelacionados, aunque según Diebold y López (1996), para pronósticos $h > 1$ pasos-adelante, es probable que los errores de pronóstico óptimos muestren algún grado de correlación.

éste último como candidato para la combinación de pronósticos.

Paso 3. Repetir el paso 2 con el segundo mejor modelo, donde la lista de modelos a examinar no incluye al modelo eliminado ni al mejor modelo.

Paso 4. Continuar con el tercer mejor modelo y así sucesivamente hasta que no queden modelos para los cuales se rechace la hipótesis nula de englobamiento.

Paso 5. Calcular el pronóstico combinado utilizando los modelos seleccionados mediante diferentes métodos de combinación.

III.1.3. Técnicas de combinación de pronósticos

Los modelos seleccionados mediante el algoritmo de Costantini y Pappalardo *op. cit.* se combinan linealmente (ecuación 2), donde los ponderadores se estiman utilizando distintos métodos: promedio simple, RMSE, mínimos cuadrados ordinarios (MCO), y mínimos cuadrados ponderados (MCP).

$$\hat{Y}_{t+h|t} = \omega_{0,t} + \sum_{j=1}^n \omega_{j,t} f_{t+h|t}^j \quad (2)$$

Donde $\hat{Y}_{t+h|t}$ denota la proyección combinada h -pasos-adelante, $f_{t+h|t}^j$ el pronóstico de Y_{t+h} mediante el modelo j ($j = 1, 2, \dots, n$) con información hasta t , y $\omega_{j,t}$ que es la ponderación del pronóstico j en la combinación.

Promedio simple. Mediante este método se asigna igual peso a todos los pronósticos en la combinación, tal que $\omega_{0,t} = 0$ y $\omega_{j,t} = n^{-1}$.

Combinación basada en RMSE. En este caso los pesos son calculados

como $\omega_{i,t} = \frac{\lambda_{it}^{-1}}{\sum_{j=1}^n \lambda_{jt}^{-1}}$, donde λ_{jt} denota RMSE. De esta manera el

peso asignado a cada pronóstico individual depende inversamente de

su desempeño histórico, tal que los pronósticos más precisos tienen una mayor combinación.

Combinación basada en regresiones. Los pesos de los pronósticos individuales se estiman mediante modelos de regresión donde la variable dependiente son los pronósticos.

Entre los distintos procedimientos, los más utilizados son:

- **Procedimiento de Granger y Ramanathan (1984).** Las ponderaciones se obtienen estimando la siguiente regresión:

$$Y_t = \omega_0 + \omega_1 f_{t|t-h}^1 + \omega_2 f_{t|t-h}^2 + \dots + \omega_n f_{t|t-h}^n + \varepsilon_t \quad (3)$$

Según estos autores, bajo este método se obtienen pronósticos combinados insesgados, aun cuando los pronósticos individuales estén sesgados.

- **Procedimiento de Hallman y Kamstra (1989).** Incorporan en la regresión de combinación el concepto de cointegración, esto debido a que en la práctica es común que los pronósticos sean no estacionarios. Por ello proponen la estimación del siguiente modelo con las variables transformadas en diferencias,

$$\Delta Y_t = \omega_0 + \omega_1 \Delta f_{t|t-h}^1 + \omega_2 \Delta f_{t|t-h}^2 + \dots + \omega_n \Delta f_{t|t-h}^n + \eta_t \quad (4)$$

$$s.a. \sum_{i=1}^n \omega_i = 1$$

- **Procedimiento de Coulson y Robins (1993).** Al igual que en la metodología de Hallman y Kamstra (1989) *op.cit.*, este procedimiento se utiliza para combinar pronósticos no estacionarios. Se parte estimando la siguiente regresión para cada uno de los h horizontes

$$\Delta Y_t = \omega_0 + \omega_1 \left(f_{t|t-h}^1 - Y_{t-1} \right) + \omega_2 \left(f_{t|t-h}^2 - Y_{t-1} \right) + \dots + \omega_n \left(f_{t|t-h}^n - Y_{t-1} \right) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Una vez estimados los parámetros de (5), la combinación de pronósticos se calcula de la siguiente manera⁷

$$\begin{aligned} \hat{Y}_{t+h|t} = & \omega_0 + \omega_1 \left(f_{t+h|t}^1 - \hat{Y}_{t+h-1|t} \right) + \omega_2 \left(f_{t+h|t}^2 - \hat{Y}_{t+h-1|t} \right) + \dots + \\ & + \omega_n \left(f_{t+h|t}^n - \hat{Y}_{t+h-1|t} \right) + \hat{Y}_{t+h-1|t} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

- **Procedimiento basado en Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP).** Este método fue propuesto por Diebold y Pauly (1987) y trata de modelar posibles quiebres estructurales en las series combinadas, dando mayor peso a las últimas observaciones en la estimación de las ponderaciones ω_j . Estos parámetros se estiman mediante MCP, usando la siguiente matriz de pesos

$$\Psi = \text{diag} (\Psi_{tt}) = (kt^\gamma) \quad (7)$$

donde $k, \gamma > 0$, y $t = 1, 2, \dots, T$.

Bajo este procedimiento se otorga una ponderación no lineal decreciente a las observaciones pasadas en la estimación de los parámetros ω_j . El parámetro γ se estima mediante el método *grid search*, donde la función objetivo es RMSE de pronóstico (RMSFE). El valor óptimo de γ es aquél que produce el mínimo RMSFE.

III.2 Combinación de pronósticos usando factores

En situaciones en que se cuenta con una base de datos de tamaño considerable, vale decir, que incluye una gran cantidad de variables de series temporales con frecuencia menor al año, preferentemente

7 Para horizontes un-paso-adelante, $\hat{Y}_{t+h-1|t}$ corresponde al valor observado de Y en t , y para horizontes mayores a uno a pronósticos de periodos anteriores.

mensual, se puede reducir su dimensión mediante la aplicación de técnicas de análisis multivariante tal como análisis de componentes principales o análisis factorial. Los componentes principales (factores) obtenidos, cuyo número q es menor al número de variables de la base n , se podría utilizar como regresores en la especificación de un modelo dinámico de factores —como aproximación del proceso generador de datos (PGD)— tal como fue propuesto por Giannone, Reichlin y Small (2005)⁸.

Formalmente, sea F el vector de componentes principales (factores) de dimensión $q \times 1$ y X el vector de n variables no estacionarias, entonces el objetivo consiste en estimar $E(y_t | X_t)$ modelando y_t mediante la siguiente especificación que corresponde a un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ADL, por su sigla en inglés), cuyos pronósticos individuales se combinan posteriormente utilizando técnicas de combinación de pronósticos descritos en la sección III.1.3.

$$y_t = \beta(L)' F_t + \varepsilon_{t+1}; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

IV. Resultados

En esta sección se efectúa la especificación, estimación y evaluación de modelos individuales para inflación; se obtienen los pronósticos individuales y se combinan los mismos empleando, primero, el promedio simple, que de acuerdo a la literatura tiene la virtud de ser imparcial, de fácil cálculo y en muchos casos parece superar en precisión a modelos más elaborados (Makridakis et al., 1982) y, después, utilizando ponderaciones basadas en RMSE.

