

Banco Central de Chile  
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile  
Working Papers

N° 489

Octubre 2008

**MULTIMODALIDAD Y MIXTURE DE  
DISTRIBUCIONES: UNA APLICACIÓN A LA  
ENCUESTA DE EXPECTATIVAS**

Patricio Jaramillo

Juan Carlos Piantini

---

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica:  
<http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from:  
<http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).



## **BANCO CENTRAL DE CHILE**

## **CENTRAL BANK OF CHILE**

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile  
Working Papers of the Central Bank of Chile  
Agustinas 1180  
Teléfono: (56-2) 6702475; Fax: (56-2) 6702231

## **MULTIMODALIDAD Y MIXTURE DE DISTRIBUCIONES: UNA APLICACIÓN A LA ENCUESTA DE EXPECTATIVAS**

Patricio Jaramillo      Juan Carlos Piantini  
Gerencia de Investigación Económica      Gerencia de Inversiones Internacionales  
Banco Central de Chile      Banco Central de Chile

### **Resumen**

En este trabajo presentamos el test de multimodalidad de Silverman y un procedimiento para obtener una combinación (mixture) de distribuciones, aplicando ambas metodologías a la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile. Los principales resultados reflejan la importancia de hacer un monitoreo permanente de las distribuciones empíricas (kernels) de cada encuesta. Encontramos que las proyecciones de los analistas han tendido a estar dentro del rango de tolerancia la mayor parte del tiempo, mientras los episodios de alejamiento de la inflación respecto de la meta han sorprendido al consenso de los analistas privados. Asimismo, se constata la importancia del Informe de Política Monetaria como medio para anclar expectativas, al observar sistemáticamente cambios en las distribuciones, las que se hacen más homogéneas tras la divulgación de dicho Informe.

### **Abstract**

This paper presents the Silverman multimodality test and mixture distributions methodology, applying both approaches to the Economic Expectations Survey of the Central Bank of Chile. The main results reflect the importance of permanently monitoring the implicit kernel distributions in each survey. Private analysts' forecasts are found to have systematically been in line with the inflation targeting range, although during episodes where effective inflation fell outside the target range, the analysts encounter forecasting difficulties. Meanwhile, we observe the relevance of the Bank's inflationary report for anchoring expectations, as the distributions become systematically more homogenous after publication.

---

Se agradecen los valiosos comentarios de Rómulo Chumacero, Macarena García, Pablo Pincheira, Mariana García, y Alvaro García, así como las sugerencias de un árbitro anónimo. Especialmente agradecemos a Fabián Gredig, por las útiles conversaciones que ayudaron a mejorar este trabajo y facilitar algunos de los códigos utilizados. Las opiniones expresadas son de exclusiva responsabilidad de los autores y no representan la visión del Banco Central de Chile o de su Consejo. E-mail: [pjaramillo@bcentral.cl](mailto:pjaramillo@bcentral.cl), [jpantini@bcentral.cl](mailto:jpantini@bcentral.cl).

# 1 Introducción

Las expectativas juegan un rol clave en el funcionamiento de la economía, en particular en la forma en como la autoridad influye en el desempeño macroeconómico (Clarida, Gali & , 1999; Demertzis, 2004, entre muchos otros). En un nivel elemental, las expectativas reflejan la idea de que los agentes - hogares y firmas - tienen fuertes incentivos a tomar sus decisiones de manera óptima, tomando en cuenta la trayectoria futura, y que creen como más probable, para las variables económicas relevantes. En línea con la importancia de la formación de expectativas en el entendimiento de cómo funciona la economía, el Banco Central de Chile comenzó a confeccionar en enero del 2001, la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE), siguiendo la experiencia de otros bancos centrales de avanzada. En particular, el contar con trayectorias estimadas por los agentes como las más probables se convierte en un elemento central dentro del esquema de metas de inflación, como el vigente en Chile de manera plena a partir del mismo año (ver Mishkin y Schmidt-Hebbel, 2006; De Gregorio, 2007; Gredig, Schmidt-Hebbel y Valdés, 2008). Asimismo, la incertidumbre juega un rol importante en muchos de los modelos de comportamiento de inversionistas y consumidores (Lahiri et al., 1988; Giordani y Söderlind, 2003; y D'Amico y Orphanides, 2006), por lo que los movimientos generados en estas encuestas contribuyen a entender mejor la evolución de los mercados y las percepciones de los agentes. Por ello, el presente trabajo busca innovar en dos direcciones. Primero, describir los términos de referencia generales de esta encuesta, con énfasis en las distintas formas que han exhibido las funciones de densidad aproximadas por una forma no paramétrica (kernels) y las señales detrás de estas. Segundo, proponer una procedimiento metodológico para sistematizar al análisis de estas encuestas, en base a las características estadísticas que la detección de multimodalidad y la posibilidad de generar mixtures de distribuciones entregan. Además de esta sección introductoria, la estructura del trabajo es la siguiente. La sección 2 presenta la aproximación estadística utilizada, con la estimación kernel de la función de densidad y test de multimodalidad, además del bootstrap para obtener los p-values del test de Silverman. En la sección 3, se presenta el procedimiento para obtener mixtures de distribuciones y se detalla el algoritmo Expected Maximization (EM), mientras la sección 4 presenta la aplicación de estas metodologías a la

Encuesta de Expectativas Económicas, para las proyecciones de inflación para el horizonte de política monetaria (12 y 24 meses). Finalmente, la quinta sección concluye.

## 2 Aproximación Estadística

### 2.1 Estimación Kernel

Las funciones Kernel realizan estimaciones no paramétricas de la función de densidad de una serie o variable aleatoria. De la amplia gama de kernels existentes, sin pérdida de generalidad, consideramos un kernel gaussiano - univariado dadas algunas ventajas teóricas y prácticas (Silverman 1981; 1986). Definamos un kernel como una función simétrica que cumple las siguientes condiciones:

$$\int K(t)dt = 1; \quad \int tK(t)dt = 0; \quad \int t^2K(t)dt = k \neq 0 \quad (1)$$

siendo  $X$  una variable aleatoria que se distribuye a partir de cierta densidad  $f(x)$ . Así, la estimación kernel de la función de densidad, en el punto  $x$ , viene dado por:

$$\hat{f}(x, h) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (2)$$

donde  $n$  es el número de observaciones,  $h$  el ancho de banda o parámetro de suavizado y  $x$  es un punto de referencia utilizado para evaluar a qué distancia se encuentra cada observación  $X_i$  respecto al punto de referencia<sup>1</sup>. Así,  $K(u)$  es el kernel gaussiano definido como:

$$K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-0.5u^2) \quad (3)$$

Intuitivamente, la estimación kernel puede ser entendida como una ventana que se desliza sobre los datos, por lo que la densidad estimada dependerá de cuantas observaciones caen en la ventana cada vez que esta se desplaza. Por lo tanto, el ancho de la ventana ( $h$ ) es clave al momento de realizar la estimación. En general, si  $h$  es relativamente grande, entonces la densidad estimada será unimodal, mientras que un  $h$  relativamente pequeño conducirá a la

---

<sup>1</sup>En general, la estimación de la función completa se obtiene al evaluar la serie utilizando 100 puntos equidistantes entre sí.

estimación de una función de densidad multimodal. La Figura 1 ilustra el punto anterior, presentando la estimación de la densidad de una muestra artificial con dos anchos de banda.

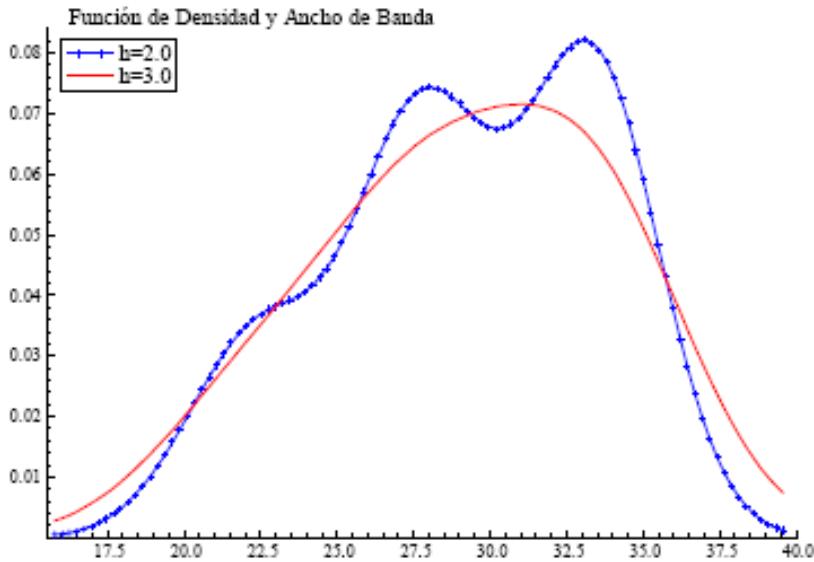


Figura 1: Densidades y Ancho de Banda

Es evidente que los resultados dependen del valor escogido para  $h$ . Para evitar este conflicto, Silverman propone un ancho de banda óptimo para un kernel gaussiano dado por<sup>2</sup>:

$$h^{opt} = 0.9An^{-0.2} \quad (4)$$

donde  $A = \min(\text{desviación estándar de la muestra, rango intercuartílico de la muestra dividido por } 1.34)$ .

## 2.2 Test de Multimodalidad

Para determinar estadísticamente el número de modas de la densidad subyacente recurrimos a la metodología propuesta por Silverman (1981), la que utiliza estimaciones kernel. Además de la aplicación que este realiza es posible encontrar otras en Izenman y Sommer (1988) y Zhu (2002). Supongamos que se desea testear la hipótesis nula  $H_0$  que la densidad subyacente  $f$  tiene, a lo más  $m$  modas, contra la hipótesis alternativa  $H_1$  que  $f$  tiene más de  $m$  modas, para

---

<sup>2</sup>Ver Silverman (1986).

$m = 1, 2, \dots, j$ . Definamos  $M(f)$ , como el número de modas de la densidad  $f$ :

$$M(f) = \#\left\{y \in \Re^+ : f'(y) = 0 \text{ y } f''(y) < 0\right\}$$

De esta manera, las hipótesis pueden ser escritas como  $H_0 : M(f) \leq m$  y  $H_1 : M(f) > m$ , donde el estadístico de interés es  $M(\hat{f})$ . Sin embargo, para que el test sea factible, este debe ser expresado en términos de otro estimador ( $\hat{h}_{m,crit}$ ). Definamos el ancho de banda crítico como el menor ancho de banda capaz de generar a lo más  $m$  modas:  $\hat{h}_{m,crit} = \inf \left\{ h : M(\hat{f}_h) \leq m \right\}$ <sup>3</sup>. Por lo tanto,  $M(\hat{f}_h) > m$  si y sólo si  $h < \hat{h}_{m,crit}$ . Esto implica que se puede utilizar  $M(\hat{f}_h)$  o  $\hat{h}_{m,crit}$  como estadísticos de prueba. En consecuencia, las hipótesis nula y alternativa pueden ser reformuladas como  $H_0 : h \geq \hat{h}_{m,crit}$ ,  $H_1 : h < \hat{h}_{m,crit}$ .

### 2.3 Bootstrap

El bootstrap es una técnica no paramétrica que permite hacer inferencia de algunas características poblacionales. La idea es obtener un amplio número de realizaciones a partir de una muestra para contar con igual número de estadísticos. En el contexto del test de multimodalidad, este procedimiento se utiliza para calcular el nivel de significancia asociado a  $\hat{h}_{m,crit}$ :

$$\alpha_m = \Pr \left\{ M(\hat{f}_h) > m \mid Y_1, Y_2, \dots, Y_n \text{ es una muestra aleatoria de } f_0 \right\}$$

Previo a realizar el bootstrap, es necesario definir  $f_0$ . Silverman (1986) sugiere que: (i) la densidad  $f_0$  debe ser, a lo más,  $m$  modal ya que esta debe ser representativa de la hipótesis nula compuesta; (ii) sujeto a lo anterior,  $f_0$  debe ser una densidad plausible en la muestra; (iii) para que  $m$  modas puedan describir o explicar adecuadamente la muestra,  $f_0$  debe ser la densidad más próxima a tener  $m + 1$  modas entre todas las densidades que satisfacen las dos condiciones anteriores.

Una manera natural de encontrar una densidad  $f_0$  que satisfaga estos tres requerimientos, es construir una densidad crítica ( $\hat{f}_{\hat{h}_{m,crit}}$ ). Para determinar la significancia de  $\hat{h}_{m,crit}$ , es necesario calcular la proporción de muestras de tamaño  $n$  obtenidas de  $\hat{f}_{\hat{h}_{m,crit}}$  que conduzcan a valores de

---

<sup>3</sup>En una muestra fija  $\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ ,  $\hat{f}_h$  es una estimación kernel de la densidad  $f$  con ancho de banda  $h$  y kernel gaussiano  $K()$ . Entonces,  $M(\hat{f}_h)$  es una función de  $h$  decreciente por la derecha (Silverman, 1981).

