

# ALGORITMOS GENÉTICOS PARA LA OPTIMIZACIÓN ESPECTRAL DE UNA MEDIDA DE INFLACIÓN NÚCLEO

*Rolando Gonzales Martínez*

Agosto, 2012

## Resumen

Se propone una nueva medida de inflación núcleo, basada en una optimización espectral con algoritmos genéticos. Los resultados sugieren que esta medida es un predictor insesgado de la inflación, comparte la tendencia pero reduce la volatilidad inflacionaria, y actúa como un atractor hacia el que se revierte la inflación al disiparse los choques transitorios de precios.

*Códigos JEL: E31, C61, C02*

*Palabras clave: Inflación núcleo, algoritmos genéticos*

## 1. Introducción

Las medidas de inflación núcleo<sup>1</sup> (en adelante *iN*) permiten a las autoridades monetarias detectar oportunamente presiones que provocan un aumento sostenido

de los precios, y evitan que los hacedores de política desaceleren la actividad económica al reaccionar excesivamente a choques transitorios de precios<sup>2</sup>. Aunque *iN* es una variable inobservable y se han propuesto va-

<sup>1</sup>Algunos Bancos Centrales distinguen entre el término inflación núcleo e inflación subyacente: el Banco Central de Venezuela (2001) denomina núcleo inflacionista al subagregado del índice de precios al consumidor que excluye movimientos erráticos y precios relativos, reservando el término inflación subyacente para la tendencia del núcleo inflacionario que elimina movimientos estacionales y erráticos con métodos estadísticos. El Banco Central de Bolivia (2009) denomina inflación subyacente a la medida que excluye del índice de precios los diez productos más volátiles de cada mes y los productos estacionales, mientras que denomina inflación núcleo a la medida que excluye los productos perecederos, regulados, indexados y los relacionados con el transporte público. En esta investigación el término inflación núcleo se utiliza como sinónimo de inflación subyacente, ambos significando la inflación que no corresponde a movimientos de corto plazo, al igual que en la literatura especializada internacional, e.g. Bank for International Settlements (1999).

<sup>2</sup>Bencomo et al. (2008) consideran que estos choques transitorios pueden ser inducidos por ponderaciones espurias en el índice de precios al consumidor, cambios en los precios relativos debido a factores estacionales, cambios en los términos de intercambio, alteraciones de impuestos indirectos, modificaciones salariales, rigideces de precios relacionadas con costos de menú o cambios en los patrones de consumo regionales.

<sup>3</sup>Wiesiolek y Kosior (2010) proveen una lista de medidas convencionales de inflación núcleo. Estas medidas pueden dividirse en tres grupos: de exclusión, estadísticas y conceptuales. Las medidas de exclusión no consideran los precios de determinados bienes y servicios en el cálculo del índice de precios, notoriamente alimentos y energía. Este enfoque tiene la desventaja de desperdiciar información y estar sujeto a subjetividad en la elección de los productos excluidos. Las medidas estadísticas están basados en estimadores de influencia limitada que intentan capturar la tendencia central de los precios con estadígrafos como e.g. la mediana o medias truncadas. Medidas estadísticas basadas en modelos emplean promedios móviles, modelos autoregresivos de promedios móviles o filtros para calcular la inflación subyacente. Finalmente, las medidas conceptuales se fundamentan en la teoría monetaria y definen la inflación latente, que se construye estableciendo restricciones a un modelo de vectores autoregresivos estructural bivalente, como el componente de la inflación observada que no tiene impacto sobre el producto real en el largo plazo, una noción consistente con una curva de Phillips de largo plazo vertical. Originado en el documento de Quah y Vahey (1995), este enfoque es preferido por los economistas, aunque no es una posición exenta de problemas conceptuales. En principio, el modelo bivalente no considera los determinantes monetarios de la inflación. Además, una curva de Phillips vertical en el largo plazo implica que la inflación será neutral en sus efectos sobre el sector real, creando una paradoja acerca del accionar de las autoridades monetarias: si la medida de inflación núcleo de Quah y Vahey es la que los bancos centrales pueden controlar, entonces surge la interrogante de por qué un banco central se preocuparía de la estabilidad de precios, ya que esta medida no tiene efectos sobre el sector real de la economía y cualquier tasa de inflación sería igual de buena que otra porque no tendría implicaciones para el nivel de la actividad económica, véase Wynne (1999). En Bolivia, este tipo de medidas convencionales han sido analizadas por Cupé (1999), Hernaiz y Jiménez (2005) y Arandia et al. (2007).

rias medidas para aproximar su dinámica –sin que exista consenso sobre la mejor medición<sup>3</sup>–, las propiedades que una iN debe cumplir son ampliamente aceptadas<sup>4</sup>: (i) iN debe poseer una habilidad predictiva de la inflación general, (ii) iN y la inflación observada deberían tener una relación de largo plazo insesgada (compartir una tendencia estocástica común), (iii) iN debería comportarse como un atractor de la inflación, i.e. al desaparecer los choques transitorios, los precios deberían revertirse a la tendencia de la inflación núcleo, y (iv) iN no debería verse afectada por el componente volátil de los precios.

Este estudio propone una nueva medida de iN que satisfice estas propiedades. La medida se obtiene mediante una optimización espectral con algoritmos genéticos. Para validar la medida de iN propuesta, se testea las condiciones de Cogley (2002) y Marques et al. (2002). La sección 2 explica la metodología. La sección 3 describe los procedimientos para contrastar las propiedades de cualquier medida de iN. La sección 4 son los resultados aplicados a la inflación en Bolivia. La sección 5 concluye.