Posteriormente, se obtienen los factores en base a un conjunto de variables seleccionadas de acuerdo a distintos enfoques teóricos sobre las causas de la inflación, con los cuales se estiman los modelos individuales tipo ADL y se combinan utilizando el promedio simple y ponderaciones basadas en RMSE. Por último, la capacidad predictiva de ambos métodos son examinados a partir de contrastes estadísticos.

⁸ Citado en D'amato, et al. (2010).

IV.1 Descripción de datos

La muestra considera el periodo comprendido entre enero de 2000 y diciembre de 2010 (132 observaciones). La estimación de los modelos individuales se realiza para el periodo comprendido entre enero de 2000 y diciembre de 2009, reservando el periodo enero de 2010 a diciembre de 2010 para la evaluación de los pronósticos. Las variables consideradas son las siguientes:

- Índice de Precios al Consumidor (IPC). Datos tomados del INE.
- Índice General de Actividad Económica (IGAE). Datos tomados del INE.
- Agregados monetarios: Emisión monetaria (EMI), M1, M2, M3 y M4. Datos del BCB.
- Gasto de gobierno. Datos del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Bolivia (MEFP).
- Tipo de cambio nominal de venta (TCV) y tipo de cambio nominal de compra (TCC). Datos del BCB.
- Brecha cambiaria, definida como la diferencia entre el TCV y TCC.
- Bolivianización de depósitos (BOLDE), definida como la razón de depósitos en moneda nacional (MN) y total de depósitos en el sistema bancario. Datos de la Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI).
- Bolivianización de cartera (BOLCA), definida como la razón de colocaciones en MN y cartera total del sistema bancario. Datos de la ASFI.
- Índice de Precios Externos (IPE) que considera el nivel de precios de los principales socios comerciales de Bolivia. Datos del BCB.
- Tasas de interés activa y pasiva efectivas en moneda nacional (IAEMN) y moneda extranjera (IAEME). Datos del BCB.

IV.2 Resultados empíricos

Los modelos considerados son los siguientes: modelo AR(1), modelo de intervención, modelo de función de transferencia con el tipo de

cambio como variable *input*, modelo VAR bivariado para inflación y variación del tipo de cambio nominal, y modelo VAR que incluye como variable exógena al IPE.

IV.2.1. Modelos individuales

Se estimaron distintos modelos que se resumen en las Tablas 1a y 1b. Un elemento común es que todos presentan propiedades estadísticas razonables; en particular presentan un buen ajuste, residuos aproximadamente ruido blanco, y estabilidad de parámetros.

El primer modelo corresponde a un proceso autorregresivo de primer orden (AR-1), donde la variable dependiente es la primera diferencia del IPC (ΔIPC)⁹. El segundo modelo es una función de intervención (Fdl-1) que incluye dos variables ficticias que toman el valor 1 en noviembre de 2000 y diciembre de 2008, y 0 en otro caso, respectivamente; la primera corresponde a la crisis de Argentina de los años 2001 y 2002¹⁰, y la segunda a la crisis financiera internacional de 2008/2009 iniciada en el mercado hipotecario de EE.UU. El tercer modelo es un proceso autorregresivo de primer orden (AR-1a), con la diferencia que la variable dependiente corresponde a la diferencia logarítmica del IPC ($\Delta\ln\text{IPC}$). El cuarto modelo corresponde a una función de intervención (Fdl-1a), y corresponde al tercer modelo aumentado por las variables ficticias incluidas en el segundo modelo. El quinto modelo es una función de transferencia (FdT-1), donde la variable dependiente corresponde a la primera diferencia del IPC (ΔIPC), y la variable *input* corresponde a las variaciones del tipo de cambio nominal de venta. El sexto modelo es igual al modelo anterior, aumentado por las variables ficticias (FdT-1a). El séptimo modelo pertenece a un proceso de vectores autorregresivos irrestricto (VAR-1) para las variables IPC y tipo de cambio nominal de venta, ambas en primeras diferencias. El octavo modelo es una

9 Esta serie es estacionaria de acuerdo a la prueba de Dickey-Fuller Ampliada (ADF, por su sigla en inglés) al 99% de nivel de confianza: el estadístico τ presenta un valor -9,046 con un valor probabilidad cero a cuatro dígitos.

10 Ésta se originó por diversas causas, siendo las principales la aplicación de una deficiente política económica, la presencia de un pesado aparato estatal e inestabilidad política, y una deuda pública de 132.000 millones de dólares, que llevó a la cesación de pagos (*default*).

variante del anterior (VAR-1a) e incorpora como variable exógena a la primera diferencia del IPE; esta variable se supone sigue un proceso autorregresivo de primer orden, por lo que este modelo se estimó por el método SUR (*Seemingly Unrelated Regression*). Por último, el noveno modelo (VAR-1b) es una variante del modelo anterior e incluye como variable endógena adicional al Índice General de Actividad Económica (IGAE), todas transformadas en diferencia logarítmica.

**Tabla 1a: ESTIMACIÓN DE MODELOS INDIVIDUALES:
1993.ENE – 2009.DIC**

Variable dependiente	AR-1	FdI-1	AR-1a	FdI-1a
	Δ IPC	Δ IPC	Δ Ln IPC	Δ Ln IPC
R ²	0,1255	0,3231	0,0952	0,2653
R ² corregido	0,1211	0,3128	0,0907	0,2542
D-W	2,0254	2,0458	2,0068	2,0291
Q(2)	0,117(0,733)	0,565(0,452)	0,008(0,931)	0,790(0,374)
Q(12)	25,077(0,009)	12,927(0,298)	20,051(0,045)	12,273(0,343)
Q(24)	34,449(0,059)	27,574(0,232)	32,101(0,098)	31,518(0,111)
RESET (F)	0,473(0,492)	0,016(0,901)	0,113(0,736)	0,451(0,503)
White (F)	0,124(0,725)	1,216(0,300)	0,263(0,609)	0,560(0,642)
Jarque-Bera	356,871(0,000)	141,012(0,000)	249,428(0,000)	117,262(0,000)
Breakpoint test <u>1/</u>	8,278(0,185)	n.a.	6,075(0,402)	n.a.

Fuente: Elaboración propia

Nota: Entre paréntesis valor-p del estadístico

1/ Prueba de *Quandt-Andrews unknown breakpoint*

**Tabla 1b: ESTIMACIÓN DE MODELOS INDIVIDUALES:
1993.ENE – 2009.DIC**

Variable dependiente	FdT-1	FdT-1a	VAR-1	VAR-1a	VAR-1b
	Δ IPC	Δ IPC	Δ IPC	Δ IPC	Δ Ln IPC
R ²	0,2189	0,3680	0,3738	0,3729	0,3738
R ² corregido	0,2111	0,3552	0,3608	0,3569	0,3338
D-W	2,0242	1,9721	1,9153	1,9079	2,0140
Q(2)	0,362(0,547)	0,875(0,350)	0,436(0,804)	0,476(0,788)	0,103(0,950)
Q(12)	10,595(0,478)	7,562(0,752)	7,719(0,807)	7,929(0,791)	8,882(0,713)
Q(24)	28,850(0,185)	29,436(0,166)	29,527(0,201)	29,866(0,189)	27,501(0,282)
RESET (F)	5,437(0,021)	2,824(0,094)	1,853(0,177)	1,644(0,203)	0,397(0,530)
White (F)	0,876(0,454)	0,230(0,949)	0,275(0,894)	0,265(0,932)	0,620(0,824)
Jarque-Bera	167,839(0,000)	86,716(0,000)	120,626(0,000)	128,529(0,000)	190,577(0,000)
Breakpoint test <u>1/</u>	5,311(0,759)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.