$\widehat{h}_{m,crit}^b$  mayores a  $\widehat{h}_{m,crit}$ . Una determinada muestra tendrá  $\widehat{h}_{m,crit}^b > \widehat{h}_{m,crit}$  si y solo si la densidad estimada, con ancho de banda  $\widehat{h}_{m,crit}$ , posee más de  $m$  modas. Entonces, para encontrar el nivel de significancia asociado  $\widehat{h}_{m,crit}$ , basta con generar un gran número de muestras de  $\widehat{f}_{\widehat{h}_{m,crit}}$  y calcular la proporción de ellas que arrojan como resultado densidades multimodales<sup>4</sup>.

El algoritmo consta del siguiente procedimiento: (i) Elegir  $I$  de manera uniforme (con reemplazo) de  $\{1, 2, \dots, n\}$ . (ii) Generar  $\varepsilon$  de manera aleatoria a partir del kernel  $K$ . (iii) Calcular  $Y = \overline{X} + (X_I - \overline{X} + h_0 \cdot \varepsilon) \left(1 + \frac{h_0^2 \sigma_k^2}{\sigma_x^2}\right)^{-0.5}$ . (iv) Repetir pasos anteriores hasta obtener una muestra  $b$  de tamaño  $n$ . (v) Repetir pasos anteriores hasta completar  $B$  muestras<sup>5</sup> de tamaño  $n$ . (vi) Contar el número de modas  $M(\widehat{f}_{\widehat{h}_{m,crit}}^b)$  existentes en cada muestra  $b$  obtenida mediante el bootstrap. (vii) Calcular el nivel de significancia alcanzado o p-value mediante la forma  $\widehat{\alpha}_m = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B M(\widehat{f}_{\widehat{h}_{m,crit}}^b) > m$ . (viii) Contrastar el p-value con el nivel de significancia elegido para la hipótesis nula de  $m$  modas en la densidad subyacente. Si se desea inferir sobre el número de modas de la función de densidad que subyace a los datos, entonces el test debe aplicarse de manera secuencial. El valor de  $m$  bajo la nula será  $1, 2, 3, \dots, j$  hasta que esta sea rechazada. Obviamente, el paso (viii) presenta el problema de no especificar el valor exacto del p-value necesario para no rechazar la hipótesis nula. En este sentido, se sigue a Izenman y Sommer (1988) quienes aplican una regla de detención flexible considerando un p-value de 0.4 junto con la inspección gráfica de las densidades estimadas. El test presenta la limitación de tener que contar el número de modas en cada una de las densidades estimadas (paso vi). Para simplificar se utiliza una rutina basada en cambios de signos que se encarga de contar las modas de las densidades estimadas mediante la detección del número de máximos locales. Esta se presenta a continuación:

1. Aplicar la siguiente transformación a la densidad estimada:

$$\widehat{f}^* = \left\{ \widehat{f}_2 - \widehat{f}_1, \dots, \widehat{f}_n - \widehat{f}_{n-1} \right\}$$

2. Contar el número de veces que hay cambio de signo en  $\widehat{f}^*$ .

---

<sup>4</sup>En consecuencia, no es necesario calcular  $\widehat{h}_{m,crit}^b$  para cada muestra.

<sup>5</sup>Al igual que Silverman (1981),  $B = 100$ .

3. Contar el número de veces que hubo más cambios de signo de lo esperado.

Por ejemplo, si se está testeando que la verdadera densidad tiene, a lo más una moda, contra la hipótesis alternativa que tiene más de una moda, entonces, para rechazar la nula una pequeña parte de las  $B$  muestras debieran tener más de una moda. Es decir, se espera que en la mayoría de las  $B$  muestras haya un cambio de signo, claro indicador de unimodalidad.

A pesar de lo anterior, Izenman y Sommer (1988) indican que no existe garantía que un mixture de distribuciones unimodales produzca una densidad multimodal que tenga tantas modas como densidades observadas en el mixture. Obviamente bajo estas circunstancias, es probable que el test no sea capaz de inferir de manera correcta el número de distribuciones existentes en el mixture. Para ilustrar esto, consideremos dos variables aleatorias independientes:  $X_1 \sim Normal(0, 1)$  y  $X_2 \sim Normal(1, 1)$ , cada una con  $n = 100$ . Al ser concatenadas de manera vertical se obtiene  $X$ , una tercera variable con  $n = 200$ . La Figura 2 muestra el mixture y las densidades subyacentes a  $X$ .

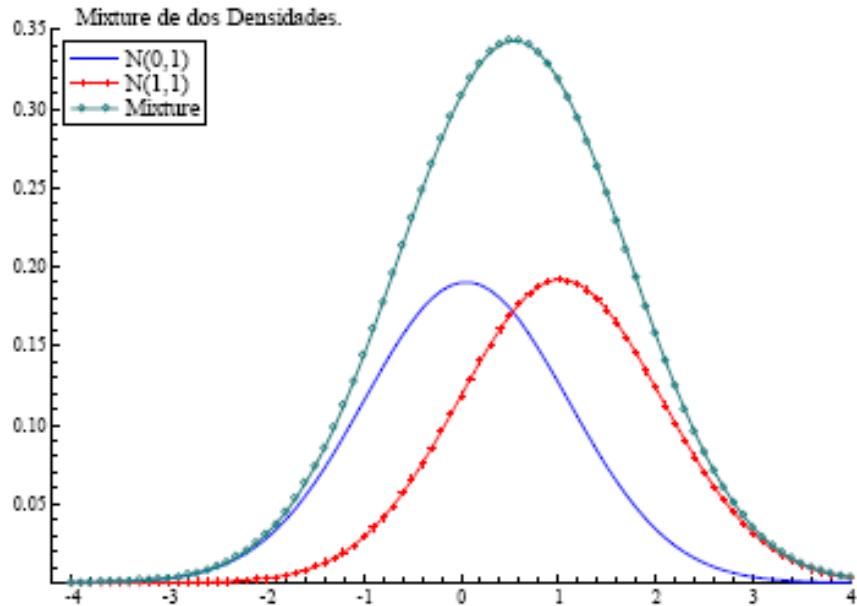


Figura 2. Funciones de Densidad y Mixture

Es posible observar que el mixture de distribuciones es unimodal, lo que se explica por la cercanía de las modas de las densidades menores. Como consecuencia, es muy probable que el test de multimodalidad no rechace la nula para  $m = 1$ . Esto puede ser válido aun cuando

las medias muestrales resulten distintas estadísticamente. Por otro lado, se puede contar con densidades que poseen modas bien separadas, lo que tampoco asegura que el mixture resultante sea multimodal. Siguiendo el ejemplo anterior, la Figura 3 presenta las densidades y el mixture correspondiente a  $X_1 \sim Normal(0, 1)$  y  $X_2 \sim Normal(3, 1)$ :

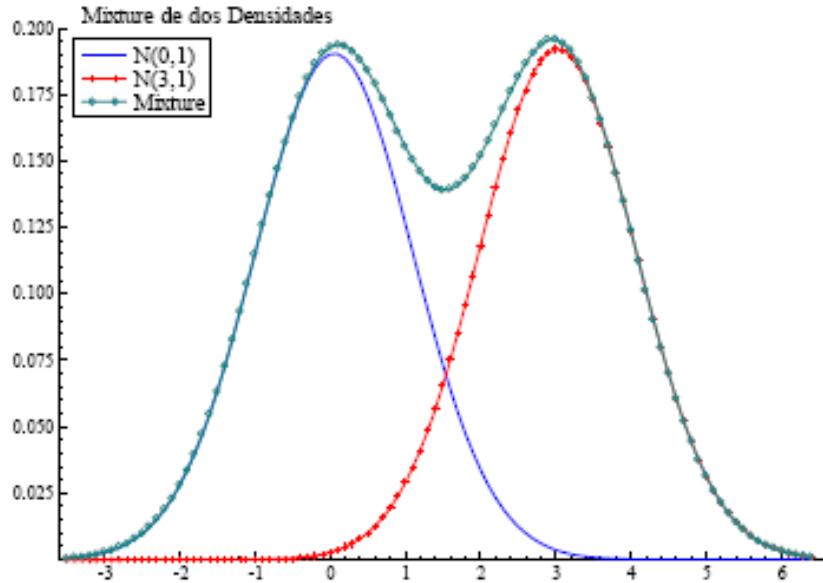


Figura 3: Mixture de Distribuciones

La bimodalidad del mixture es posible debido a que las modas de las densidades subyacentes están bien separadas. Pero, si se conservan las medias y se incrementan la varianzas de tal manera que  $X_1 \sim Normal(0, 2)$  y  $X_2 \sim Normal(3, 2)$ , se obtienen los resultados de la Figura 4:

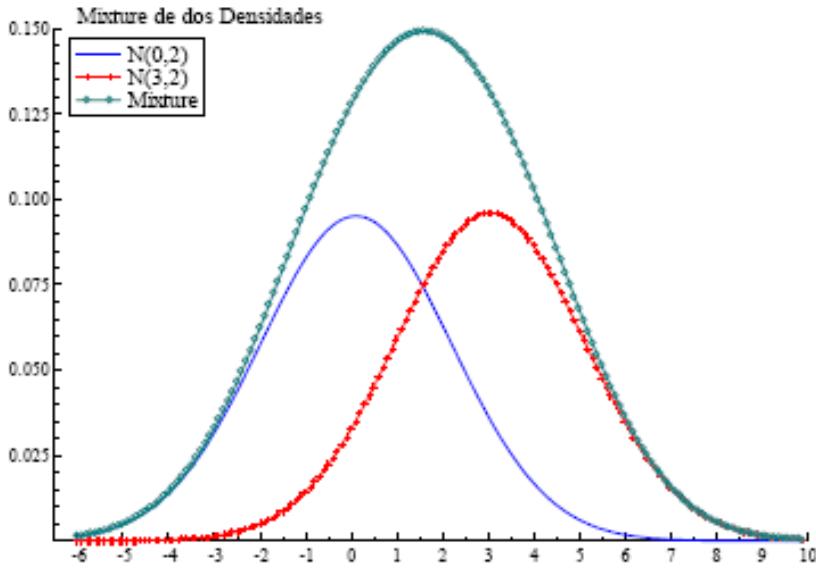


Figura 4: Mixture de Distribuciones

Con lo expuesto, se puede afirmar que un mixture de distribuciones será multimodal en la medida en que las medias de sus componentes se encuentren bien separadas. En este contexto, que tan bien separadas están las medias es un concepto relativo, pues el mixture tenderá a ser unimodal mientras mayor sea el valor de las varianzas en las distribuciones subyacentes. Es necesario recalcar que bajo ciertas circunstancias el test es falible y, por lo tanto, los resultados deben ser interpretados con precaución en cada caso.

### 3 Mixture de Distribuciones

Una variable puede ser representada como un conjunto de procesos estacionarios caracterizados por distintas funciones de distribución, cuyos dos primeros momentos determinan el comportamiento de esta, donde la combinación de tales funciones corresponde a lo que se conoce como un mixture de distribuciones (Hamilton, 1994). En este contexto, se asume que la densidad desconocida puede ser representada como una suma ponderada de kernels gaussianos. Por lo tanto, el objetivo es estimar dichos ponderadores y los parámetros que caracterizan a cada una de las distribuciones. Si se supone que la variable observable corresponde a realizaciones independientes de la densidad desconocida, entonces la estimación del vector de parámetros se puede realizar mediante máxima verosimilitud. Para ello, uno de los métodos más utilizados

es el algoritmo Expected Maximization (EM), el que, a través de un proceso iterativo, arroja como resultado los parámetros correspondientes al mixture. A continuación, se detalla lo que es un mixture de distribuciones y cómo este puede ser estimado mediante el algoritmo EM (Dempster, Laird & Rubin, 1977).

Sea una variable aleatoria  $x$  corresponde a realizaciones de un mixture finito de distribuciones cuando su función de densidad  $p(x)$  puede ser representada mediante una suma ponderada de densidades conocidas o kernels. De esta manera, cuando el kernel es una función de densidad gaussiana, se dirá que la densidad que subyace a  $x$  corresponde a un mixture gaussiano. Para el caso univariado y para un número  $K$  conocido de kernels, el mixture puede escribirse como:

$$p(x) = \sum_{j=1}^K \rho_j p(x \setminus j) \quad (5)$$

donde  $p(x \setminus j)$  se obtiene de la distribución univariada dada por  $N(u_j, \sigma_j)$ :

$$p(x \setminus j) = \frac{1}{\sigma_j \cdot \sqrt{2\pi}} \exp \left[ \frac{-(x - u_j)^2}{2\sigma_j^2} \right] \quad (6)$$

Para que  $p(x)$  sea una función de densidad, los ponderadores  $\rho_j$  deben cumplir con la restricción  $\sum \rho_j = 1$ . El problema que se presenta antes de estimar los parámetros que describen el mixture es la determinación del número de kernels  $K$ . Una vez determinado  $K$  se debe hallar el vector solución  $\hat{\theta}$ , el que contendrá  $3K$  parámetros:

$$\theta^* = (\rho_1^*, u_1^*, \sigma_1^*, \dots, \rho_K^*, u_K^*, \sigma_K^*)$$

Si  $x$  es una variable aleatoria, entonces  $\hat{\theta}$  se puede encontrar maximizando la función de verosimilitud<sup>6</sup>:

$$\theta^* = \arg \max L(\theta) \quad ; \quad L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i)$$

### 3.1 Algoritmo Expected Maximization (EM)

El algoritmo EM es una herramienta estadística utilizada para encontrar soluciones de máxima verosimilitud en problemas que poseen variables observables y no observables (Hamilton, 1994;

---

<sup>6</sup>A través del uso del teorema de Bayes.