## 2. Metodología

Sea  $\mathbf{x}$  un vector que contiene la serie de tiempo de los precios<sup>5</sup>  $\{x_t\}_{t=1}^T$ ,  $\mathbf{t}$  un vector de tendencia,  $\omega_{\mathbf{x}}(\lambda_s)$  la transformación discreta de Fourier (d.f.t) de  $\mathbf{x}$  en la banda de frecuencias  $\lambda_s \in [\lambda^a, \lambda^b]$ , y  $\mathbf{x}^c$  el vector que contiene los precios generales subyacentes<sup>6</sup>  $x_t^c$ ; éste último se obtiene de  $\mathbf{x}^c = \mathbf{x} - \widetilde{\mathbf{x}}$ , siendo  $\widetilde{\mathbf{x}}$  los movimientos erráticos y estacionales de los precios, calculado con,

$$\widetilde{\mathbf{x}} = \mathbf{x}_\omega - \mathbf{t}_\omega \left[ (\mathbf{t}'_\omega \mathbf{t}_\omega)^{-1} \mathbf{t}'_\omega \mathbf{x}_\omega \right]$$

obteniéndose  $\mathbf{x}_\omega \in \mathbb{R}$  y  $\mathbf{t}_\omega \in \mathbb{R}$  de la d.f.t. inversa  $\omega_{\mathbf{x}^r, \mathbf{x}^i}^{-1}(\lambda_s)$  y  $\omega_{\mathbf{t}^r, \mathbf{t}^i}^{-1}(\lambda_s)$ . La corrección de no estacionariedad en el dominio de frecuencia fue sugerida por el Lema B de Corbae, Ouliaris y Phillips (2002):

**Lema B Corbae-Ouliaris-Phillips.** Si la secuencia  $x(\tau)$  es finita,  $x_1, x_2, \dots, x_t$ , y es un proceso  $I(1)$  que satisfice  $\Delta x_t = v_t$  inicializado en  $t = 0$  por una variable aleatoria  $O_p(1)$ , con  $v_t$  una serie que admite una representación de Wold  $v_t = \sum_{j=0}^{\infty} c_j \xi_{t-j}$  donde  $\xi_t = iid(0, \sigma^2)$ , los cuatro momentos son finitos, los coeficientes satisfacen  $\sum_{j=0}^{\infty} j^{1/2} |c_j| < \infty$  y la densidad espectral está dada por  $f_{vv}(\lambda) > 0$ , la transformación discreta de Fourier de  $x_t$  para  $\lambda_s \neq 0$  será,

$$\omega_x(\lambda_s) = \frac{1}{1 - e^{i\lambda_s}} \omega_v(\lambda_s) - \frac{e^{i\lambda_s}}{1 - e^{i\lambda_s}} \frac{[x_T - x_0]}{n^{1/2}},$$

donde  $\lambda_s = \frac{2\pi s}{n}$  son las frecuencias angulares.

Esta corrección se justifica porque Corbae, Ouliaris y Phillips (2002) y Corbae y Ouliaris (2006) demostraron que cuando se tienen variables no estacionarias (como el índice precios al consumidor), cualquier estimador espectral estará distorsionado a menos que se haga un ajuste en el dominio de frecuencia mediante un estimador del segundo término de la ecuación del Lema B. Para estimar una medida espectral óptima de iN es necesario aislar las frecuencias relevantes en una banda  $\lambda_s \in \{\lambda^a, \lambda^b\}$ . Por tanto, es necesario encontrar valores óptimos de  $\lambda^a$  y  $\lambda^b$ .

### Optimización espectral con algoritmos genéticos

Valores óptimos de  $\lambda^a$  y  $\lambda^b$  deben reducir de forma óptima el componente volátil de los precios y enfatizar la señal de la tendencia subyacente. Operativamente, esto implica maximizar el ratio señal-ruido<sup>7</sup> de  $\Delta x_t^c$ ,

**Definición: Ratio señal-ruido (Schroeder, 1999)**<sup>8</sup>. El ratio señal-ruido ( $\delta$ ) de una señal  $x$  está dado por,

$$\delta_x = \frac{\mu_x}{\sqrt{\sigma_x^2}}$$

donde  $\mu_x$  es la media de la señal y  $\sigma_x^2$  es el ruido medio cuadrático de esta señal, que mide la fluctuación estadística alrededor de  $\mu_x$ .

<sup>4</sup>Véase *inter alia*, Morón y Zegarra (1999), Wynne (1999), Clark (2001), Le Bihan y Sédillot (2002), Rich y Steindel (2007), y particularmente Cogley (2002) y Marques et al. (2002).

<sup>5</sup>La secuencia finita  $x(\tau) = \{x_t; \tau = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  es una función que mapea los precios al consumidor del conjunto de enteros  $\mathbb{Z} = \{\tau = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  a  $\mathbb{R}^+$ . Si los enteros representan una secuencia en el tiempo a intervalos regulares, el valor en el punto en el tiempo  $\tau \in \mathbb{Z}$  se denotará  $x_t = x(\tau)$  y describirá una serie de tiempo. Véase Pollock (1999).

<sup>6</sup>Una medida de iN se obtendrá e.g. diferenciando logarítmicamente (con base el número de euler) los precios generales subyacentes  $x_t^c$  o calculando la variación porcentual de  $x_t^c$ .

<sup>7</sup>Dado que existe una relación inversa entre  $\delta_x$  y el componente volátil de la inflación: al reducir el ruido, se incrementa  $\delta_x$ , por lo que la maximización de  $\delta_x$  permite obtener una señal libre de los movimientos erráticos y estacionales de los precios.