Fuente: Elaboración propia

Nota: Entre paréntesis valor-p del estadístico

1/ *Quandt-Andrews unknown breakpoint test*

Como se mencionó en la sección II, la inflación doméstica en el periodo de análisis mostró características peculiares, con un incremento inusitado entre 2007 y 2008 debido a factores externos como choques de oferta, presiones de demanda agregada e inflación importada. [Banco Central de Bolivia, 2007a], [Banco Central de Bolivia, 2008a], [Banco Central de Bolivia, 2008b]. En general distintos modelos econométricos tienen diferentes capacidades de pronóstico, las mismas que pueden ser evaluadas mediante diferentes técnicas, siendo elegibles aquellos modelos que resulten en la menor función de pérdida asociada a los errores de pronóstico.

IV.2.2. Combinación de pronósticos individuales

Con los modelos descritos en la sección IV.2.1., se efectuaron pronósticos individuales para el periodo 2010.ene – 2010.dic, que posteriormente fueron combinados asignando distintos pesos a los pronósticos individuales.

Entre las estimaciones de los modelos individuales destaca el buen desempeño de los modelos VAR con relación al resto de los modelos considerados, contraponiéndose incluso a la creencia común que en el corto plazo los pronósticos con los modelos univariados son superiores, especialmente los modelos ARIMA. Los criterios de evaluación de pronóstico MAE (error absoluto medio) y MAPE (error absoluto medio porcentual) ubican en primer lugar al modelo VAR que incluye como variables endógenas a la diferencia logarítmica del IPC, tipo de cambio, e IGAE, mientras RMSE y el coeficiente U de Theil lo categorizan como el segundo y tercer mejor modelo respectivamente. Asimismo, las otras variantes del modelo VAR ocupan posiciones próximas al modelo VAR-1b (Tablas 2a -2c).

La explicación posiblemente tenga relación con las propiedades estadísticas de los modelos VAR, ya que estos incorporan la retroalimentación entre las variables endógenas y correlación contemporánea entre los errores, los que representan un conjunto mayor de información que se traduce en una mayor precisión de los pronósticos.

Tabla 2a: PERFORMANCE DE MODELOS DE PRONÓSTICO INDIVIDUALES: 2010. ENE –2010.DIC

Criterio	AR-1	Fdl-1	AR-1a
	Δ IPC	Δ IPC	Δ Ln IPC
RMSE	1,6499	1,6465	1,5858
MAE	1,2010	1,1963	1,3729
MAPE	0,9975	0,9935	1,1614
U-Theil	0,0070	0,0070	0,0067

Fuente: Elaboración propia

Tabla 2b: PERFORMANCE DE MODELOS DE PRONÓSTICO INDIVIDUALES: 2010. ENE –2010.DIC

Criterio	Fdl-1a	FdT-1	FdT-1a
	Δ Ln IPC	Δ IPC	Δ IPC
RMSE	1,5821	1,6500	1,4724
MAE	1,3669	1,2645	1,2517
MAPE	1,1564	1,0635	1,0510
U-Theil	0,0066	0,0062	0,0062

Fuente: Elaboración propia

Tabla 2c: PERFORMANCE DE MODELOS DE PRONÓSTICO INDIVIDUALES: 2010. ENE –2010.DIC

Criterio	VAR-1	VAR-1a	VAR-1b
	Δ IPC	Δ IPC	Δ Ln IPC
RMSE	1,5706	1,5582	1,5060
MAE	1,2448	1,2205	1,0486
MAPE	0,0104	0,0102	0,0087
U-Theil	0,0066	0,0066	0,0064

Fuente: Elaboración propia

Previamente a la combinación de pronósticos, se aplicó la metodología de Constantini y Pappalardo (2008) *op. cit.* de contraste de englobamiento de los modelos individuales. Se ordenaron de menor a mayor los pronósticos individuales según RMSE y se realizó de manera secuencial la prueba de englobamiento, tomando como *benchmark*

el modelo con el mínimo RMSE. En todos los casos se obtuvieron valores- p del estadístico t superiores a los niveles de significancia utilizados en la práctica, hallándose estos entre un mínimo de 0,695 y un máximo de 0,875. La conclusión es que ninguno de los modelos abarca al resto de los modelos, por lo que se optó por la combinación de los pronósticos individuales.

Al comparar la precisión de los pronósticos combinados con el desempeño de los pronósticos de los modelos individuales, se aprecia de manera notable la superioridad de los primeros, pero especialmente de la combinación con ponderaciones basadas en RMSE (Tabla 3). Todas las medidas de exactitud utilizadas lo clasifican con holgura en primer lugar (Tablas A.1a, A.1b; Apéndice). De acuerdo a las mismas medidas, le siguen en importancia los pronósticos combinados mediante el promedio simple. En tercer lugar, queda clasificado los pronósticos con el proceso VAR-1b.

**Tabla 3: DESEMPEÑO DE LA COMBINACIÓN DE PRONÓSTICOS:
2010. ENE –2010.DIC**

Criterio	Combinación	
	Promedio	RMSFE
RMSE	1,1119	1,1110
MAE	0,9250	0,9246
MAPE	0,0078	0,0078
U-Theil	0,0049	0,0049

Fuente: Elaboración propia

Al extender la evaluación al periodo comprendido entre enero de 1999 y diciembre de 2010 (24 meses), de acuerdo al criterio de MAPE, la combinación de pronósticos continúa ocupando el primer lugar. En efecto, para la combinación mediante el promedio simple este estadístico es 0,0389 y empleando ponderaciones basadas en RMSE 0,0747, cifras inferiores a las correspondientes al periodo de evaluación 2010.ene – 2010.dic (Tabla 3). Sin embargo, según los otros criterios, la clasificación no es clara y se explicaría por el comportamiento atípico de la inflación en estos años, que después de registrar una cifra de 0,3% en 2009 pasó a 7,2% en 2010 debido

a una combinación de factores externos e internos¹¹.

IV.3 Modelos de factores

Si bien la base de datos considerada incluye un número relativamente reducido de variables, en esta sección se estiman modelos individuales utilizando como predictores los factores (componentes principales) que se calculan mediante el análisis multivariante de componentes principales. El propósito es comparar la capacidad predictiva de esta metodología con la combinación de pronósticos.