Dempster, Laird & Rubin, 1977). En este caso, las variables no observadas  $Y$  son los kernels a partir de los cuales se genera la variable observada  $X$ . El algoritmo se basa en el cálculo de:

$$Q(\theta \setminus \theta^{(t)}) = E_Y \left[ \log(p(X, Y) \setminus \theta) \setminus X, \theta^{(t)} \right] \quad (7)$$

cantidad que se obtiene promediando el logaritmo de la densidad conjunta de  $X$  e  $Y$ , condicional al parámetro  $\theta$  sobre las variables no observadas  $Y$ , dadas las observaciones  $X$  y la actual estimación del vector  $\theta^t$  (Etapa E). La siguiente estimación del vector de parámetros  $\theta^{t+1}$  se obtiene al maximizar el valor de  $Q$ , que es una función de  $\theta$  (Etapa M). Se puede mostrar que al alternar estas dos etapas, el algoritmo EM incrementa monotónicamente la función de verosimilitud de las observaciones  $X$  por lo que es posible encontrar el óptimo  $\theta^*$  utilizando algún criterio de detención.<sup>7</sup> Así,  $\theta^*$  se obtienen interando sobre:

$$\begin{aligned} \rho_j^{(t+1)} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P(j \setminus x_i) \\ u_j^{(t+1)} &= \frac{\sum_{i=1}^n P(j \setminus x_i) x_i}{\sum_{i=1}^n P(j \setminus x_i)} \\ \sigma_j^{(t+1)} &= \frac{\sum_{i=1}^n P(j \setminus x_i) (x_i - u_j^{(t+1)})^2}{\sum_{i=1}^n P(j \setminus x_i)} \end{aligned} \quad (8)$$

donde,

$$P(j \setminus x_i) = \frac{\pi_j^{(t)} p(x_i \setminus j; u_j^{(t)}, \sigma_j^{(t)})}{\sum_{k=1}^K \pi_k^{(t)} p(x_i \setminus k; u_k^{(t)}, \sigma_k^{(t)})} \quad (9)$$

si se filtran las probabilidades condicionales de la expresión anterior a través de una función tipo umbral, es posible obtener una estimación discretizada de la serie. La función umbral puede ser definida de la siguiente manera:

$$P_u(j \setminus x_i) = \begin{cases} 0, & \text{si } P(j \setminus x_i) < 0.5 \\ 1, & \text{si } P(j \setminus x_i) \geq 0.5 \end{cases} \quad (10)$$

---

<sup>7</sup>Por ejemplo, iterar mientras el valor del logaritmo de la función de verosimilitud entre la última iteración y la anterior sea mayor a 0.0001.

Utilizar este filtro es ventajoso debido a que permite conocer con exactitud el umbral en el cual se produce un cambio, lo que puede ser útil en algunas aplicaciones.

## 4 Encuesta de Expectativas del Banco Central de Chile

La Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile (EEE), es de carácter mensual y plasma la contribución voluntaria de un selecto grupo en torno a 40 y 45 economistas, académicos, consultores, y ejecutivos o asesores de instituciones financieras y corporaciones relevantes en el medio nacional<sup>8</sup>. Estos analistas entregan sus proyecciones para un amplio número de variables macroeconómicas a distintos horizontes<sup>9</sup>, dando así su visión de la trayectoria esperada de la economía en el corto, mediano y largo plazo. Entre las variables consideradas en las encuestas están la inflación, tasas de interés (de política, de papeles reales y nominales), de actividad (IMACEC y PIB) y tipo de cambio. Como es habitual en muchos de estos tipos de encuestas, periódicamente se hace pública la mediana - como medida de tendencia central - de las proyecciones generadas por el grupo de especialistas. No obstante, hay algunas encuestas que entregan información sobre las probabilidades que cada encuestado asigna a los valores puntuales que entrega<sup>10</sup>. Esta encuesta ha sido escasamente utilizada en la literatura empírica para Chile. Betancor y Pincheira (2008) evalúan las proyecciones de inflación provenientes de la EEE detectando un exceso de autocorrelación en los errores de predicción y un sesgo estadísticamente significativo hacia el final de la muestra. Esta autocorrelación posibilitaría mejorar las proyecciones de inflación mediante la incorporación de un buen predictor de los errores. Dados estos antecedentes, la metodología presentada en las secciones anteriores nos permite centrarnos en la información entregada por la distribuciones de las proyecciones, lo que permitiría distinguir "tipos o grupos" de analistas en los casos de que existan dos o más modas en la función de densidad subyacente a cada corte.

---

<sup>8</sup>Comparativamente, este número es bastante alto considerando que para Estados Unidos la "Survey of Professional Forecasters" que trimestralmente realiza la Reserva Federal de Philadelphia recopila proyecciones de 50 economistas y analistas de mercado.

<sup>9</sup>Las proyecciones son a 1 mes, 3 meses, 12 meses y 24 meses y a diciembre de cada año.

<sup>10</sup>Algunos ejemplos en Bowles et al (2007), para el caso del Banco Central Europeo y en FED de Philadelphia (2008), para el caso del "Survey of Professional Forecasters" de la Reserva Federal de Philadelphia.

En la coyuntura actual, la información proveniente de las distribuciones de este tipo de encuestas y fundamentalmente los cambios que exhiben en el tiempo, es relevante para evaluar que tan bien ancladas se encuentran las expectativas en un momento del tiempo, o bien si hay pérdida de credibilidad producto de los shocks que han llevado a la inflación por sobre el rango de tolerancia definido por la autoridad. La Figura 5 muestra la evolución de la información proveniente de la EEE del Banco Central de Chile a través de los gráficos Box-Whisker<sup>11</sup> para las proyecciones de inflación a 12 y 24 meses y los valores efectivos de la inflación<sup>12</sup>.

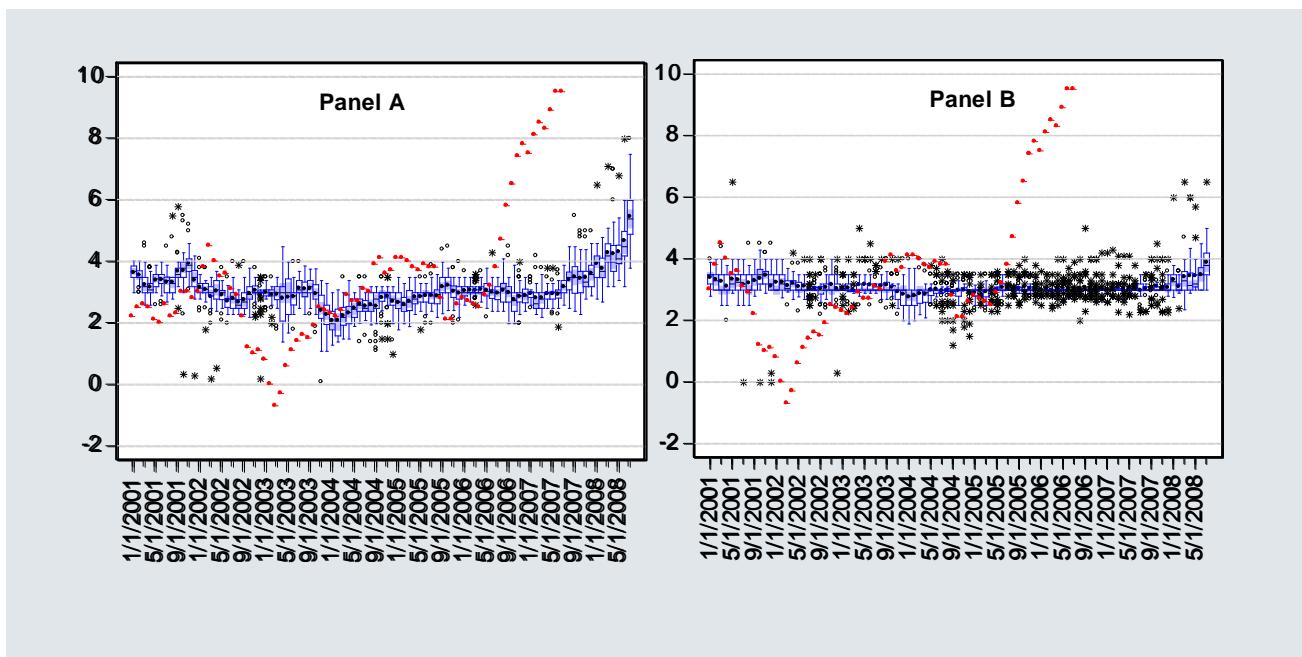


Figura 5: Gráfico Box-Whisker de Expectativas de Inflación e Inflación Efectiva

Notas. El panel A contiene las expectativas a 12 meses, mientras el panel B las expectativas a 24 meses. En rojo los valores efectivos de la inflación para el horizonte comparable con las fechas de la encuesta.

La figura anterior muestra varios puntos interesantes. Primero, que la dispersión de las

<sup>11</sup>Ver anexo 1 para la interpretación de este tipo de gráficos.

<sup>12</sup>Note que la inflación efectiva se debe adelantar los períodos que sea necesario, tal de hacerla compatible con la encuesta respectiva. Así la encuesta de enero 2001 se contrasta con la inflación efectiva de enero 2002 para el primer caso y para el segundo se contrasta con la inflación efectiva de enero 2003.

proyecciones a 12 meses ha tendido a estar, la mayor parte del tiempo, dentro del rango de tolerancia que ha definido el Consejo del Banco Central de Chile, es decir un 3% +/- 1% (panel A). Esta dispersión incluso es menor para el caso de las proyecciones a 24 meses (panel B). Segundo, que los episodios de alejamiento de la inflación efectiva (línea roja) respecto a la meta de inflación, tanto por bajo como por sobre el rango, ha sorprendido al consenso de los analistas privados considerados en la EEE, aun cuando algunos analistas proyectan, en algunas ocasiones, escapándose de dicho consenso<sup>13</sup>. Tercero, que las expectativas contenidas en esta encuesta, tienden a fluctuar menos que lo hace la dinámica misma de la inflación. Finalmente, la mediana y el promedio de las proyecciones de 12 a 24 meses contenidas en cada encuesta, estuvieron fuertemente ancladas la mayor parte del tiempo, salvo los últimos períodos transcurridos del año 2008.

Un ejercicio adicional que podría resultar interesante es verificar el eventual efecto que tiene la publicación del Informe de Política Monetaria (IPOM) en las expectativas de los especialistas que conforman la encuesta. El IPOM, que es publicado tres veces al año, al igual que en la mayoría de los reportes inflacionarios de los bancos centrales es la instancia donde los respectivos Consejos entregan su diagnóstico del panorama macroeconómico y presentan sus proyecciones de las principales variables de interés, entre ellas la inflación. Las Figuras del Anexo B presentan las funciones de densidad empíricas de las encuestas en cada uno de los meses<sup>14</sup>.

Hay varios resultados interesantes de destacar de dichas distribuciones<sup>15</sup>. Primero, el número de episodios en que se observan expectativas muy heterogéneas se ha ido reduciendo en el tiempo, conforme se cumplía la meta de inflación<sup>16</sup>. Segundo, que en las encuestas inmediatamente posteriores a la publicación de los IPOM se observan cambios en las distribuciones de las proyecciones de los analistas hacia densidades más homogéneas y que con mayor probabilidad se sitúan en torno al 3% (ver figuras Anexo B y tablas Anexo C). Esta se puede interpretar como evidencia de la efectividad que la divulgación del informe tiene como herramienta para anclar

---

<sup>13</sup>Outliers se identifican como puntos negros y asterísticos en la gráfica.

<sup>14</sup>Los resultados de la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile siempre se publican con antelación a los Informes de Política Monetaria.

<sup>15</sup>Ver Anexo C para estadísticas descriptivas.

<sup>16</sup>Ver Tablas del Anexo D que presenta los resultados del test de multimodalidad de Silverman.

las expectativas de los agentes. Tercero, que tras distribuciones multimodales es posible distinguir grupos entre los encuestados que podríamos denominar como "optimistas" o "pesimistas" (Bowles et al, 2007), dependiendo de su ubicación respecto al valor medio de la encuesta. La media, varianza y probabilidad asociadas al mixture de distribuciones normales que representan cada uno de las funciones de densidad empírica se presentan en la siguiente tabla. En el anexo D se ilustran las distribuciones normales que conforman el mixture<sup>17</sup>.