<sup>8</sup>Schroeder (1999) proporciona esta definición del ratio señal-ratio en el contexto del número de fotones detectados en un pixel  $n_s$ , asumiendo que después de grabar la señal un gran número de veces, la media  $\langle n_s \rangle$  posee una fluctuación estadística en el número de fotones detectados como consecuencia de la tasa de arribo aleatoria de los fotones al detector y la elección aleatoria de los que son detectados. Dada la desviación estándar del ruido  $\langle \sqrt{n_s} \rangle$  para un detector ideal, que sólo tome en cuenta la luz incidente, la señal ruido en presencia de ruido de fotones será  $\langle n_s \rangle / \langle \sqrt{n_s} \rangle$ . Véase D. J. Schroeder (1999). *Astronomical optics* (2nd ed.). Academic Press. pp. 433.

Optimizar la banda de frecuencias angulares  $\lambda_s \in \{\lambda^a, \lambda^b\}$  para maximizar el ratio señal-ruido  $\check{\delta}_x$  es un problema que puede resolverse con algoritmos genéticos<sup>9,10</sup>:

1. En el génesis (generación cero,  $g = 0$ ), se crea una población inicial aleatoria a partir de una distribución uniforme discreta con tamaño  $p$ , compuesta por  $p$ -pares de pseudo-individuos (frecuencias en radianes)  $\lambda_{g,i}^a$  y  $\lambda_{g,i}^b$ ,  $i = 1, 2, \dots, p$ .
2. Se utiliza cada  $i$ -par de frecuencias angulares  $\lambda_{g,i}^a$  y  $\lambda_{g,i}^b$  para obtener  $i$ -estimaciones de la inflación subyacente  $\mathbf{x}_i^c$ .
3. Se calcula  $i$ -ratios señal-ruido  $\check{\delta}_{\mathbf{x}_i^c}$  para cada  $\mathbf{x}_i^c$ .
4. En un proceso análogo a la selección natural, dada una tasa de mortalidad  $d$ , se selecciona una fracción  $1 - d$  de  $p$  compuesta por los pares  $\lambda_{g,i}^a$  y  $\lambda_{g,i}^b$  con el mayor ratio señal-ruido y se descarta el resto (imitando la supervivencia de los más aptos<sup>11</sup>).
5. Se permite la evolución mediante la reproducción y la mutación de los supervivientes para crear una nueva  $g$ -generación de pares  $\lambda_{g+1,i}^a$  y  $\lambda_{g+1,i}^b$ , mediante la combinación convexa estocástica (asumiendo diploidismo en los genomas<sup>12</sup>):

$$\lambda_{g+1,i}^a = \theta \lambda_{g,i}^a + (1 - \theta) \lambda_{g,i}^b + \omega m_i,$$

$$\lambda_{g+1,i}^b = \theta \lambda_{g,i}^b + (1 - \theta) \lambda_{g,i}^a + \omega m_i.$$

<sup>9</sup>Los algoritmos genéticos son métodos de optimización basados en la teoría de evolución biológica de Darwin-Lamarck-Wallace y en la síntesis moderna de la biología evolutiva, complementada con ideas de la genética mendeliana. Véase *inter alia* Lamarck (1914), Darwin (1876). Dilão (2009) describe la analogía entre la evolución biológica y la evolución de organismos artificiales que conlleva los algoritmos genéticos.

<sup>10</sup>Nótese que el algoritmo descrito en este documento difiere notoriamente de las síntesis moderna de las teorías evolucionistas porque implica una ortogénesis en su construcción al existir un diseño inteligente y un fin último –la maximización de la señal-ruido– en el proceso de evolución de los organismos artificiales, diferenciándose de la teoría darwiniana que considera que la evolución no tiene un objetivo intrínseco y sucede al azar, sin presuponer el diseño inteligente de un creador para su funcionamiento o concepción. La construcción del algoritmo en este estudio refleja parcialmente tanto las ideas de evolucionismo de Darwin como las del evolucionismo de Lamarck: al igual que en la teoría lamarckiana, la población inicial aparece por generación espontánea (en la teoría darwiniana, la evolución se produce a partir una única forma de vida ancestral) y aunque las mejoras en la optimización de la señal ruido se transmiten a la siguiente generación en un proceso hereditario, la selección del par de radianes obedece al mecanismo de selección natural Darwin-Wallace en lugar de al transformismo lamarckiano.

<sup>11</sup>Véase Darwin (1876), Capítulo IV.

<sup>12</sup>Ya que la nueva generación tendrá dos cromosomas:  $\lambda^a$  y  $\lambda^b$ , y uno de ellos será el dominante.

<sup>13</sup>Este proceso de extinción es similar al de una especie semélpara ampliamente conocida: el cefalópodo *Octopus mimus*. Días antes del desove, las hembras de esta especie dejan de alimentarse y su metabolismo se sustenta con la energía almacenada en el cuerpo, muriendo después del nacimiento de las paralarvas. Zamora y Olivares (2004), mediante un estudio histológico y bioquímico, constataron cambios en el tejido muscular, la glándula digestiva y del ovario, asociados al único evento reproductivo de la hembra de esta especie, que ocasionan que después del desove el ovario no posea células germinales que permitan el desarrollo de un nuevo ciclo reproductivo, además de presentarse la atrofia celular en la glándula digestiva y el músculo, que decrecen en el período comprendido entre la puesta y la eclosión de los huevos, mostrando un gran incremento del tejido conectivo de las fibras colágenas, las proteínas, glúcidos y lípidos. Las drásticas alteraciones bioquímicas y el deterioro estructural irreversible del músculo y glándula digestiva, disminuyen las expectativas de vida de esta especie e inducen cambios degenerativos después de la reproducción. Véase también Cardoso et al. (2004).