IV.3.1. Modelos individuales y combinación de pronósticos

La técnica de componentes principales se aplicó al conjunto de variables listadas en la sección *IV.1*. El número de factores se calculó utilizando como criterio la metodología de Kaiser-Guttman¹² y la estimación de la matriz de cargas factoriales mediante el método *Squared Multiple Correlation*.

Para evitar los efectos distorsionantes de las unidades de medida de las variables incluidas en el análisis, la selección de los factores se realizó utilizando la matriz de correlaciones. De esta manera se obtuvieron tres factores con cargas bipolares, por lo que para mejorar la interpretación de los factores se realizó la rotación de factores por el método Varimax. El primer factor tiene cargas altas y positivas para los tipos de cambio de venta y compra, y carga alta y negativa para la tasa de interés activa en moneda extranjera; el segundo factor presenta cargas altas y positivas para los coeficientes de bolivianización —de depósitos y cartera—, IPC, IPE, agregados monetarios M3 y M4, y brecha cambiaria; y el tercer factor presenta cargas altas y positivas

11 Durante el segundo semestre de 2010, entre estos factores destacaron el incremento de precios internacionales de productos básicos, la apreciación cambiaria de los principales socios comerciales, factores climáticos adversos, el incremento de las expectativas de inflación, indicios de presiones de demanda agregada, y efectos de la nivelación transitoria de los precios de los principales combustibles en el mercado interno. [Banco Central de Bolivia, 2011b].

12 Mediante este método solamente se retienen aquellos factores con autovalor mayor a uno.

para los agregados monetarios M1 y M2.

Con los factores se estimaron modelos ADL bivariados, donde la variable dependiente es el IPC (P_t) y el predictor los factores individuales calculados (x_{jt} , $j = 1, 2, 3$), uno a la vez, del siguiente tipo:

$$P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i P_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_i x_{j,t-i} + \mu_i \quad (9)$$

Considerando que el IPC y los factores tienen características no estacionarias¹³, los modelos fueron estimados con las variables en primeras diferencias. En las estimaciones todos los factores resultaron estadísticamente significativos al 90% de nivel de confianza. En la primera regresión (Mod-1), resultó significativo el primer factor contemporáneo; en el segundo modelo (Mod-2), el segundo y tercer rezagos; y en el tercer modelo (Mod-3), el tercer rezago.

Por otra parte, los tres modelos presentan propiedades estadísticas razonables. Los residuos son aproximadamente ruido blanco según el test de multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan y el test de White, y los parámetros estimados estables según el test de Quandt-Andrews, aunque las perturbaciones no presentan una distribución normal.¹⁴

IV.3.2. Pronósticos individuales y combinación de pronósticos

De manera similar a la sección IV.2.2., en este epígrafe se examina la capacidad predictiva de los modelos individuales y de la combinación de los mismos, asignando a cada pronóstico ponderaciones basadas

13 El orden de integración de las distintas variables se determinó mediante la prueba de Dickey-Fuller Ampliada, cuyos resultados por brevedad no se reportan.

14 Mod-1: LM(2) = 1,022(0,364), LM(4) = 1,021(0,369); White = 0,783(0,685); Q-A = 11,806(0,356); JB = 85,3(0,000). Mod-2: LM(2) = 0,170(0,844), LM(4) = 0,203(0,936); White = 0,589(0,867); Q-A = 14,147(0,185); JB = 113,2(0,000). Mod-3: LM(2) = 0,317(0,729), LM(4) = 0,251(0,909); White = 0,839(0,582); Q-A = 11,375(0,256); JB = 114,2(0,000). Nota: LM denota el test multiplicador de Lagrange; White, test de heterocedasticidad de White; Q-A, test de Quandt-Andrews; y JB, test de Jarque-Bera. Entre paréntesis el valor-p del estadístico.

en el promedio simple y RMSE.

No obstante, a diferencia de los resultados reportados en la sección anterior, las ventajas de la combinación de pronósticos individuales no son tan claras. Los criterios RMSE, MAE y U-Theil ubican a la combinación que utiliza ponderadores basados en RMSE en segundo lugar, y solamente MAPE lo categoriza en primer lugar. Asimismo, de acuerdo a los distintos criterios, la combinación basada en el promedio simple queda ubicada inmediatamente después de la anterior (Tabla 4).

**Tabla 4: DESEMPEÑO DE MODELOS DE PRONÓSTICO
BASADO EN FACTORES:
2010.ENE –2010.DIC**

Criterio	Mod-1	Mod-2	Mod-3	Pool	
				Promedio	RMSFE
RMSE	1,6468	1,6137	1,6478	1,6355	1,6353
MAE	1,1113	1,1287	1,1319	1,1203	1,1203
MAPE	0,9190	0,9353	0,9369	0,0093	0,0093
U-Theil	0,0070	0,0068	0,0070	0,0069	0,0069

Fuente: Elaboración propia

De manera similar a la sección IV.3.1., al ampliarse el periodo de evaluación a 2009.ene – 2010.dic, se constata que la combinación de pronósticos individuales utilizando factores tiene un mejor desempeño respecto a la evaluación inicial (2010.ene – 2010.dic), especialmente considerando el criterio MAPE que lo categoriza en primer lugar al registrar valores mínimos de 0,0316 y 0,0315 para las combinaciones mediante promedio simple y con ponderaciones basadas en RMSE, respectivamente. Los otros criterios (RMSE, MAE y Coeficiente de Desigualdad de Theil) lo clasifican en segundo lugar.

IV.3.3. Análisis comparado de pronósticos utilizando la combinación y factores

Por último, para comparar la capacidad predictiva de ambas metodologías (combinación de pronósticos y modelos de factores) se estimaron para el periodo de pronóstico (2010.ene – 2010.dic)

regresiones para el IPC, (P), sobre la combinación de pronósticos de los modelos individuales y la combinación de pronósticos obtenidos mediante los modelos de factores. Estos regresores se denotan con F_1^i y F_2^i , respectivamente, donde $i = P, R$, representan las ponderaciones promedio simple y las basadas en RMSE, respectivamente. La hipótesis nula a contrastarse es que ninguno de los modelos engloba a otro, en términos de menor varianza de los errores de pronóstico.

- Comparación de pronósticos combinados como promedio simple

$$\hat{P}_t = -294,81 - 9,69 \times F_{1,t}^P + 13,24 \times F_{2,t}^P$$

(39,360) (1,689) (2,013)

$$R^2 = 0,969; \bar{R}^2 = 0,962; F = 126,58 (0,000); D-W = 2,78$$

- Comparación de pronósticos combinados con ponderaciones basadas en RMSE

$$\hat{P}_t = -294,77 - 9,76 \times F_{1,t}^R + 13,31 \times F_{2,t}^R$$

(40,280) (1,6742) (2,074)

$$R^2 = 0,968; \bar{R}^2 = 0,960; F = 121,68 (0,000); D-W = 2,057$$

Nota: Debajo de los coeficientes estimados, entre paréntesis, se reportan los estadísticos t

Dada la significancia estadística —al 99% de nivel de confianza— de todos los coeficientes, incluida la constante, y la significancia global del modelo dado por los estadísticos \bar{R}^2 y F , no se rechaza la hipótesis nula, concluyéndose que ninguno de los procedimientos es mejor que otro en términos relativos como método de pronóstico relevante. Este resultado es consistente con los hallazgos de trabajos como de D'amato et al. (2010). No obstante, de acuerdo a la experiencia reciente en la aplicación de éstas técnicas, la combinación de pronósticos individuales tiene la ventaja de ser más flexible para la actualización de pronósticos a medida que se cuenta con nueva información.