	Distribución 1			Distribución 2			Distribución 3			Distribución 4		
	$\mu$	$\sigma$	prob(x)									
May-01	3.338	0.257	0.852	3.765	0.055	0.148	-	-	-	-	-	-
Jul-01	3.000	0.001	0.270	3.462	0.347	0.730	-	-	-	-	-	-
Ago-01	3.000	0.000	0.447	3.445	0.145	0.478	4.591	0.935	0.074	-	-	-
Sep-01	3.633	0.240	0.852	4.019	1.118	0.148	-	-	-	-	-	-
Dic-01	0.300	0.010	0.034	3.513	0.357	0.966	-	-	-	-	-	-
Feb-02	2.994	0.599	0.362	3.150	0.136	0.638	-	-	-	-	-	-
Mar-02	2.096	0.952	0.221	3.080	0.225	0.779	-	-	-	-	-	-
Sep-02	2.709	0.258	0.945	3.734	0.290	0.055	-	-	-	-	-	-
Nov-03	1.147	0.111	0.094	2.582	0.450	0.906	-	-	-	-	-	-
Mar-04	1.896	0.207	0.409	2.481	0.406	0.591	-	-	-	-	-	-
May-04	2.237	0.208	0.604	2.829	0.098	0.396	-	-	-	-	-	-
Sep-04	1.687	0.409	0.244	2.835	0.187	0.756	-	-	-	-	-	-
Dic-04	1.523	0.450	0.084	2.823	0.204	0.916	-	-	-	-	-	-
Feb-05	2.520	0.296	0.826	3.023	0.143	0.174	-	-	-	-	-	-
Abr-05	2.635	0.074	0.220	2.873	0.250	0.723	3.427	0.062	0.057	-	-	-
Jun-05	2.826	0.371	0.622	3.000	0.000	0.378	-	-	-	-	-	-
Jul-05	2.854	0.190	0.654	3.008	0.509	0.346	-	-	-	-	-	-
Ene-06	2.600	0.000	0.026	3.007	0.143	0.851	3.527	0.098	0.123	-	-	-
Jun-06	2.436	0.048	0.036	2.991	0.221	0.936	4.300	0.000	0.028	-	-	-
Ago-06	2.634	0.130	0.327	3.274	0.285	0.673	-	-	-	-	-	-
Feb-07	2.732	0.292	0.929	4.001	0.201	0.071	-	-	-	-	-	-
Jun-07	2.900	0.449	0.516	3.002	0.098	0.484	-	-	-	-	-	-
Ene-08	3.873	0.434	0.974	6.500	0.001	0.026	-	-	-	-	-	-
Mar-08	4.186	0.391	0.967	7.100	0.002	0.033	-	-	-	-	-	-
May-08	4.223	0.481	0.964	6.800	0.000	0.036	-	-	-	-	-	-
Jun-08	4.381	0.293	0.608	5.142	1.126	0.392	-	-	-	-	-	-

Tabla 1: Estadísticas Expectativas a 12 meses

<sup>17</sup>Las figuras consideran las distribuciones normales definidas de manera independiente por sus medias y varianzas, y no consideran los ponderados ( $prob(x)$ ) que son relevantes para el mixture final.

	Distribución 1			Distribución 2			Distribución 3			Distribución 4		
	$\mu$	$\sigma$	prob(x)									
Ene-01	2.997	0.025	0.003	3.262	0.279	0.526	3.517	0.103	0.445	4.000	0.000	0.026
Feb-01	3.000	0.000	0.344	3.488	0.193	0.656	-	-	-	-	-	-
Mar-01	3.000	0.000	0.488	3.538	0.397	0.512	-	-	-	-	-	-
Jun-01	3.000	0.000	0.250	3.416	0.281	0.750	-	-	-	-	-	-
Jul-01	0.000	0.000	0.029	3.273	0.333	0.971	-	-	-	-	-	-
Nov-01	3.000	0.000	0.133	3.538	0.288	0.867	-	-	-	-	-	-
Dic-01	2.950	1.705	0.138	3.271	0.233	0.862	-	-	-	-	-	-
Ene-02	3.000	0.000	0.515	3.488	0.228	0.485	-	-	-	-	-	-
Abr-02	3.100	0.132	0.714	3.461	0.443	0.286	-	-	-	-	-	-
May-02	2.300	0.000	0.042	3.091	0.173	0.865	3.600	0.242	0.094	-	-	-
Ene-03	3.000	0.010	0.714	3.139	0.393	0.286	-	-	-	-	-	-
Abr-03	3.000	0.000	0.551	3.347	0.596	0.449	-	-	-	-	-	-
May-03	3.000	0.000	0.556	3.025	0.127	0.195	3.685	0.302	0.249	-	-	-
Jul-03	3.000	0.000	0.633	3.341	0.301	0.367	-	-	-	-	-	-
Ene-04	2.700	0.351	0.945	3.865	0.150	0.055	-	-	-	-	-	-
Nov-04	2.154	0.274	0.115	3.031	0.077	0.740	3.293	0.030	0.060	3.500	0.000	0.086
May-05	2.601	0.168	0.230	3.028	0.082	0.623	3.520	0.040	0.147	-	-	-
Jun-05	2.533	0.047	0.093	3.032	0.098	0.719	3.500	0.000	0.188	-	-	-
Nov-05	3.000	0.002	0.500	3.083	0.261	0.500	-	-	-	-	-	-
Mar-06	2.907	0.326	0.281	3.000	0.000	0.719	-	-	-	-	-	-
Nov-06	2.829	0.160	0.111	3.000	0.000	0.676	3.383	0.432	0.213	-	-	-
Jul-07	2.800	0.422	0.304	3.054	0.098	0.696	-	-	-	-	-	-
Ene-08	3.000	0.000	0.289	3.358	0.276	0.684	6.000	0.002	0.026	-	-	-
Feb-08	2.390	0.000	0.038	3.035	0.087	0.786	3.553	0.071	0.176	-	-	-
Mar-08	3.253	0.370	0.912	5.168	1.170	0.088	-	-	-	-	-	-
Abr-08	3.156	0.224	0.740	4.299	0.948	0.260	-	-	-	-	-	-

Tabla 2: Estadísticas Expectativas a 24 meses

Asimismo resultaría interesante evaluar la incertidumbre asociada a las proyecciones de los encuestados. Los profesionales incluidos en la EEE reportan valores puntuales para las variables consideradas, por lo que en sí misma estas proyecciones no entregan información directa de la incertidumbre asociadas al entorno macroeconómico prevaleciente en el momento de realizarlas. Hay ejemplos de encuestas realizadas por otros bancos centrales que solicitan a los participantes información sobre la distribución de probabilidades de sus proyecciones (Bowles, 2007; Pesaran y Weale, 2005). Contar con medidas de incertidumbre es útil por diversas razones. Por ejemplo, ante la ocurrencia de un shock debiese pasar algún tiempo antes de que los economistas y analistas internalicen ese shock en su escenario base de proyecciones, pero probablemente lo que harían en lo inmediato es dar una señal de que la estimación que están haciendo es más incierta.

Así, en los episodios de riesgos difíciles de cuantificar puede que no se modifique el valor puntual proyectado por el analista, pero sí el intervalo de confianza asociado a la estimación puntual debiese ser mayor. Segundo, la incertidumbre puede ser de interés por un tema de credibilidad ya que las estimaciones puntuales pueden estar vinculadas fuertemente a los objetivos explícitos de política por parte de la autoridad, sin la necesidad de generar escenarios de proyecciones propios. Tercero, el premio por incertidumbre juega un rol importante en muchos de los modelos de comportamiento de inversionistas y consumidores, por lo que los movimientos generados en estas encuestas contribuirían a entender mejor la evolución de los mercados en este aspecto. Asimismo, la incertidumbre asociada al análisis realizado por agentes privados puede constituir una herramienta útil que complementa la evaluación de incertidumbre que hace la autoridad y que debiera internalizar en sus propias proyecciones.

Hay varias métricas que se podrían utilizar en el contexto de este tipo de encuestas, combinando información proveniente de las distribuciones de las proyecciones de cada analista y de las estimaciones puntuales (Bowles, 2007), pero la restricción en el caso de Chile es que la encuesta sólo contiene valores puntuales. Dado esto, las medidas básicas factibles de calcular usando la EEE serían: (i) la desviación estándar y (ii) los coeficientes de variación por cada una de las encuestas. La evolución de estas medidas se presentan en la siguiente figura:

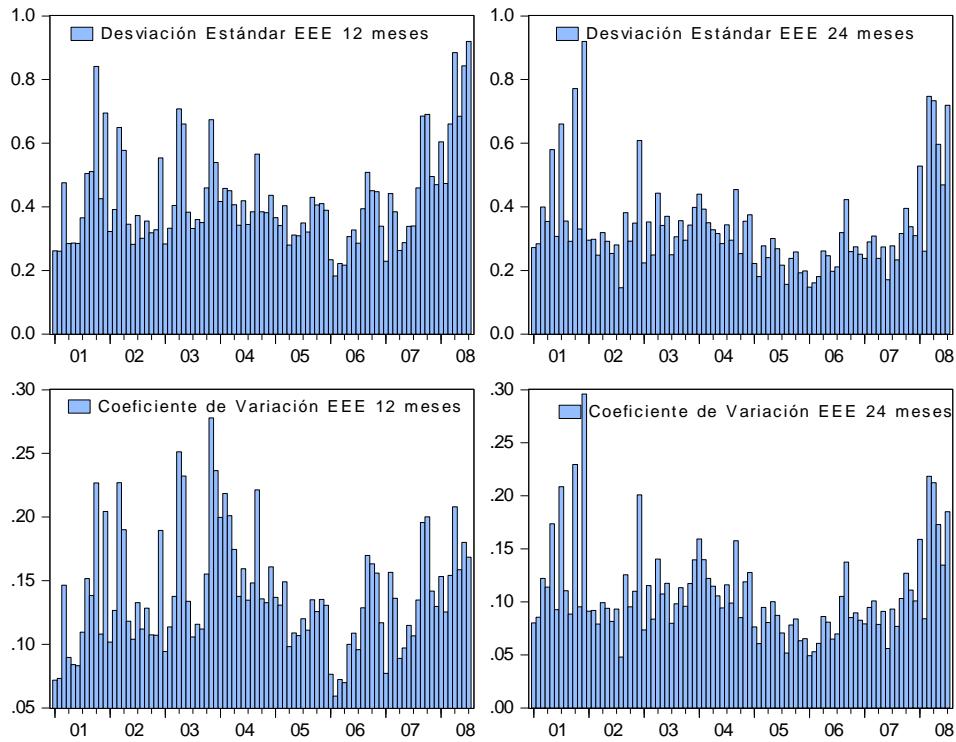


Figura 7: Medidas de Incertidumbre

Es fácil distinguir que a ambos horizontes la desviación estándar muestra un patrón creciente entre el 2001 y fines de 2004, para luego exhibir una caída desde mediados de 2004 hasta mediados de 2005. Luego en 2007, se comienza a observar un incremento en paralelo con el aumento de la inflación efectiva. En cuanto al coeficiente de variación, que controla por los aumentos en el nivel de la inflación al considerar el promedio de la encuesta en el denominador<sup>18</sup>, se observa un incremento en lo más reciente para los dos horizontes de interés. No obstante, con estos aumentos recientes el nivel de incertidumbre no es muy distinto al promedio histórico para el período en que las metas de inflación aplican de manera plena.

<sup>18</sup>El coeficiente de variación (CV), se define como  $CV = \sigma/\bar{X}$ , es decir el cuociente entre el promedio de las observaciones y la desviación estándar.

## 5 Conclusiones

En este trabajo se presentó el test de multimodalidad de Silverman y un procedimiento para obtener mixture de distribuciones, asumiendo que una función empírica puede ser representada por un número limitado de kernels gaussianos, en los casos en que se evidencie presencia de multimodalidad. Estos procedimientos son aplicados a la escasamente utilizada base de datos de la Encuesta de Expectativas del Banco Central de Chile, como fuente de información relevante de la incertidumbre de una muestra representativa de agentes privados. Los principales resultados muestran la importancia del permanente monitoreo de las distribuciones que siguen las proyecciones de inflación de los analistas considerados en la encuesta, más allá de la mediana que comúnmente es seguida por la mayoría de los bancos centrales. Ello, ya que entregan información de como reaccionan los mercados, aportando antecedentes adicionales y de manera independiente a la mayor o menor capacidad predictiva que tenga cada encuestado. En particular, las proyecciones de los analistas ha tendido a estar dentro del rango de tolerancia definido por el Consejo del Banco Central de Chile la mayor parte del tiempo. En tanto, episodios de alejamiento de la inflación respecto a la meta de inflación han sorprendido al consenso de los analistas privados considerados en la encuesta, a pesar de que en algunos momentos hay analistas que proyectan alejados de dicho consenso.