Estas ecuaciones emulan el aporte de cada cromosoma a la nueva generación mediante  $\theta \sim \mathcal{B}(\cdot, \cdot)$  (con  $\mathcal{B}(\cdot)$  una función de distribución Beta), permitiendo que  $\omega \in [0, 1]$  defina el grado mutación de la nueva generación, dado por la variable aleatoria  $m_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$ .

La reproducción de los más aptos permite crear una nueva generación que evoluciona con valores similares a los óptimos de la generación previa; la mutación permite introducir ciertas modificaciones en estos valores, para evitar óptimos locales y permitir al algoritmo encontrar un óptimo global.

6. Con la nueva generación de tamaño  $(1 - d)p$ , se obtiene nuevas estimaciones de la inflación subyacente.
7. Se repiten los pasos 2 a 6 durante  $g = 0, 1, \dots, j$  generaciones

Nótese que el algoritmo descrito en este estudio difiere de otros algoritmos genéticos porque emula un proceso de extinción: los organismos artificiales que representan la banda de frecuencia angular imitan organismos biológicos semélparos (una generación que da paso a otra muere después de la reproducción): después de  $j$ -generaciones sólo quedará un par de valores de frecuencia angular,  $\lambda_{j,i}^a$  y  $\lambda_{j,i}^b$ , supervivientes elegidos por selección natural que maximizan el ratio señal-ruido de la inflación núcleo<sup>13</sup>.

### 3. Validación

Cualquier medida de inflación subyacente debe ser testada para verificar que cumple las propiedades ideales descritas en la sección 1. Estas propiedades pueden evaluarse contrastando las condiciones de Cogley (2002) y Marques et al. (2002).

**Condición de Cogley (2002).** *La condición de Cogley implícita,*

$$\Delta x_t^c = \mathbb{E}[\Delta x_{t+h} | \Theta_t],$$

*y se refiere a la capacidad que debe poseer la iN de predecir la inflación general, para  $\Theta_t$  un conjunto de información de cambios de precios en el momento  $t$  y  $\mathbb{E}$  el operador de esperanza<sup>14</sup>.*

Cogley (2002) propuso evaluar esta propiedad estimando la regresión,

$$\Delta x_{t+h} - \Delta x_t = \alpha_h + \beta_h(\Delta x_t - \Delta x_t^c) + \varepsilon_{t+h},$$

para diferentes horizontes temporales  $h$  y contrastar la restricción conjunta,

$$\mathbb{H}_0^{(0)} : \alpha_h = 0, \beta_h = -1$$

con un estadígrafo de Wald<sup>15</sup>. El valor estimado de  $\beta_h$  muestra si las desviaciones respecto a  $\Delta x_t^c$  indican apropiadamente la magnitud de los movimientos transitorios de los precios:

- Si  $|\beta_h| > 1$ , entonces las desviaciones respecto a  $\Delta x_t^c$  subestiman los movimientos subsecuentes en la inflación, y por tanto subestiman los movimientos transitorios en los precios.
- Si  $|\beta_h| < 1$ , las desviaciones respecto a  $\Delta x_t^c$  sobreestiman los movimientos subsecuentes en la inflación, y por tanto sobreestiman los movimientos transitorios en los precios.

Marques et al. (2002) introdujeron tres condiciones necesarias para evaluar el desempeño de una medida de iN:

**Condiciones de Marques et al. (2002).** (1)  $\Delta x_t^c$  es  $I(0)$  y  $\Delta x_t$  y  $\Delta x_t^c$  tienen un vector de cointegración con coeficiente unitario, (2) Dada la anterior condición, por el teorema de

*representación de Granger (Engle y Granger, 1987), existe un mecanismo de corrección de error para  $\Delta \Delta x_t$  dado por  $q_{t-1} = (\Delta x_{t-1} - \Delta x_{t-1}^c)$ , (3)  $\Delta x_t^c$  es fuertemente exógena.*

Estas condiciones pueden contrastarse corriendo regresiones auxiliares:

(C1) La hipótesis conjunta:

$$\mathbb{H}_0^{(I)} : \delta_0 = 0, \delta_1 = 1,$$

se contrasta después de estimar la regresión estática:

$$\Delta x_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta x_t^c + \varepsilon_t,$$

de manera que si  $\mathbb{H}_0^{(I)}$  no puede rechazarse entonces  $\Delta x_t$  and  $\Delta x_t^c$  están cointegradas con un coeficiente unitario y tienen una relación de largo plazo.

(C2) La hipótesis,

$$\mathbb{H}_0^{(II)} : \gamma = 0,$$

se evalúa con una prueba  $t$  simple después de estimar la ecuación de corrección de error,

$$\Delta \Delta x_t = \sum_{i \in \mathbb{N}} \alpha_i \Delta \Delta x_{t-i} + \sum_{j \in \mathbb{N}} \beta_j \Delta \Delta x_{t-j}^c - \gamma (\Delta x_{t-1} - \Delta x_{t-1}^c) + \varepsilon_t,$$

La nula  $\mathbb{H}_0^{(II)}$  debería rechazarse si  $\Delta x_t^c$  se comporta como un atractor de  $\Delta x_t$ .

(C3) Finalmente, la hipótesis,

$$\mathbb{H}_0^{(III)} : \phi = 0,$$

se evalúa con un estadígrafo  $t$  después de estimar,

$$\Delta \Delta x_t^c = \sum_{i \in \mathbb{N}} \lambda_i \Delta \Delta x_{t-i} + \sum_{j \in \mathbb{N}} \kappa_j \Delta \Delta x_{t-j}^c - \phi (\Delta x_{t-1}^c - \Delta x_{t-1}) + \varepsilon_t.$$

Si  $\phi = 0$  (i.e. si  $\mathbb{H}_0^{(III)}$  no se rechaza) entonces,

$$\Delta \Delta x_t^c = \sum_{j \in \mathbb{N}} \kappa_j \Delta \Delta x_{t-j}^c + \varepsilon_t,$$

y la inflación no Granger-cause la inflación subyacente, por lo que la medida de iN no es afectada por los movimientos volátiles de los precios.