Por otra parte, cuando se realiza la comparación de combinación de pronósticos para el periodo extendido 2009.ene – 2010.dic, los resultados se mantienen. Tanto en la regresión que incluye como regresores la combinación de pronósticos basados en promedio simple

como la que utiliza las ponderaciones basadas en RMSE, se observan coeficientes de pendiente e interceptos estadísticamente significativos a los niveles usuales de confianza¹⁵.

V. Conclusiones

Para decisiones de política monetaria y cambiaria es clave que los bancos centrales cuenten con pronósticos sobre variables clave como inflación, producto y agregados monetarios. En la actualidad esta necesidad en el BCB es cubierta mediante la aplicación de modelos estadísticos y econométricos individuales, existiendo al presente un marcado interés en la implementación de la metodología de combinación de pronósticos, debido a su ventaja en términos de mayor precisión, mostrada en la literatura empírica sobre pronósticos.

En este artículo, que significa un primer avance en el aprendizaje y aplicación de combinación de pronósticos, ésta se aplicó a la predicción de la inflación para dos periodos: 2010.enero – 2010.diciembre, y 2009.enero – 2010.diciembre. Los resultados son alentadores y se hallan en línea con los hallazgos de otros trabajos para otros países de la región, entre ellos Costa Rica, México, Colombia, Guatemala y Uruguay.

Un primer resultado apunta en la dirección de que la combinación de pronósticos individuales que utiliza ponderaciones basadas en RMSE, muestra una clara superioridad respecto a los modelos individuales,

15 Los resultados de ambas regresiones para el periodo 2009.ene – 2010.dic, con estadístico t entre paréntesis, son los siguientes:

- a) Comparación de pronósticos combinados mediante el promedio simple

$$\hat{P}_t = -3,275,25 + 11,406 \times F_{1,t}^p + 4,635 \times F_{2,t}^p$$

(-1,638) (-3,014) (2,180)

$$R^2 = 0,976; \bar{R}^2 = 0,972; F = 245,59 (0,000); D - W = 1,58$$

- b) Comparación de pronósticos combinados con ponderaciones basadas en RMSE

$$\hat{P}_t = -2,502,76 + 8,629 \times F_{1,t}^R + 4,938 \times F_{2,t}^R$$

(-1,688) (3,000) (2,237)

$$R^2 = 0,976; \bar{R}^2 = 0,972; F = 241,57 (0,000); D - W = 1,55$$

entre ellos los modelos estocásticos univariados y sistemas VAR, ampliamente utilizados en los bancos centrales. Este resultado es robusto en relación con las distintas medidas de exactitud de pronósticos. Cuando se amplía el horizonte de pronóstico al periodo comprendido entre enero de 2009 y diciembre de 2010, dicha superioridad se mantiene en términos del MAPE, aunque según los restantes criterios utilizados, la clasificación es más bien ambigua.

Por su parte, la combinación de pronósticos obtenidos mediante los modelos individuales de factores no muestra una clara ventaja en relación a los modelos individuales, esto es respecto a los modelos autorregresivos de rezagos distribuidos bivariantes. La mayoría de los criterios de evaluación ubican en segundo lugar a la combinación de pronósticos. No obstante, para el horizonte de pronóstico ampliado el MAPE lo clasifica primero en la jerarquización y los restantes criterios en segundo lugar.

Por otra parte, cuando se compara la precisión de la combinación de pronósticos con los de modelos de factores mediante un contraste de englobamiento, se constata que ninguno tiene una clara ventaja respecto del otro; ambas metodologías muestran una capacidad predictiva similar para los horizontes de pronóstico considerados. Sin embargo, en la práctica la combinación de pronósticos ha mostrado una alta flexibilidad para la actualización de pronósticos a medida que se cuenta con nueva información.

En consecuencia, a manera de reflexión final, se puede señalar que debido a sus ventajas comparativas, la metodología de combinación de pronósticos podría ser utilizada para la predicción de distintas variables claves para las decisiones de política monetaria, tales como el producto y agregados monetarios, por lo que el reto es avanzar en estos frentes.

Referencias Bibliográficas

Ahumada, H. and M. L. Garegnani, (2011). "Forecasting a monetary aggregate under instability: Argentina after 2001", *International Journal of Forecasting*, 28 (2), pp. 412–427.

Banco Central de Bolivia, (2006a, 2007a, 2008a, 2008b, 2009a, 2009b, 2010a, 2010b, 2011a). "Informe de Política Monetaria". Serie semestral continua y cronológica de publicaciones desde diciembre de 2006 hasta julio de 2011, excepto el correspondiente a enero de la gestión 2007. Disponible en http://www.bcb.gob.bo/?eq=publicaciones/politica_monetaria&cbo2=-1&cbo3=0

Banco Central de Bolivia, (1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006b, 2007b, 2008c, 2009c, 2010c, 2011b). "Memoria". Serie anual continua y cronológica de publicaciones desde 1992 hasta 2011. Disponible en <http://www.bcb.gob.bo/?q=publicaciones/memorias&&cbo2=-1&cbo3=0>

Barnard, G.A., (1963). "New Methods of Quality Control", *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 126 (2), pp. 255-258

Bello, O., (2010). "Pool de pronósticos de inflación en Nicaragua", versión preliminar, Banco Central de Nicaragua. Disponible en http://www.secmca.org/INVESTIGACIONES_ECONOMICAS/ForoInvestigadores/foro3/Documentos/BCN%201.pdf

Clemen, R.T., (1989). "Combining forecasts: A review and annotated bibliography", *International Journal of Forecasting*, 5, pp. 559-583.

Costantini, M. and C. Pappalardo, (2008). «Combination of Forecast Methods Using Encompassing Tests: An Algorithm-Based Procedure», Economics Series 228, Institute for Advanced Studies, Vienna, October.

Coulson, N.E. and Robins, R., (1993). «Forecast Combination in a Dynamic Setting», *Journal of Forecasting*, 12 (1), pp. 63-67

D'Amato, L., L. Garegnani, E. Blanco, (2010). «Using the flow of conjectural information for short term forecasting of economic activity in Argentina», XV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, CEMLA, junio.

Diebold, F. and J. A. Lopez, (1996). «Forecast Evaluation and Combination», NBER Technical working paper 192, March.

Diebold, F. and P. Pauly, (1987). «Structural Change and the Combination of Forecasts», *Journal of Forecasting*, 6 (1), pp. 21-40.

Diebold, F.X. and R. Mariano, (1995). «Comparing Predictive Accuracy», *Journal of Business & Economic Statistics*, 20 (1), pp. 134-144.

Ericsson, N. R., (1992). «Parameter constancy, mean square forecast errors, and measuring forecast performance: An exposition, extensions, and illustration», *Journal of Policy Modelling*, 14 (4), pp. 465-495.