En el trabajo se plasma también la importancia del Informe de Política Monetaria, como medio para anclar expectativas, ya que se observó sistemáticamente cambios en las distribuciones empíricas de cada encuesta, pasando a distribuciones más homogéneas tras la divulgación de dicho Informe. En cuanto al nivel de incertidumbre que refleja la encuesta, si bien se observa un aumento en lo más reciente, los niveles actuales no son muy distintos al promedio histórico para el período en que las metas de inflación se aplican de manera plena en Chile. Finalmente, un desafío futuro para esta encuesta sería incorporar información respecto a las probabilidades asociadas a cada proyección que realizan los encuestados, con el fin de contar con una métrica adecuada de incertidumbre y de paso aminorar la posibilidad de que las estimaciones puntuales presentadas por los encuestados reflejen los objetivos o proyecciones públicas de la autoridad, sin implicar necesariamente estimaciones propias.

## References

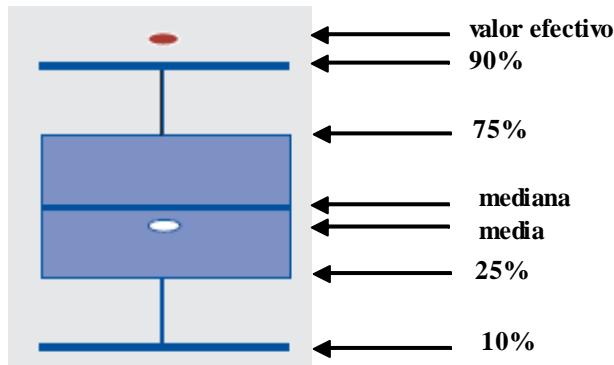
- [1] Andersson, Michael K. and Mikael P. Gredenhoff (1997). "Bootstrap Testing for Fractional Integration", Working Paper Series in Economics and Finance No188, Department of Economic Statistic, Stockholm School of Economics.
- [2] Arora, Sanjeev and Ravi Kannan (2001). "Learning Mixtures of Arbitrary Gaussians", Working Paper, Department of Computer Science, Princeton University.
- [3] Bergstrom, Pal (1999). "Bootstrap Methods and Applications in Econometrics", Working Paper, Department of Economics, Uppsala University.
- [4] Bentancor, A. Pincheira, P. (2008). Prediciendo los Errores de Proyección de la Inflación en Chile, Documentos de Trabajo, N° 477, Banco Central de Chile.
- [5] Bernanke, Ben S. 2007. "Inflation Expectations and Inflation Forecasting." Speech delivered at the NBER Summer Institute, Cambridge, MA, July 10. <http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20070710a.htm>.
- [6] Bowles, C, Friz, R. Genre, V. Kenny, G. Meyler, A, Rautanen, T.(2007). The ECB Survey of Professional Forecasters (SPF) A Review After Eight Years' Experience. Occasional Paper Series N°59, April 2007. European Central Bank.
- [7] Clarida, Richard & Jordi Gali & Mark Gertler, 1999. "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," Journal of Economic Literature, American Economic Association, vol. 37(4), pages 1661-1707, December.
- [8] D'Amico, S. and Orphanides, A., (2006), "Uncertainty and Disagreement in Economic Forecasting", mimeo, August 2006.
- [9] Demertzis, M., 2004. Central bank independence: low inflation at no cost?: a numerical simulations exercise. Journal of Macroeconomics.
- [10] Dempster, A. Laird, N. Rubind, D. (1977). Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM algorithm, Journal of the Royal Statistical Society series B, 39:1-38.
- [11] De Gregorio, Jose (2007). "Defining Inflation Targets, the Policy Horizon and the Output-Inflation Tradeoff," Working Papers Central Bank of Chile 415, Central Bank of Chile.
- [12] Giordani, P. and Söderlind, P., (2003), "Inflation forecast uncertainty", in European Eco-

- nomic Review, Vol. 47, No. 6, 2003, pp. 1037-1059.
- [13] Gredig, Fabián & Klaus Schmidt-Hebbel D. & Rodrigo O. Valdés P., (2008). "The Monetary Policy Horizon in Chile and Other Inflation-Targeting Countries," Journal Economía Chilena (The Chilean Economy), Central Bank of Chile, vol. 11(1), pages 5-27, April.
- [14] Hamilton, James D. (1994). Time Series Analysis. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [15] Huang, W. Trehan, B. (2008) Unanchored Expectations? Interpreting the Evidence from Inflation Surveys. FRBSF ECONOMIC LETTER Number 2008-23, July 25.
- [16] Izenman, Alan J. and Charles J. Sommer (1988). "Philatelic Mixtures and Multimodal Densities". Journal of the American Statistical Association, Volume 83, Issue 404 (December), pp. 941-953.
- [17] Lahiri, K., Teigland, C. and Zaporowski, M., (1988), "Interest rates and the subjective probability distribution of inflation forecasts", in Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 20, Issue 2, Ohio University Press, 1988, pp. 233-248.
- [18] Mishkin, Frederic S. & Klaus Schmidt-Hebbel, 2006. "Monetary Policy Under Inflation Targeting: An Introduction," Working Papers Central Bank of Chile 396, Central Bank of Chile.
- [19] Pesaran, M. H. Weale, M. (2005). Survey Expectations. CESifo Working Paper No. 1612 Handbook of Economic Forecasting.
- [20] Silverman B. W. (1981). "Using Kernel Density Estimates to Investigate Multimodality". Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological), Volume 43, Issue 1, pp.97-99.
- [21] Silverman B. W. (1986). Density Estimation for Statistics and Data Analysis. London, UK: Chapman & Hall.
- [22] Takada, Teruko (2001). "Nonparametric Density Estimation: A comparative Study". Economic Bulletin, Volume 3, No16, pp. 1-10.
- [23] Zhu, Feng (2002). "A Nonparametric Analysis of the Distributional Dynamics of the U.S. Income". Working Paper, Department of Economics, Yale University (August).

## Anexo A. Representación Box-Whisker

La mediana y el promedio de la encuesta de expectativas están contenidas en el gráfico box-whisker. La mediana es la proyección puntual que está exactamente en la mitad del panel de encuestados. Las diferencias entre la media y la mediana indican presencia de *outliers* en una dirección, o bien anticipan cambios futuros eventuales. Por ejemplo, como respuesta ante un shock de información, se podría esperar que inicialmente sólo algunos de los encuestados cambien sus proyecciones, lo que podría tener un impacto distinto en la media y la mediana. Si los otros analistas incorporan dicha información en las encuestas subsiguientes, esto generaría cambios en el agregado.

Adicionalmente, el rango inter-cuantil es indicado por los extremos de la caja, señalando el rango entre el percentil 25 y el 75 de la distribución. Esto sintetiza la dispersión de las estimaciones puntuales, no siendo afectada por valores extremos.



Los “whiskers” representan el percentil 10 y 90 de la distribución, entregando información adicional sobre el diferencial entre las estimaciones y por ende, del nivel de desacuerdo entre el panel de expertos. En particular, el tamaño de los “whiskers” relativo al box provee información de la fracción de analistas con expectativas distantes del consenso. Asimismo, se presenta el valor de la inflación efectiva a modo de comparación.