La hipótesis de que una medida de la inflación subyacente cumple las propiedades ideales descritas en la sección I puede evaluarse contrastando empíricamente  $\mathbb{H}_0^{(0)}$ ,  $\mathbb{H}_0^{(I)}$ ,  $\mathbb{H}_0^{(II)}$  y  $\mathbb{H}_0^{(III)}$ .

<sup>14</sup>Esta condición se cumple si se adopta la definición de inflación subyacente de Bryan y Cecchetti (1993), quienes consideran que la iN es el componente de los cambios precios que se espera va a persistir en un horizonte de mediano-plazo.

<sup>15</sup>Wald, A. (1943). Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. *Transactions of the American Mathematical Society*, 54, 426–82. Respecto  $\alpha_h = 0$ , Cogley (2002) señala que esta restricción es trivial y resulta del hecho de que tanto  $(\Delta x_{t+h} - \Delta x_t)$  como  $(\Delta x_t - \Delta x_t^c)$  deben tener media cero.

## 4. Resultados

### *Inflación núcleo en Bolivia: medida optimizada con algoritmos genéticos*

Para la optimización con algoritmos genéticos se empleó una población inicial de  $p = 2000$  individuos haploides: 1000 cromosomas X y 1000 cromosomas Y, representando los  $i$ -pares de radianes  $\lambda_{0,i}^a$  y  $\lambda_{0,i}^b$  de la banda espectral angular. Se utilizó un valor de  $\theta \sim \mathcal{B}(2 \times 10^2, 1)$ , para asegurar que la recombinación genética de los cromosomas produzcan gametos diploides XX y XY, i.e. uno de los genes será dominante en cada descendencia heterocigótica, asegurando que en la progenie siempre existan dos gametos diferentes, para garantizar la convergencia del algoritmo hacia un par de individuos XX y XY diferenciados (una amplitud de frecuencia angular mayor a cero).

Se utilizó un grado de mutación genómica de  $\omega = -1 \times 10^{-1}$  (el signo de la anomalía cromosómica corresponde a una delección<sup>16</sup>) y una tasa de mortalidad de  $d = 7 \times 10^{-1}$ , por lo que la población de organismos artificiales semélparos se extingue en  $j = 6$  generaciones.

La tabla 1 muestra los resultados de la optimización para estas 6 generaciones. Se observa una maximización del ratio señal-ruido a 1.227 al llegar a la quinta generación, según el valor de  $\lambda^a$  se aproxima a .12529 radianes y el valor de  $\lambda^b$  a un radian. Esta banda de frecuencias óptimas expresada en periodos ( $\xi$ -meses) con  $\xi_a = 2^{-1} \lambda^a$ ,  $\xi_b = 2^{-1} \lambda^b$  muestra que el componente volátil de la inflación se encuentra entre  $\xi_b = 2/0.9766 \approx 2$  y  $\xi_a = 2/0.12529 \approx 16$  meses, un resultado congruente con lo que se esperaría para movimientos de ruido de alta frecuencia de una serie mensual. Los resultados gráficos del proceso de extinción que lleva a la maximización progresiva de la función de costo (el ratio señal-ruido), se observan en la figura 1, en la que la banda de frecuencias está expresada en periodos para facilitar la interpretación.

La figura 2 muestra el comportamiento histórico observado de la inflación en Bolivia junto con la medida de inflación núcleo calculada con la banda de frecuencia optimizada de  $\lambda_s \in \{2/16, 2/2\}$ . Gráficamente, esta medida se muestra como una tendencia subyacente en el núcleo de la inflación observada, alrededor de la que fluctúan choques transitorios de precios.

Tabla 1. Resultados de la optimización

Generación	$\lambda_{g,i}^a$	$\lambda_{g,i}^b$	$\delta_{x_i^c}$
I	.16291	.64897	0.9858
II	.15239	.80831	1.0894
III	.14425	.91844	1.1705
IV	.15078	.95111	1.1959
V	.12520	.97267	1.2270
VI	.12529	.97661	1.2270

Tabla 2. Estadísticos descriptivos: Inflación observada y núcleo<sup>a</sup>

Estadígrafo	Inflación	
	Observada	Núcleo <sup>b</sup>
Media	.56722	.56896
$t^c$	–	-0.0322 [0.9744]
Varianza	.74952 <sup>2</sup>	.44908 <sup>2</sup> 2.7856 [0.0000]
$\frac{\sigma_{\Delta x}}{\sigma_{\Delta x^c}} d$		

<sup>a</sup> Entre corchetes: valores de probabilidad alfa exactos

<sup>b</sup> Calculada mediante una optimización espectral con algoritmos genéticos

<sup>c</sup> Estadígrafo  $t$  Satterhwaite para la prueba de igualdad de medias entre la inflación observada y la inflación núcleo

<sup>d</sup> Estadígrafo de ratio de varianzas para la prueba de igualdad de varianzas entre la inflación observada y la inflación núcleo

Tabla 3. Contrastes de hipótesis para evaluar la medida de inflación núcleo

Hipótesis	Estimadores	Estadígrafos
$\mathbb{H}_0^{(0)}$	$\hat{\alpha}_h = -0.00128,$ $\hat{\beta}_h = -0.9692$	$F_{2,260} = 0.12$ [0.8858]
$\mathbb{H}_0^{(1)}$	$\hat{\delta}_0 = -0.00594,$ $\hat{\delta}_1 = 1.0074$	$F_{2,261} = 0.01$ [0.9949]
$\mathbb{H}_0^{(2)}$	$\hat{\gamma} = -1.13855$	$F_{1,258} = 177.92$ [0.0000]
$\mathbb{H}_0^{(3)}$	$\hat{\phi} = .002044$	$F_{1,258} = 0.45$ [0.5018]

<sup>a</sup> Entre corchetes: valores de probabilidad alfa exactos asociados a cada estadígrafo  $F$

<sup>16</sup>Una delección es una anomalía estructural que consiste en la pérdida de un fragmento del cromosoma.