Granger, C. W. J. and R. Ramanathan, (1984). «Improved methods of combining forecasts», *Journal of Forecasting*, 3 (2), pp. 197-204.

Hallman, J. and M. Kamstra, (1989). «Combining Algorithms Based on Robust Estimation Techniques and Co-integrating Restrictions», *Journal of Forecasting*, 8 (3), pp. 189-198.

Harvey, D., S. Leybourne, P. Newbold, (1997). «Testing the equality of prediction mean squared errors», *International Journal of Forecasting*, 13, pp. 281-291

Hendry, D. F. and B. Nielsen, (2007). *Econometric Modeling: a Likelihood Approach*, Princeton University Press, New Jersey, United States of America.

Humérez, J., (2010). «Modelos de pronóstico de inflación en el Banco Central de Bolivia: una evaluación crítica», Banco Central de Bolivia, mimeo. (Documento disponible a solicitud).

Makridakis, S., A. Andersen, R. Carbone, R. Fildes, M. Hibon, R. Lewandowski, J. Newton, E. Parzen, R. Winkler, (1982). «The accuracy of extrapolation (time series) methods: Results of a forecasting competition», *Journal of Forecasting*, 1 (2), pp. 111-153.

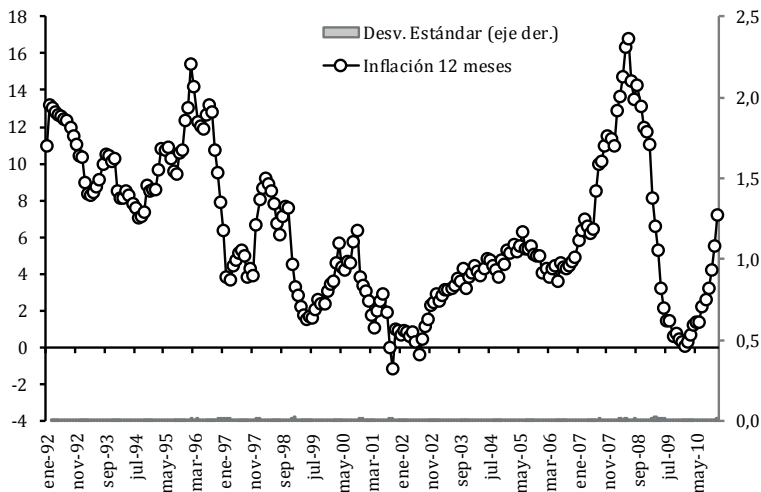
Makridakis, S., S.C. Wheelwright, R.J. Hyndman, (1998). *Forecasting: methods and applications*, Third edition, John Wiley & Sons, United States of America, pp. 515-557.

Pankratz, A., (1983). *Forecasting with univariate Box-Jenkins models: Concepts and Cases*, John Wiley & Sons, New York, United States of America.

Winkler, R. L. and S. Makridakis, (1983). «The combination of Forecasts», *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 146 (2), pp. 150–157.

APÉNDICE

Gráfico A.1: EVOLUCIÓN DE LA DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LA INFLACIÓN: 1992 – 2010 (En porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

Tabla A.1a: JERARQUIZACIÓN DE PRONÓSTICOS: 2010.ENE – 2010.DIC

Modelo/Pronóstico	RMSE	Modelo/Pronóstico	MAE
Pool-RMSE	1,11105	Pool-RMSE	0,92464
Pool-prom.	1,11185	Pool-prom.	0,92500
FdT-1a	1,47237	VAR-1b	1,04861
VAR-1b	1,50602	Fdl-1	1,19629
VAR-1a	1,55823	AR-1	1,20103
VAR-1	1,57057	VAR-1a	1,22046
Fdl-1a	1,58208	VAR-1	1,24483
AR-1a	1,58577	FdT-1a	1,25172
Fdl-1	1,64647	FdT-1	1,26446
AR-1	1,64993	Fdl-1a	1,36693
FdT-1	1,64999	AR-1a	1,37293

Fuente: Elaboración propia en base a las Tablas 2a-2c, sección IV.2.2

Tabla A.1b: JERARQUIZACIÓN DE PRONÓSTICOS: 2010.ENE – 2010.DIC

Modelo/Pronóstico	MAPE	Modelo/Pronóstico	U-Theil
Pool-RMSE	0,00784	Pool-RMSE	0,00491
Pool-prom.	0,00784	Pool-prom.	0,00491
VAR-1b	0,00868	FdT-1	0,00619
VAR-1a	0,01019	FdT-1a	0,00620
VAR-1	0,01040	VAR-1b	0,00636
FdI-1	0,99350	VAR-1a	0,00657
AR-1	0,99752	VAR-1	0,00662
FdT-1a	1,05095	FdI-1a	0,00665
FdT-1	1,06347	AR-1a	0,00666
FdI-1a	1,15641	FdI-1	0,00695
AR-1a	1,16138	AR-1	0,00697

Fuente: Elaboración propia en base a las Tablas 2a-2c, sección II.2.2

RESOLUCIÓN DE DIRECTORIO N° 027/2012

ASUNTO: DIRECTORIO – APRUEBA EL NUEVO REGLAMENTO DEL PREMIO NACIONAL DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA DEL BANCO CENTRAL DE BOLIVIA.

VISTOS:

La Ley N° 1670 de 31 de octubre de 1995.

El Estatuto del Banco Central de Bolivia de 21 de octubre de 2005.

La Resolución de Directorio N° 078/94 de 21 de julio de 1994 que instituye el Premio Nacional del Banco Central de Bolivia y aprueba su Reglamento.

La Resolución de Directorio N° 099/2006 de 14 de noviembre de 2006 que aprueba el Reglamento del Premio Nacional de Investigación Económica del Banco Central de Bolivia y posteriores modificaciones.

El Informe Técnico de las Asesoría de Política Económica BCB-APEC-SSIEE-INF-2012-04 de 17 de febrero de 2012.

El Informe de la Gerencia de Asuntos Legales BCB-GAL-SANO-INF-2012-60 de 23 de febrero de 2012.

CONSIDERANDO:

Que mediante Resolución de Directorio N° 078/94 se instituyó formalmente el Premio Nacional del Banco Central de Bolivia con el propósito de promover la realización de estudios, análisis y trabajos de investigación sobre temas relacionados con banca central y se aprobó el Reglamento del Premio Nacional.

Que por Resolución de Directorio N° 099/2006 se aprobó el nuevo Reglamento del Premio Nacional de Investigación Económica del Banco Central de Bolivia, cuyas disposiciones se aplicarían a partir de la gestión 2007, y en lo conducente a la Convocatoria difundida durante el 2006, correspondiente a la novena versión del Premio citado.

Que la Asesoría de Política Económica mediante informe BCB-APEC-SSIEE-INF-2012-04, recomienda la aprobación de las modificaciones al Reglamento para promover una mayor participación en el Premio Nacional de Investigación Económica a cuyos efectos anexa un proyecto de Resolución y la propuesta de nuevo Reglamento.