## Anexo B. Funciones de Densidad de la Encuesta de Expectativas

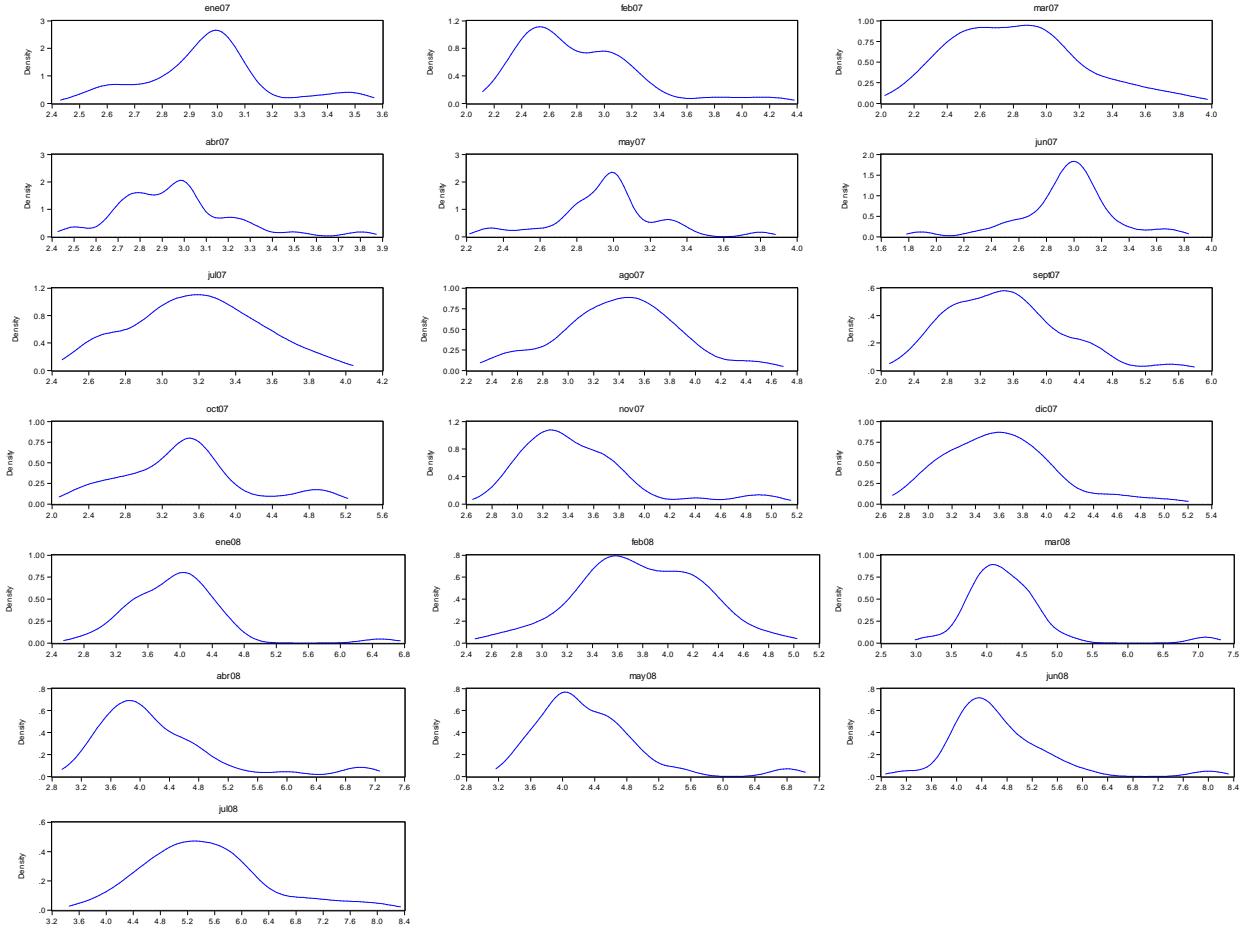


Figura B1: Densidades Kernel período 2007-2008 para Expectativas a 12 meses

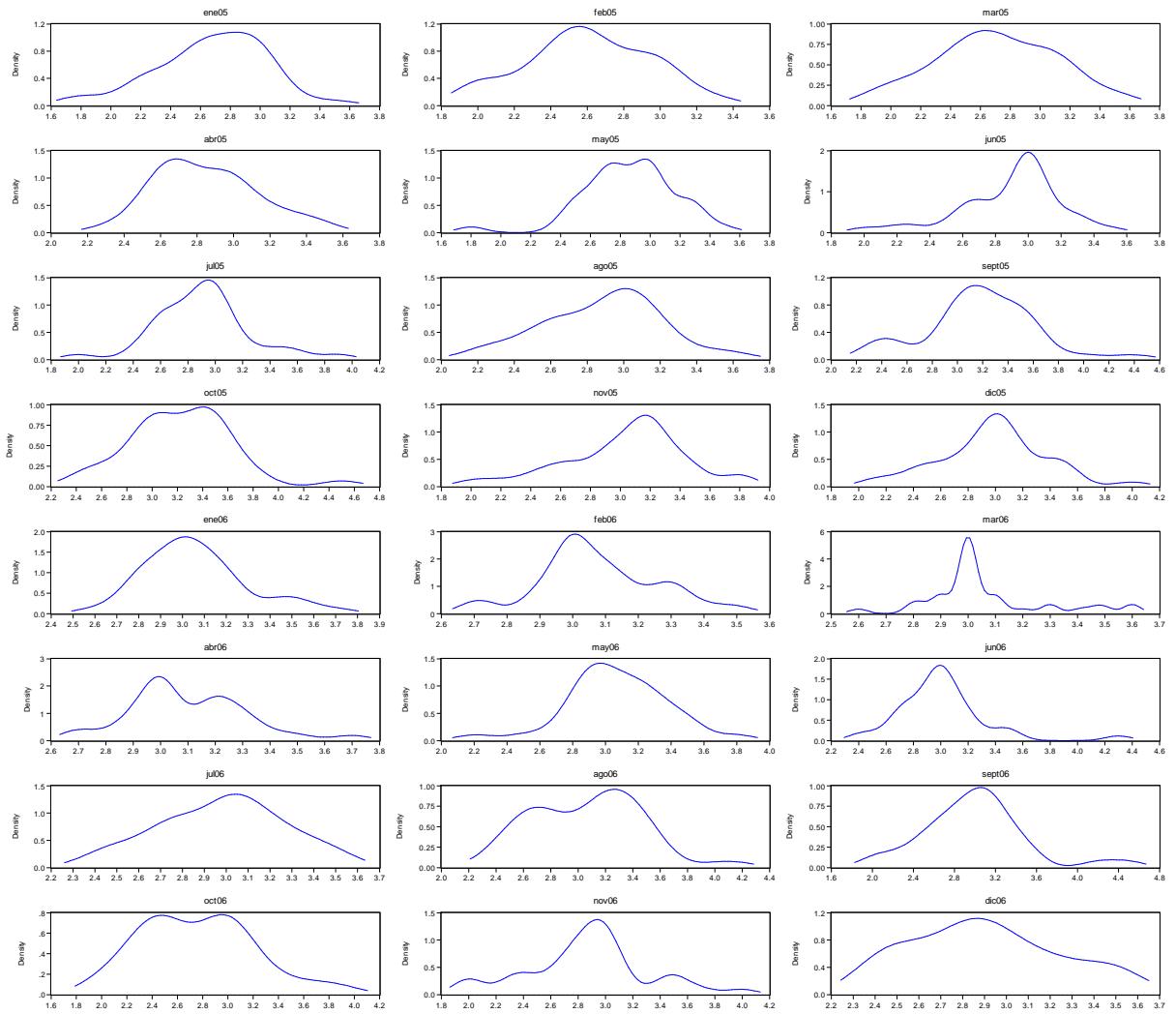


Figura B2: Densidades Kernel período 2005-2006 para Expectativas a 12 meses

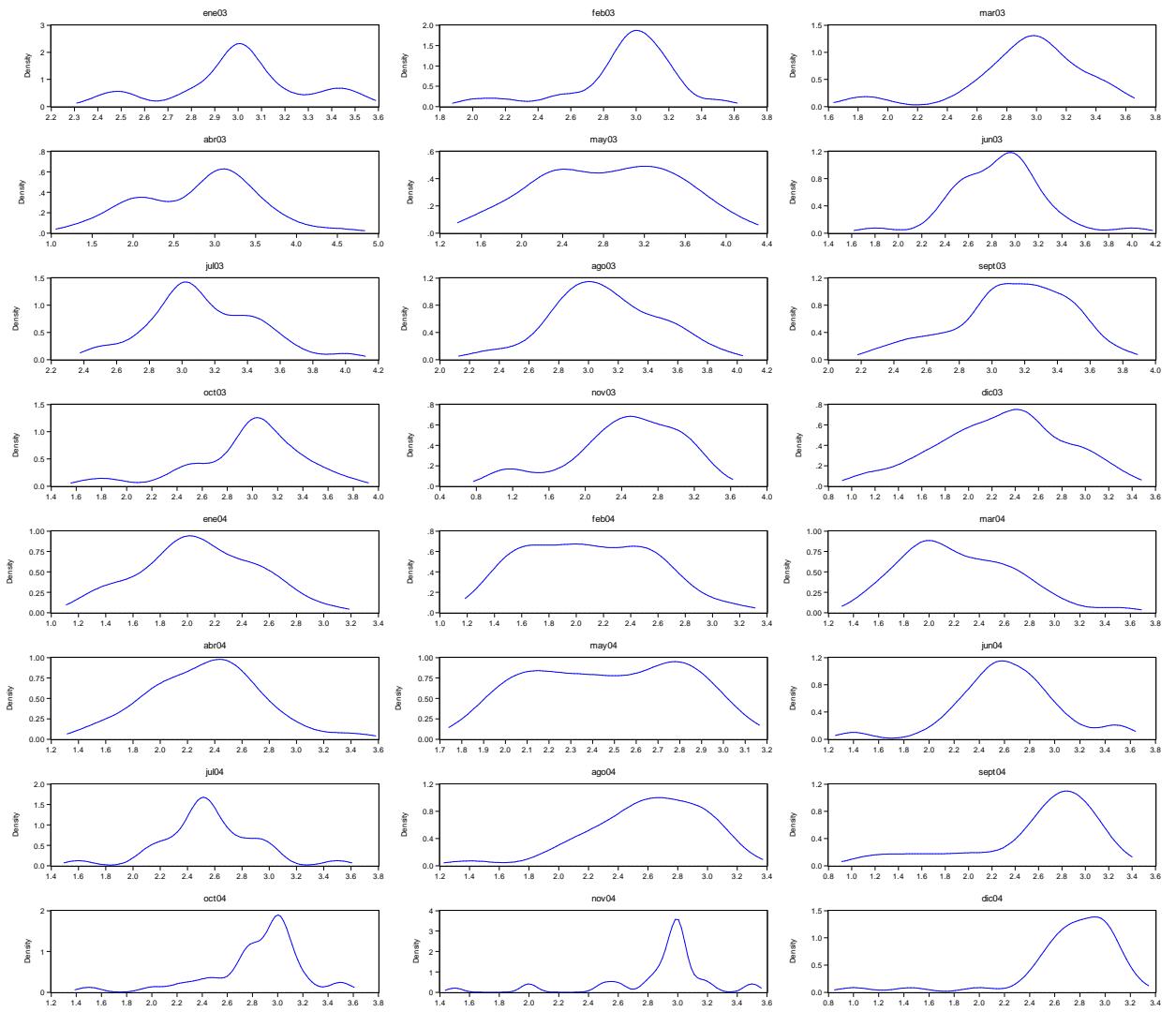


Figura B3: Densidades Kernel período 2003-2004 para Expectativas a 12 meses

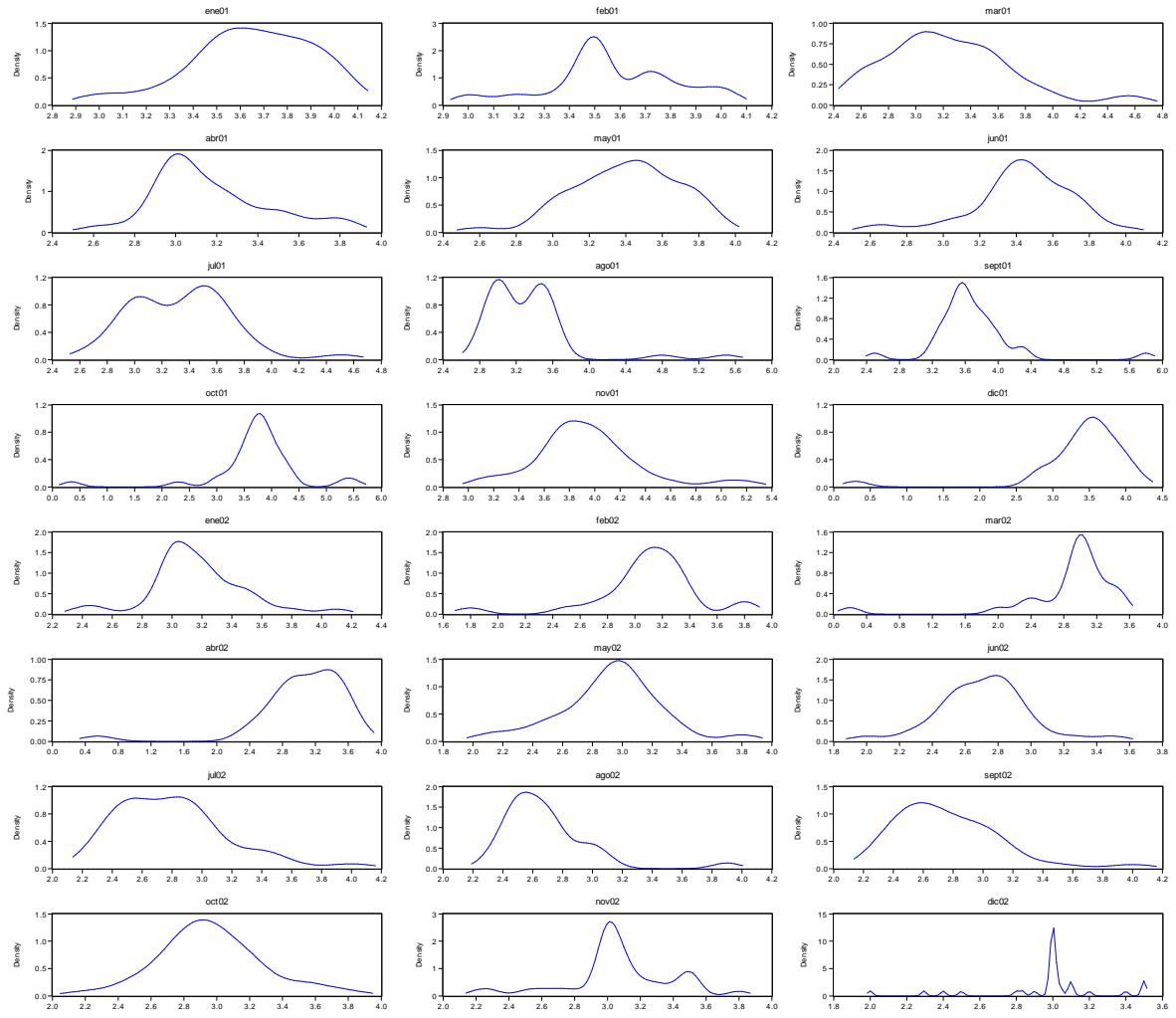


Figura B4: Densidades Kernel período 2001-2002 para Expectativas a 12 meses

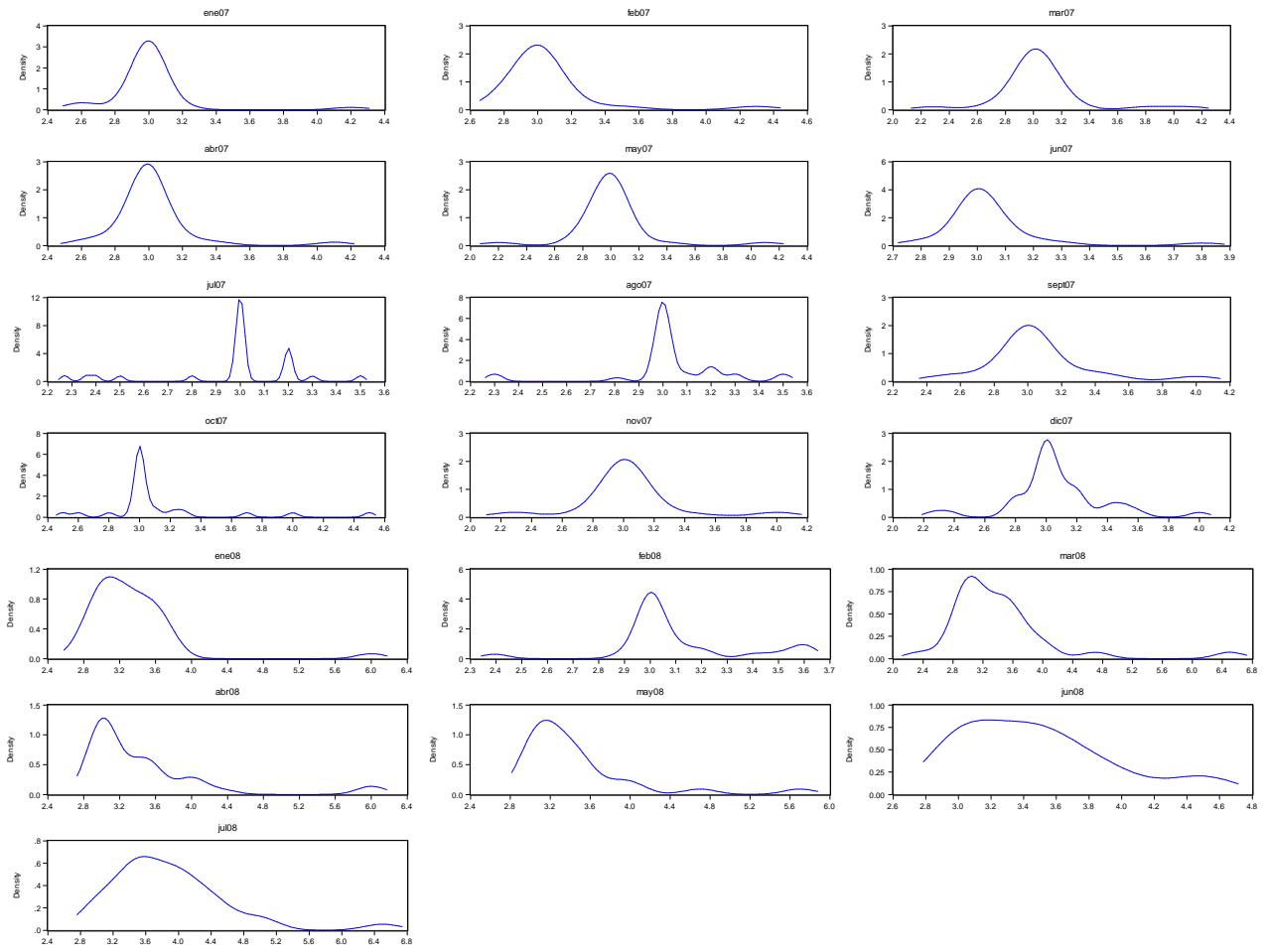


Figura B5: Densidades Kernel período 2007-2008 para Expectativas a 24 meses

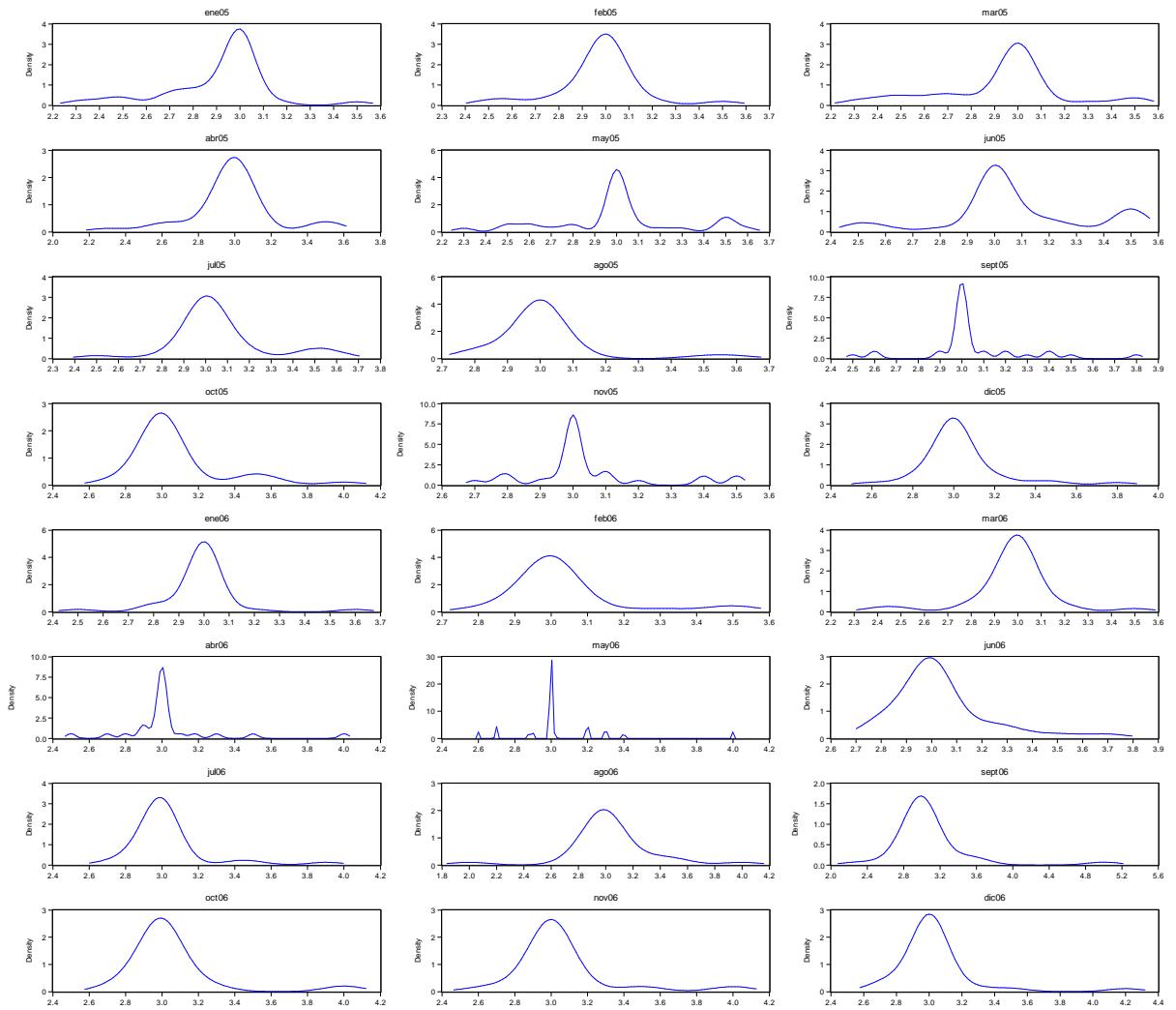


Figura B6: Densidades Kernel período 2005-2006 para Expectativas a 24 meses

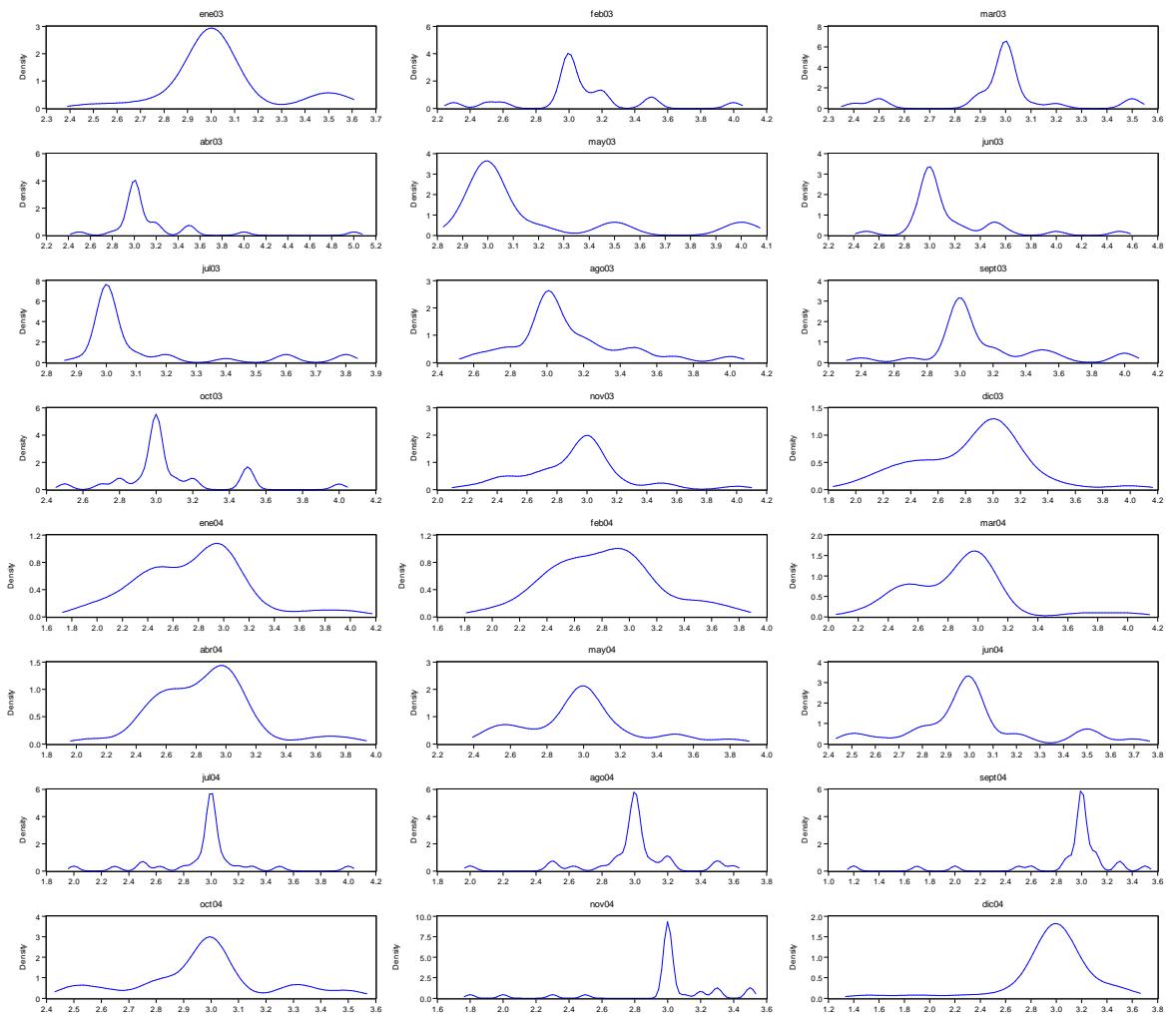


Figura B7: Densidades Kernel período 2003-2004 para Expectativas a 24 meses

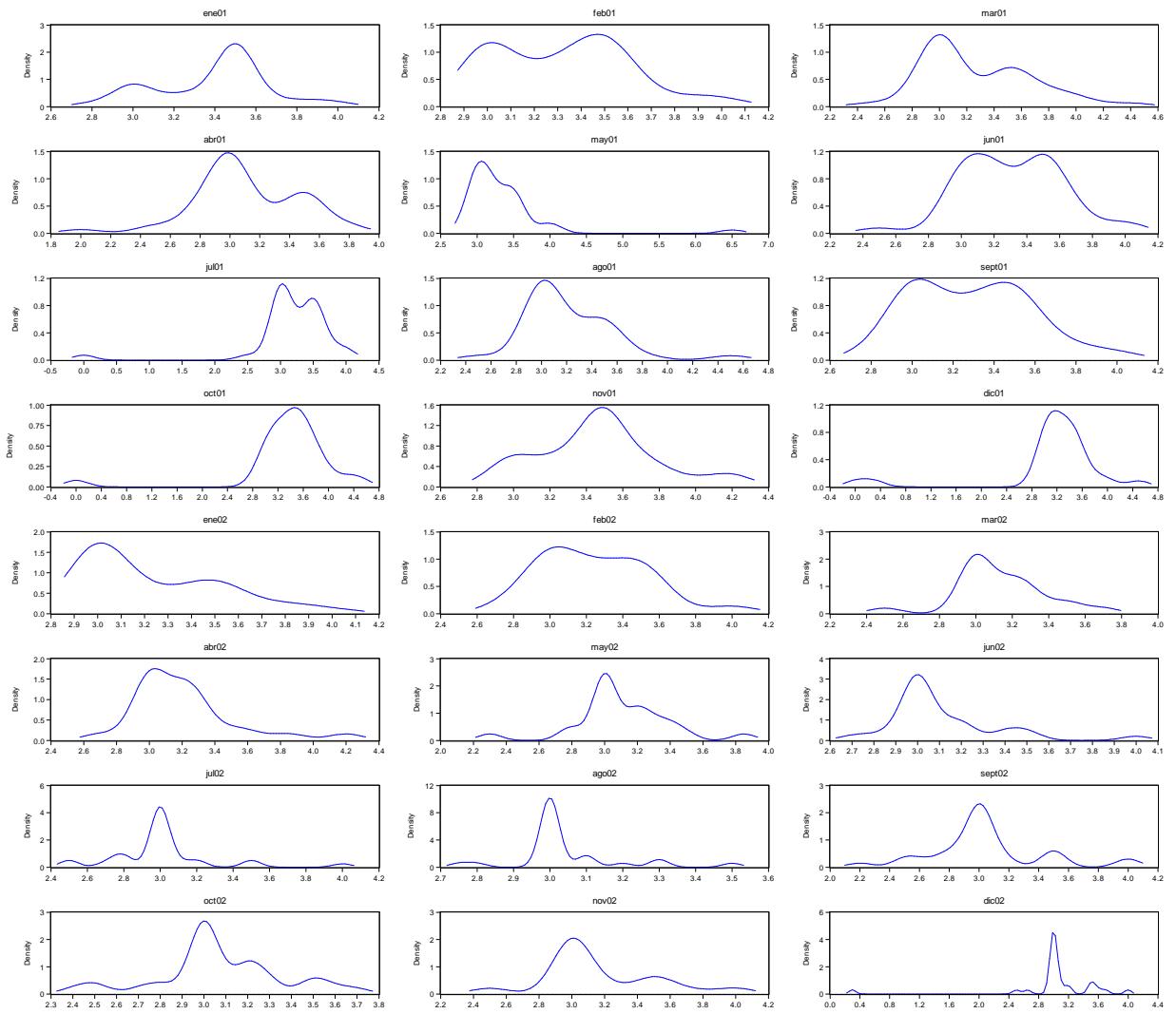


Figura B8: Densidades Kernel período 2001-2002 para Expectativas a 24 meses

Tabla C1. Estadísticas Descriptivas Expectativas a 12 meses

Encuesta	Media	SD	Sesgo	Curtosis	Ho: Normalidad	Número de Analistas
Ene-01	3.646	0.262	-0.617	3.049	0.290	39
Feb-01	3.565	0.261	-0.220	2.853	0.863	33
Mar-01	3.254	0.471	0.849	3.809	0.045	42
Abr-01	3.173	0.284	0.694	3.016	0.164	45
May-01	3.401	0.286	-0.408	2.906	0.555	42
Jun-01	3.425	0.285	-0.868	4.197	0.025	40
Jul-01	3.337	0.365	0.645	4.034	0.121	37
Ago-01	3.331	0.505	2.696	11.559	0.000	38
Sep-01	3.690	0.511	1.936	10.906	0.000	32
Oct-01	3.708	0.841	-1.686	9.908	0.000	32
Nov-01	3.941	0.426	0.850	4.601	0.017	36
Dic-01	3.402	0.695	-3.135	14.878	0.000	29
Ene-02	3.170	0.323	0.377	4.508	0.134	34
Feb-02	3.094	0.392	-1.196	6.412	0.000	25
Mar-02	2.863	0.650	-2.806	12.045	0.000	26
Abr-02	3.039	0.578	-2.622	12.177	0.000	31
May-02	2.923	0.345	-0.086	3.858	0.650	27
Jun-02	2.715	0.282	0.207	4.377	0.263	31
Jul-02	2.806	0.372	1.095	4.347	0.007	36
Ago-02	2.686	0.301	2.214	9.578	0.000	31
Sep-02	2.766	0.355	1.350	5.507	0.000	35
Oct-02	2.965	0.318	0.331	3.618	0.522	38
Nov-02	3.063	0.328	-0.424	3.794	0.354	37
Dic-02	2.976	0.314	-1.057	5.149	0.002	33
Ene-03	3.001	0.283	-0.256	2.939	0.847	30
Feb-03	2.922	0.327	-1.244	4.690	0.011	24
Mar-03	2.931	0.397	-1.214	4.854	0.004	28
Abr-03	2.816	0.708	-0.084	2.659	0.906	33
May-03	2.845	0.660	-0.066	2.053	0.554	31
Jun-03	2.863	0.383	0.154	4.823	0.083	35
Jul-03	3.137	0.332	0.331	3.133	0.731	33
Ago-03	3.114	0.354	0.042	2.839	0.980	30
Sep-03	3.127	0.350	-0.494	2.776	0.527	30
Oct-03	2.960	0.452	-0.884	3.978	0.066	32
Nov-03	2.447	0.608	-0.698	2.954	0.189	41
Dic-03	2.280	0.539	-0.199	2.524	0.743	37
Ene-04	2.085	0.416	0.019	2.479	0.824	34
Feb-04	2.095	0.458	0.237	2.106	0.574	26
Mar-04	2.242	0.451	0.595	3.050	0.335	37
Abr-04	2.329	0.406	0.193	3.192	0.877	34
May-04	2.471	0.343	-0.060	1.641	0.351	27
Jun-04	2.629	0.419	-0.308	4.447	0.213	30
Jul-04	2.557	0.344	0.015	4.524	0.212	32
Ago-04	2.596	0.385	-0.919	4.009	0.044	34