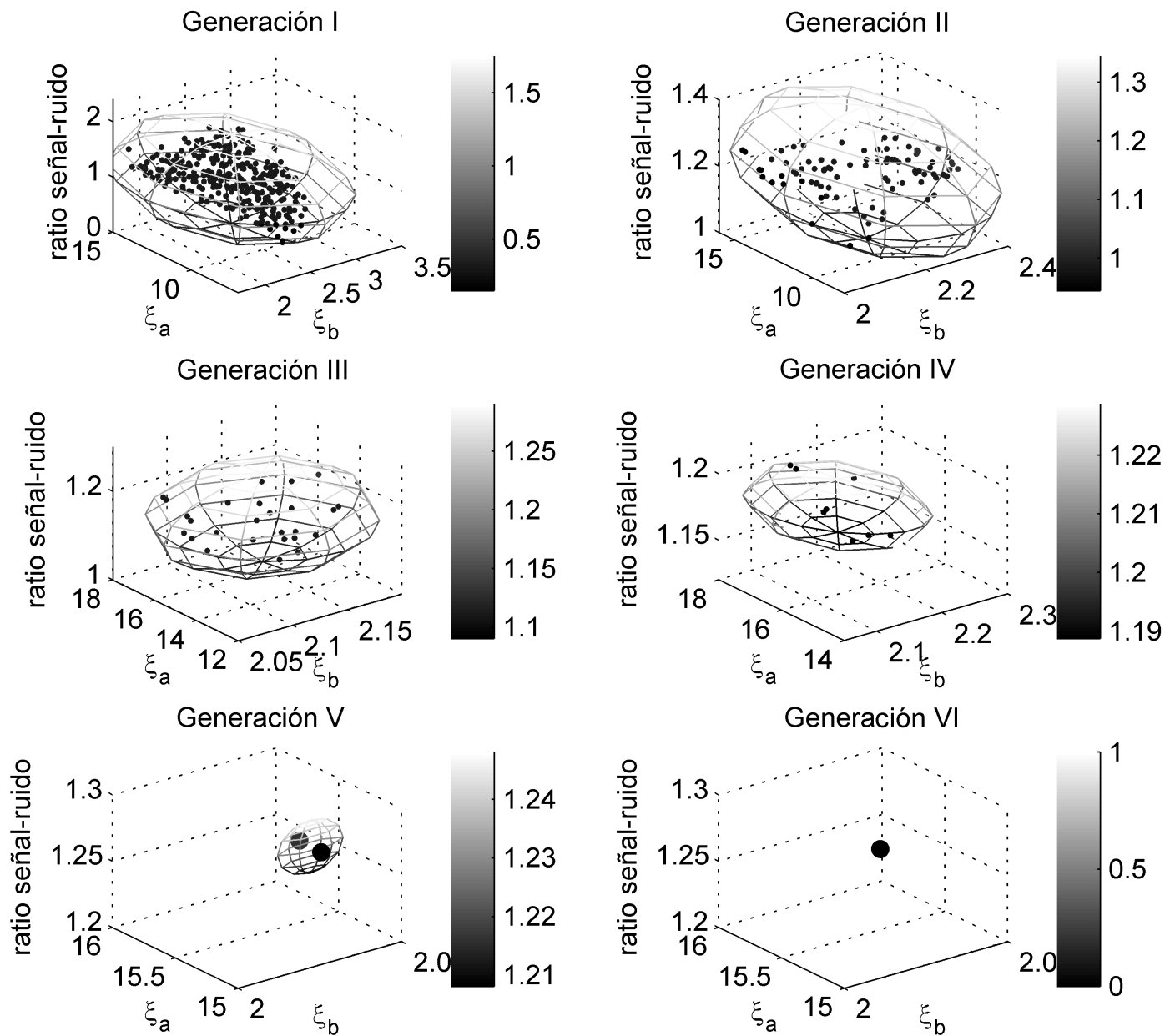


Figura 1: Ratio señal-ruido y banda de frecuencia (en meses) para las 6 generaciones de organismos artificiales. De una población inicial compuesta por 2000 pares de gametos, el proceso de extinción lleva a un único triplete óptimo  $(\xi_a, \xi_b, \delta_x)$ ,  $\xi_b = 2/0.9766 \approx 2$ ,  $\xi_a = 2/0.12529 \approx 16$ , y una señal ruido maximizada igual a  $\delta_x = 1.227$

### Validación de la medida de inflación núcleo

La hipótesis de que la inflación general y la medida de iN tienen la misma media no puede rechazarse a niveles de significancia convencionales en base a una prueba  $t$  tradicional, pero la hipótesis de igualdad de varianzas se rechaza a niveles de significancia menores al uno por ciento (tabla 2), mostrando que la medida de iN reduce la varianza de la inflación general pero comparte su tendencia central.