Que la Gerencia de Asuntos Legales mediante Informe BCB-GAL-SANO-INF-2012-60 establece que no existe impedimento legal para que el Directorio del Banco Central de Bolivia apruebe el nuevo Reglamento del Premio Nacional de Investigación Económica del BCB, en los términos propuestos por la Asesoría de Política Económica en virtud a que no se contraviene ninguna disposición legal.

//2. R.D. N° 027/2012

Que el artículo 11, numeral 29, del Estatuto del BCB concordante con el artículo 54, inciso o), de la Ley N° 1670, señala que el Directorio tiene atribuciones para aprobar, modificar e interpretar el Estatuto y los reglamentos por dos tercios de votos de sus miembros, sin necesidad de ningún acto administrativo adicional.

**POR TANTO,
EL DIRECTORIO DEL BANCO CENTRAL DE BOLIVIA
RESUELVE:**

Artículo 1.- Aprobar el nuevo Reglamento del Premio Nacional de Investigación Económica en sus 20 artículos, que en anexo, forma parte de esta Resolución.

Artículo 2.- Dejar sin efecto a partir de la aprobación de este Reglamento los artículos 1 y 3 de la Resolución de Directorio N° 099/2006 de 14 de noviembre de 2006 y el anexo a dicha disposición normativa, y posteriores modificaciones.

Artículo 3.- El Reglamento de Premio Nacional de Investigación Económica entrará en vigencia a partir de la fecha de su aprobación.

Artículo 4.- La Presidencia y la Gerencia General, quedan encargadas de la ejecución y cumplimiento de la presente Resolución.

La Paz, 28 de febrero de 2012

Marcelo Zabalaga Estrada

Rafael Boyán Téllez

Hugo Dorado Aranibar

Ernesto Yáñez Aguilar

Gustavo Blacutt Alcalá

ANEXO

REGLAMENTO DEL PREMIO NACIONAL DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA DEL BANCO CENTRAL DE BOLIVIA

CAPÍTULO I DISPOSICIÓN GENERAL

Artículo 1.- (Objeto).

El presente Reglamento tiene por objeto normar el Premio Nacional de Investigación Económica del Banco Central de Bolivia (BCB), creado con el propósito de promover la investigación en temas económicos de interés del Banco Central.

CAPÍTULO II COMITÉ DEL PREMIO NACIONAL

Artículo 2.- (Comité del Premio Nacional).

El Comité del Premio Nacional de Investigación Económica del Banco Central de Bolivia (COPNA) es la instancia dependiente del Directorio del Instituto Emisor para administrar la concesión del citado galardón en forma anual.

Artículo 3.- (Conformación).

El COPNA estará conformado por las siguientes autoridades:

- a) El Presidente del BCB, quien también cumplirá las funciones de Presidente del COPNA, pudiendo delegar esta facultad al Director elegido de acuerdo con el inciso
- b) Un Director de la Institución elegido anualmente por el Directorio del Banco que actuará como Vicepresidente (o Presidente en caso de ser delegado por el Presidente del BCB).
- c) El Gerente General.
- d) El Asesor Principal de Política Económica, y
- e) El Secretario de Directorio, quien actuará como Secretario del COPNA.

Todos los miembros del Comité tendrán derecho a voz y voto. Las decisiones del COPNA se adoptarán por mayoría absoluta de sus miembros. En caso de empate, el Presidente del COPNA o su delegado tendrá voto dirimidor.

//4. R.D. N° 027/2012

Artículo 4.- (Funciones).

Son funciones del Comité:

- a) Convocar anualmente al concurso de trabajos de investigación para optar al Premio Nacional de Investigación Económica del BCB en las categorías Tesis de Grado y Abierta, que se detallan en el Artículo 8 del presente Reglamento.
- b) Recomendar al Directorio la aprobación de los términos de la Convocatoria respectiva, sobre la base de una propuesta elaborada por la Asesoría de Política Económica. La propuesta deberá especificar el tema de interés para la Categoría Abierta y contener los montos de cada uno de los premios en cada categoría y otros reconocimientos o menciones especiales.
- c) Proponer al Directorio los nombres de los miembros del Jurado Calificador para cada Categoría.
- d) Sugerir al Directorio que el Premio Nacional de Investigación Económica del BCB lleve, cuando lo considere pertinente, el nombre de una personalidad vinculada a los temas de la Convocatoria.
- e) Efectuar la apertura de sobres de las categorías convocadas y elaborar un acta para su envío a los miembros del Jurado Calificador.
- f) Informar al Directorio los resultados del Jurado Calificador.

Artículo 5.- (Convocatoria a reunión del COPNA).

El COPNA se reunirá a convocatoria del Secretario de Directorio, por instrucciones del Presidente o a solicitud de dos o más de sus miembros.

CAPÍTULO III CONVOCATORIA

Artículo 6.- (Convocatoria).

La Convocatoria al concurso de trabajos de investigación será de carácter público y deberá difundirse en tres oportunidades en por lo menos dos medios de prensa de circulación nacional con al menos cinco meses de anticipación a la fecha límite de presentación de los trabajos. Dentro de este plazo, la Convocatoria al concurso de trabajos de investigación será distribuida en el exterior, en servicios especiales en economía y finanzas, organismos económicos internacionales y bancos centrales.

Artículo 7.- (Categorías y premios).

El Directorio establecerá, anualmente, las categorías y los premios que se convocarán, en el marco de las consideraciones siguientes:

a) CATEGORÍA TESIS DE GRADO

Establecida para reconocer e incentivar la realización de trabajos destacados de tesis de licenciatura de estudiantes de economía y ramas afines, en universidades del país, de nacionalidad boliviana o extranjeros residentes en Bolivia. Los estudiantes bolivianos o extranjeros en Bolivia interesados en participar en esta categoría deberán cumplir los requisitos especificados en cada Convocatoria y presentar la documentación que se solicite en la misma.

b) CATEGORÍA ABIERTA

Establecida para promover la investigación en temas económicos de interés del Banco Central conforme a las bases aprobadas para cada Convocatoria. Los postulantes deberán presentar la documentación que se requiera en cada Convocatoria.

Artículo 8.- (Bases de la convocatoria).

Las bases de cada convocatoria deberán especificar, los aspectos detallados a continuación:

- a) Participantes:
 - i. En la Categoría Tesis de Grado podrán participar personas naturales nacionales o extranjeras residentes en el país.
 - ii. En la Categoría Abierta, podrán participar personas naturales, nacionales o extranjeras.
 - iii. En la Categoría Abierta, aquellos investigadores que hayan sido acreedores del Premio en más de dos ocasiones, sólo podrán participar para optar un premio honorífico.
 - iv. En ningún caso podrán participar los directores, ejecutivos, ni servidores del BCB.
- b) Tema(s) general(es) elegido(s) sobre los cuales se podrá(n) presentar los trabajos de investigación para la Categoría Abierta.
- c) Cualidades de los documentos:
 - i. Inéditos
 - ii. Originales y actualizados
 - iii. Redactados en castellano o inglés, impresos,
 - iv. Que no hayan sido publicados anteriormente y/o sido presentados a otros concursos.
- d) Extensión máxima de los trabajos.