Sep-04	2.555	0.565	-1.294	3.566	0.007	34
Oct-04	2.832	0.384	-1.334	5.737	0.000	37
Nov-04	2.874	0.381	-1.758	6.924	0.000	37
Dic-04	2.713	0.436	-2.355	9.157	0.000	37
Ene-05	2.673	0.366	-0.458	3.191	0.500	38
Feb-05	2.607	0.341	-0.074	2.426	0.815	28
Mar-05	2.707	0.403	-0.032	2.470	0.812	35
Abr-05	2.853	0.280	0.425	2.652	0.541	35
May-05	2.861	0.311	-0.687	4.755	0.014	41
Jun-05	2.892	0.309	-0.860	3.983	0.048	37
Jul-05	2.907	0.349	0.390	4.405	0.144	36

Tabla C2. Estadísticas Descriptivas Expectativas a 12 meses

Encuesta	Media	SD	Sesgo	Curtosis	Ho: Normalidad	Número de Analistas
Ago-05	2.887	0.321	-0.143	2.800	0.912	36
Sep-05	3.184	0.430	0.153	3.814	0.558	37
Oct-05	3.229	0.406	0.489	4.238	0.155	36
Nov-05	3.032	0.410	-0.489	3.203	0.503	33
Dic-05	2.978	0.389	-0.005	3.353	0.906	38
Ene-06	3.060	0.234	0.743	3.470	0.146	38
Feb-06	3.079	0.183	0.221	3.011	0.889	29
Mar-06	3.065	0.222	0.906	3.660	0.057	37
Abr-06	3.100	0.217	0.530	3.518	0.396	32
May-06	3.068	0.307	-0.253	3.973	0.427	34
Jun-06	3.007	0.327	1.624	8.186	0.000	36
Jul-06	2.980	0.286	-0.125	2.388	0.721	36
Ago-06	3.064	0.394	0.282	2.801	0.800	30
Sep-06	2.995	0.508	0.704	4.485	0.051	34
Oct-06	2.762	0.451	0.455	2.854	0.529	36
Nov-06	2.869	0.448	0.104	3.266	0.914	38
Dic-06	2.903	0.339	0.277	2.157	0.497	33
Ene-07	2.963	0.229	0.368	3.514	0.546	36
Feb-07	2.822	0.442	1.390	4.919	0.001	28
Mar-07	2.824	0.384	0.600	2.926	0.371	33
Abr-07	2.958	0.263	0.961	4.682	0.009	35
May-07	2.958	0.287	0.182	4.474	0.195	34
Jun-07	2.949	0.339	-0.609	4.996	0.019	35
Jul-07	3.186	0.340	0.083	2.379	0.746	34
Ago-07	3.409	0.460	0.059	3.072	0.985	39
Sep-07	3.502	0.685	0.752	3.535	0.174	33
Oct-07	3.450	0.691	0.524	3.108	0.499	30
Nov-07	3.492	0.495	1.450	5.061	0.000	33
Dic-07	3.617	0.463	0.851	3.895	0.058	37
Ene-08	3.940	0.604	1.703	9.493	0.000	39
Feb-08	3.776	0.473	-0.066	2.743	0.951	29
Mar-08	4.283	0.660	2.559	12.280	0.000	30
Abr-08	4.252	0.885	1.769	6.022	0.000	37
May-08	4.316	0.684	1.759	7.339	0.000	28
Jun-08	4.679	0.843	2.009	9.033	0.000	31
Jul-08	5.461	0.920	0.783	3.677	0.127	34

Tabla C3. Estadísticas Descriptivas Expectativas a 24 meses

Encuesta	Media	SD	Sesgo	Curtosis	Ho: Normalidad	Número de Analistas
Ene-01	3.394	0.272	-0.260	2.801	0.788	37
Feb-01	3.320	0.284	0.401	2.458	0.535	32
Mar-01	3.276	0.396	0.757	3.128	0.139	41
Abr-01	3.108	0.354	-0.322	3.817	0.362	45
May-01	3.339	0.580	4.022	22.232	0.000	42
Jun-01	3.312	0.307	0.057	3.173	0.965	40
Jul-01	3.176	0.653	-3.387	17.756	0.000	34
Ago-01	3.215	0.356	1.445	6.650	0.000	32
Sep-01	3.292	0.291	0.423	2.517	0.564	29
Oct-01	3.363	0.772	-3.017	14.723	0.000	27
Nov-01	3.467	0.330	0.381	2.989	0.696	30
Dic-01	3.107	0.920	-2.416	8.935	0.000	27
Ene-02	3.237	0.295	0.914	2.723	0.095	33
Feb-02	3.245	0.298	0.586	3.037	0.548	21
Mar-02	3.133	0.248	0.043	4.059	0.596	22
Abr-02	3.212	0.319	1.487	5.429	0.001	24
May-02	3.105	0.291	-0.096	4.976	0.139	24
Jun-02	3.108	0.254	1.680	6.578	0.000	29
Jul-02	3.011	0.280	1.344	6.857	0.000	31
Ago-02	3.043	0.146	1.181	5.645	0.001	27