Los resultados de contrastar empíricamente las propiedades de la medida propuesta de iN propuesta (tabla

3) indican que esta medición cumple las propiedades ideales de (i) ser un predictor insesgado de la dinámica futura de la inflación, (ii) compartir la tendencia estocástica de la inflación general pero reducir la volatilidad de los precios, (iii) actuar como un atractor hacia el que se revierte la tendencia de la inflación al disiparse los choques transitorios de precios y (iv) no verse afectada por los cambios transitorios en los precios. En la prueba de Cogley, los estimadores de  $\alpha_h$  y  $\beta_h$  para  $h = 12$  resultan  $\hat{\alpha}_h = -0,00128$  y  $\hat{\beta}_h = -0,9692$ . La hipótesis conjunta  $\alpha_h = 0$ ,  $\beta_h = -1$  no puede rechazarse

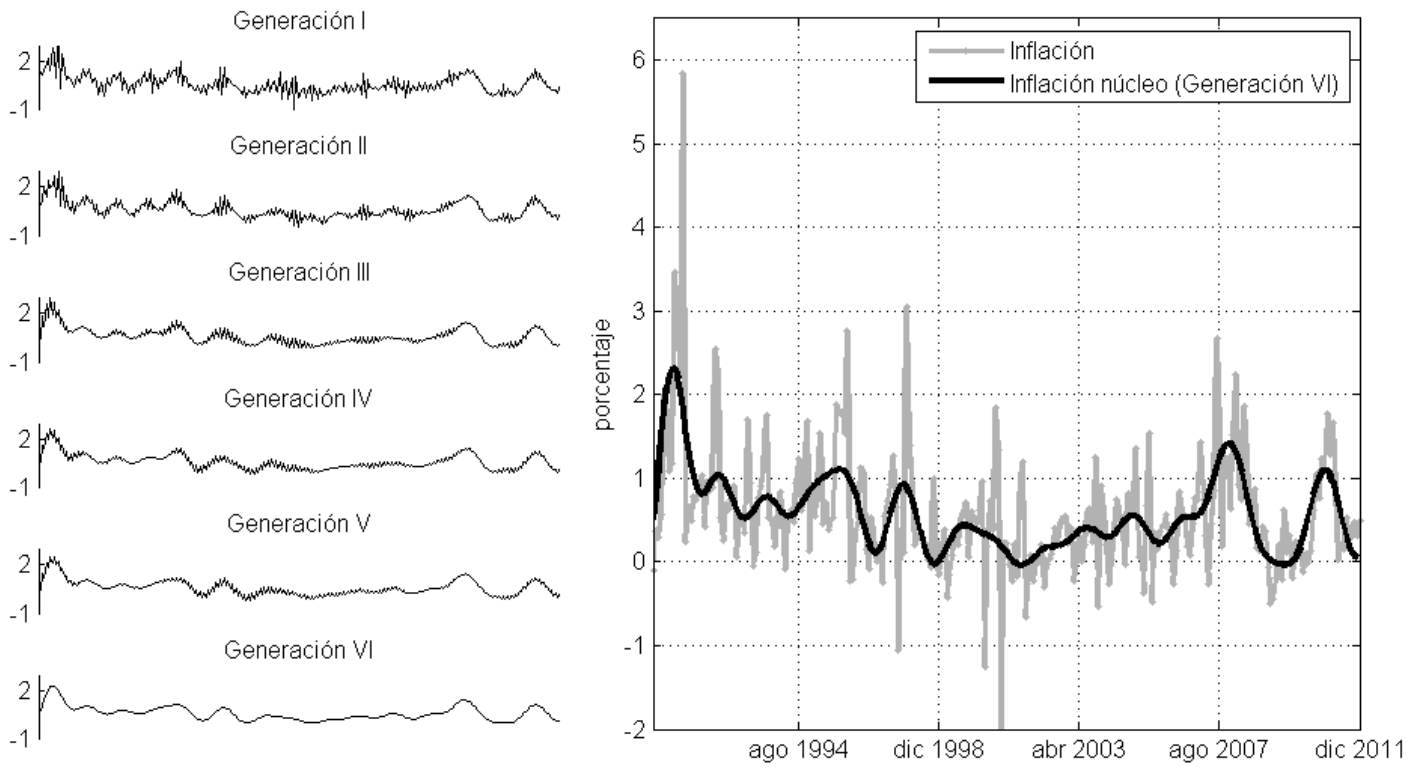


Figura 2: *Inflación núcleo en cada generación del algoritmo genético. Según el proceso de optimización se aproxima a  $\xi_b = 2/0.9766 \approx 2$  y  $\xi_a = 2/0.12529 \approx 16$ , se reduce el ruido de la señal de la inflación subyacente.*

se a niveles de significancia convencionales, y el valor de  $|\hat{\beta}_h| \approx 1$  sugiere que la iN calculada con algoritmos genéticos actúa como un buen predictor de la tendencia futura de la inflación, no subestimando ni sobrestimando los choques transitorios de precios. (2) Para la condición C1 de Marques et al., los estimadores de  $\delta_0$  y  $\delta_1$  resultan  $\hat{\delta}_0 = -0.00594$  y  $\hat{\delta}_1 = 1,0074$  por lo que la hipótesis  $\mathbb{H}_0^{(1)}$  no puede ser rechazada a niveles de significancia convencionales, indicando que existiría una relación de largo plazo con vector de coeficiente unitario entre la inflación general y la iN obtenida con algoritmos genéticos. (3) Para la condición C2, el estimador  $\hat{\gamma} = -1,13855$  permite rechazar  $\gamma = 0$  a menos del 1 por ciento, indicando que la inflación general se revierte a la iN obtenida con algoritmos genéticos, una vez que los choques transitorios de precios se disipan. (4) Finalmente, el valor del estimador de  $\phi$  es igual  $\hat{\phi} = .00204$  y la hipótesis  $\mathbb{H}_0^{(3)} : \phi = 0$  no puede rechazarse a niveles de significancia convencionales, mostrando el cumplimiento de la condición C3 de Marques et al.: el componente volátil de los precios no influye sobre la tendencia de la inflación núcleo calculada mediante la optimización espectral con algoritmos genéticos de la banda de frecuencias angulares.