//6. R.D. N° 027/2012

- e) Lugar, fecha límite y forma de presentación de los trabajos.
- f) Fecha y lugar de entrega de los premios.
- g) Premio(s) a otorgarse.

CAPÍTULO IV JURADO CALIFICADOR

Artículo 9.- (Designación).

El Directorio del BCB designará a los miembros del Jurado Calificador, designando al menos dos miembros para cada categoría. El Jurado Calificador estará conformado por personas de amplio conocimiento y trayectoria profesional y académica en los temas propuestos.

Artículo 10.- (Remuneración).

Se remunerará a cada miembro del Jurado Calificador con el equivalente a cuatro dietas de un Director a tiempo parcial.

Artículo 11.- (Recursos).

Anualmente, la Secretaría del Directorio incorporará en el Presupuesto del BCB, los montos que demandará la remuneración de los miembros del Jurado Calificador, así como los recursos necesarios para el proceso de la convocatoria al Premio Nacional de Investigación Económica del BCB y la otorgación de los premios.

CAPÍTULO V EVALUACIÓN DEL CONCURSO DE TRABAJOS DE INVESTIGACIÓN

Artículo 12.- (Criterios).

El Jurado calificará cada trabajo sobre la base de los siguientes criterios:

Para la Categoría Abierta:

- a) Pertinencia y rigurosidad en la fundamentación teórica (25%).
- b) Confiabilidad y rigurosidad en el uso de la información (20%).
- c) Rigurosidad metodológica y uso del instrumental técnico (25%).
- d) Conclusiones e implicaciones de política (25%).
- e) Calidad bibliográfica (5%).

//7. R.D. N° 027/2012

Para la Categoría Tesis de Grado:

- a) Claridad en el planteamiento de la hipótesis o problema de investigación (20%).
- b) Pertinencia y rigurosidad en la fundamentación teórica (20%).
- c) Confiabilidad y rigurosidad en el uso de la información (10%).
- d) Rigurosidad metodológica y uso del instrumental técnico (20%).
- e) Coherencia entre objetivos, hipótesis y resultados del trabajo (25%).
- f) Calidad bibliográfica (5%)

Artículo 13.- (Calificación).

En cada categoría, cada miembro del Jurado Calificador deberá asignar una calificación a cada trabajo en una escala del 1 al 100 y entregar los resultados al COPNA acompañando un informe según los criterios enunciados en el artículo 12 de este Reglamento. El plazo máximo para la entrega de las calificaciones al COPNA es de 60 días calendario después de la recepción de los trabajos por parte de los miembros del Jurado Calificador.

Una vez recibidas las calificaciones de cada miembro del Jurado Calificador, el COPNA determinará los ganadores con base en un promedio aritmético simple. En cada categoría, podrán optar por un premio únicamente aquellos trabajos que obtengan una calificación promedio superior o igual a 70. Asimismo, establecerá los reconocimientos especiales o menciones honoríficas a los trabajos que obtengan una calificación superior o igual a 70, pero que no hayan obtenido un premio.

En caso de empate en el primer lugar, no se otorgará premio al segundo lugar y se consolidarán los montos destinados a ambos premios para ser divididos proporcionalmente.

En caso de empate en el segundo lugar, el monto destinado al premio se dividirá proporcionalmente.

Artículo 14.- (Convocatoria desierta).

Si ningún trabajo obtiene una calificación promedio igual o superior al 70%, el Banco Central de Bolivia podrá declarar desierta la convocatoria en el premio y la categoría correspondiente.

Artículo 15.- (Decisión del Jurado Calificador).

La decisión del Jurado Calificador es inapelable y será presentada al Directorio por el COPNA con una anticipación de al menos 15 días antes de la fecha de premiación.

Artículo 16.- (Resultados).

Una vez que el Directorio conozca los resultados, el COPNA difundirá públicamente el resultado de la Convocatoria al menos 10 días antes de la fecha de premiación en dos periódicos de circulación nacional y uno especializado de carácter internacional.

Artículo 17.- (Publicación de trabajos premiados).

El BCB publicará los trabajos premiados en ambas categorías en un número especial de la *Revista de Análisis* del BCB, con las modificaciones de estilo necesarias para tal efecto.

Artículo 18.- (Premiación).

La ceremonia de premiación se realizará en acto especial, cuyo lugar y fecha se anunciará oportunamente, procurando que se realice en conmemoración a la fecha de creación de la Institución.

Artículo 19.- (Cesión de derechos de publicación).

Los autores de los trabajos premiados cederán sus derechos de publicación al BCB, que encargará su publicación al área correspondiente. Los trabajos podrán ser reproducidos parcial o totalmente por el autor con la autorización expresa del BCB. Los autores de los trabajos no premiados podrán solicitar su devolución en un plazo máximo de 90 días posteriores a la publicación de los resultados.

Banco Central de Bolivia

REVISTA DE ANÁLISIS

Instrucciones de los autores

Objetivo

La *Revista de Análisis* del Banco Central de Bolivia tiene por objetivo contribuir a la difusión y discusión de diferentes tópicos de la economía boliviana, preferentemente en temas relacionados con actividades de banca central y aquellos que tengan relevancia para la conducción de la política económica.

Contribuciones

Los artículos serán seleccionados de trabajos de investigación realizados por funcionarios del Banco Central de Bolivia y por investigadores externos al Banco. Los trabajos recibidos serán evaluados por el Consejo Editorial (CE) con la participación de evaluadores anónimos, garantizándose así la imparcialidad y seriedad del proceso.

Los trabajos de investigación deben remitirse acorde con lo establecido en las convocatorias públicas que emite regularmente el Banco Central de Bolivia. Se invita a investigadores y académicos nacionales y extranjeros a que participen de estas convocatorias, cuyos artículos serán recibidos preferentemente en inglés o español, aunque podrán enviar sus artículos escritos en su lengua nativa.

Se recomienda tomar nota de los siguientes aspectos:

- Los trabajos podrán ser abordados tanto desde una perspectiva teórica como empírica.
- Los trabajos deben enviarse, en formato Word o PDF, a la siguiente dirección de correo electrónico: revistadeanalisis@bcb.gob.bo. El mensaje debe incluir los datos del (de los) autor (es) (nombre, teléfono, domicilio y dirección de correo electrónico). Los autores recibirán un mensaje de correo electrónico de confirmación a la recepción del trabajo.
- El contenido del artículo debe ser original y preferentemente inédito.
- La página inicial del documento debe incluir la siguiente información: el título del artículo, nombre (s) del (de los) autores, resumen no mayor a 150 palabras, no más de cinco códigos de clasificación JEL y hasta cinco palabras clave que describan el artículo. Es importante considerar que sólo la página inicial deberá contener información referente al nombre del (de los) autor (es).
- La extensión del trabajo no debe exceder las 40 páginas en fuente Arial 11 e interlineado 1,5 (incluyendo los anexos).
- El artículo debe ser adecuado a la *Guía de Estilo de la Revista de Análisis del BCB*. Este es un requisito imprescindible para la publicación del documento.