## 5. Conclusiones

Errores en la medición de la iN conducen a errores de política monetaria que pueden provocar una desaceleración del sector real o un incremento descontrolado de precios, por lo que es necesario que las autoridades monetarias cuenten con una o varias medidas de iN que cumplan propiedades estadísticas ideales. Este estudio propuso una nueva medición de iN –basada en una optimización espectral con algoritmos genéticos– que satisface las condiciones de ser un predictor insesgado de la inflación y actúa como un atractor hacia el que se revierten los cambios en los precios al disiparse los choques transitorios de la inflación, por lo que esta medida puede ser empleada para realizar un seguimiento a la tendencia inflacionaria subyacente, junto con otras mediciones más convencionales como las descritas en Cupé (1999), Hernaiz y Jiménez (2005) y Arandia et al. (2007).

La ventaja de la medida de inflación núcleo propuesta en esta investigación es que puede computarse rápidamente<sup>17</sup> y permite obtener una medida núcleo del *índice general de precios al consumidor*, a partir de la que puede calcularse la inflación núcleo mensual, acumulada o inter-anual.

<sup>17</sup>En menos de un minuto en una máquina DELL con 4GB de RAM y un procesador Intel(R) Core(TM)2 Quad Q8400 de 2.66GHz.

## Referencias

- Arandia, Humberto, Pablo Cuba, Boris Zambrana (2007). Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente: aplicaciones para el caso boliviano. *Revista de Análisis Económico UDAPE*, Volumen 22, pp. 5-33.
- Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti (1993). Measuring Core Inflation. NBER Working Paper No. W4303.
- Cardoso, Franz, Piero Villega, Carlota Estrella(2004). Observations about the biology of Octopus mimus (Cephalopoda: Octopoda) in the Peruvian coast. *Rev. peru. biol.* 11(1), pp. 45-50.
- Clark, Todd (2001). Comparing measures of core inflation. *Economic Review*, issue Q II, p. 5-31.
- Cogley, Timothy (2002). A Simple Adaptive Measure of Core Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 34(1), pages 94-113, February.
- Corbae, Dean, Sam Ouliaris, Peter C. B. Phillips (2002). Band Spectral Regression with Trending Data. *Econometrica*, vol. 70(3), pages 1067-1109, May.
- Corbae, Dean, Sam Ouliaris (2006). Extracting Cycles from Nonstationary Data. In *ECONOMETRIC THEORY AND PRACTICE: FRONTIERS OF ANALYSIS AND APPLIED RESEARCH*. Cambridge University Press, 328 pp.
- Cupé, Ernesto (1999). Inflación subyacente y por componentes principales en Bolivia. *Revista de Análisis Económico UDAPE*, Volumen 17, pp. 5-33.
- Darwin, Charles (1876). *THE ORIGIN OF SPECIES BY MEANS OF NATURAL SELECTION, OR THE PRESERVATION OF FAVOURED RACES IN THE STRUGGLE FOR LIFE*. Cambridge Library Collection, Cambridge University Press, 487 pp.
- Dilão, Rui (2009). From Charles Darwin to Evolutionary Genetic Algorithms. *Memórias Da Academia das Ciências de Lisboa*.
- Engle, Robert F., Clive W. J. Granger (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, issue 2, p. 251-76.
- Hernaiz Diez de Medina, Daniel, Fernando Jiménez Zeballos (2005). Una Estimación de la inflación subyacente para Bolivia. *Revista de Análisis Económico UDAPE*, Volumen 20, pp. 134-151.
- Lamarck, Jean Baptiste Pierre Antoine de Monet de (1914). *Zoological Philosophy*. Cambridge Library Collection. Cambridge University Press. 410 pp.
- Pedersen, M. (2009). An Alternative Core Inflation Measure. *German Economic Review*, 10: 139-164.
- Quah, Danny, Shaun P. Vahey (1995). Measuring Core Inflation. *The Economic Journal*, Vol. 105, No. 432, pp. 1130-1144.
- Rich, Robert, Charles Steindel (2007). A comparison of measures of core inflation. *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, issue Dec, pages 19-38.
- Marques, Robalo Carlos, Pedro Duarte Neves, Luis Morais Sarmiento (2003). Evaluating core inflation indicators. *Economic Modelling*, vol. 20(4), pages 765-775, July.
- Pollock, D.S.G. (1999). *HANDBOOK OF TIME SERIES ANALYSIS, SIGNAL PROCESSING, AND DYNAMICS*. Elsevier Academic Press, 733 pp.
- Schroeder (1999). *ASTRONOMICAL OPTICS*. 2nd edition. Academic Press.
- Wiesiolek, Piotr, Anna Kosior (2010). To what extent can we trust core inflation measures? The experience of CEE countries. Pages 297-323 in *Measurement of inflation and the Philippine monetary policy framework*, Bank for International eds. vol. 49, Bank for International Settlements.
- Wynne, Mark, (1999). Core inflation: a review of some conceptual issues. Working Paper Series No. 5, European Central Bank.
- Zamora C., Mauricio, Alberto Olivares (2004). Variaciones bioquímicas e histológicas asociadas al evento reproductivo de la hembra de octopus mimus (mollusca: cephalopoda). *International Journal of Morphology*, vol.22, n.3, pp. 207-216.
- Banco Central de Bolivia (2009). Reporte de inflación (primer reporte).
- Banco Central de Venezuela (2001). Boletín económico informativo mensual, junio, año 6.
- Bank for International Settlements (1999). Measures of underlying inflation and their role in the conduct of monetary policy. Proceedings of the workshop of central bank model builders, February.