Sep-02	3.041	0.382	0.637	4.084	0.155	32
Oct-02	3.070	0.292	-0.103	3.267	0.920	35
Nov-02	3.169	0.349	0.691	3.441	0.235	33
Dic-02	3.029	0.608	-3.030	15.367	0.000	29
Ene-03	3.040	0.223	0.606	4.332	0.151	28
Feb-03	3.055	0.352	0.391	4.579	0.257	21
Mar-03	2.975	0.249	-0.296	4.325	0.349	24
Abr-03	3.156	0.443	2.757	11.851	0.000	29
May-03	3.176	0.341	1.625	4.262	0.001	27
Jun-03	3.152	0.370	1.930	7.505	0.000	31
Jul-03	3.125	0.249	1.814	4.887	0.000	30
Ago-03	3.119	0.306	1.031	4.236	0.044	26
Sep-03	3.147	0.357	0.832	4.013	0.138	25
Oct-03	3.080	0.295	1.127	4.998	0.005	28
Nov-03	2.926	0.343	0.559	4.722	0.050	34
Dic-03	2.850	0.398	0.125	3.711	0.653	36
Ene-04	2.764	0.440	0.469	3.809	0.348	33
Feb-04	2.810	0.393	0.274	3.004	0.861	24
Mar-04	2.867	0.350	0.982	5.366	0.002	33
Abr-04	2.854	0.328	0.586	4.468	0.095	32
May-04	2.990	0.316	0.615	3.554	0.418	23
Jun-04	3.015	0.284	0.527	3.421	0.485	27
Jul-04	2.959	0.343	-0.043	5.979	0.003	31
Ago-04	2.985	0.295	-0.889	5.955	0.000	32
Sep-04	2.881	0.454	-2.342	8.428	0.000	32
Oct-04	2.972	0.253	0.068	3.032	0.986	34
Nov-04	2.986	0.355	-1.699	6.574	0.000	35
Dic-04	2.940	0.375	-2.111	8.811	0.000	36
Ene-05	2.905	0.222	-0.708	4.738	0.023	36
Feb-05	2.976	0.181	-0.105	6.168	0.005	25
Mar-05	2.925	0.277	-0.252	3.421	0.771	29
Abr-05	2.987	0.240	-0.144	5.160	0.051	30
May-05	3.002	0.301	-0.034	3.119	0.987	34
Jun-05	3.073	0.268	-0.045	3.057	0.992	32
Jul-05	3.062	0.216	0.734	4.872	0.029	30

Tabla C4. Estadísticas Descriptivas Expectativas a 24 meses

Encuesta	Media	SD	Sesgo	Curtosis	Ho: Normalidad	Número de Analistas
Ago-05	3.015	0.156	2.358	9.779	0.000	33
Sep-05	3.043	0.238	0.674	5.428	0.004	35
Oct-05	3.083	0.258	1.952	6.713	0.000	32
Nov-05	3.042	0.193	0.962	3.844	0.063	30
Dic-05	3.035	0.198	1.770	8.339	0.000	37
Ene-06	2.989	0.147	0.876	12.318	0.000	37
Feb-06	3.041	0.161	1.928	6.244	0.000	25
Mar-06	2.974	0.181	-0.777	7.514	0.000	32
Abr-06	3.029	0.261	1.858	8.948	0.000	27
May-06	3.047	0.246	1.812	8.930	0.000	30
Jun-06	3.041	0.197	1.658	6.055	0.000	30
Jul-06	3.029	0.211	2.637	11.033	0.000	32
Ago-06	3.036	0.319	-0.011	7.872	0.000	28
Sep-06	3.072	0.423	3.099	15.476	0.000	31
Oct-06	3.051	0.260	2.807	11.030	0.000	35
Nov-06	3.062	0.274	2.242	8.515	0.000	37
Dic-06	3.036	0.251	3.191	15.555	0.000	33
Ene-07	3.001	0.238	3.303	19.669	0.000	36
Feb-07	3.056	0.290	3.264	14.450	0.000	26
Mar-07	3.052	0.308	1.355	8.079	0.000	28
Abr-07	3.022	0.238	2.905	14.748	0.000	32
May-07	3.005	0.273	1.428	12.057	0.000	30
Jun-07	3.042	0.170	3.048	14.526	0.000	30
Jul-07	2.977	0.278	-1.105	4.105	0.025	29
Ago-07	3.029	0.233	-1.215	6.972	0.000	35
Sep-07	3.066	0.316	1.344	5.868	0.000	33
Oct-07	3.113	0.395	2.004	7.639	0.000	27
Nov-07	3.041	0.338	0.858	6.383	0.000	31
Dic-07	3.068	0.310	0.257	5.144	0.026	36
Ene-08	3.324	0.528	3.470	18.473	0.000	38
Feb-08	3.102	0.261	0.199	4.240	0.399	26
Mar-08	3.421	0.747	2.569	11.248	0.000	29
Abr-08	3.453	0.733	2.404	8.732	0.000	36
May-08	3.448	0.596	2.409	9.051	0.000	27
Jun-08	3.484	0.469	0.871	2.925	0.160	29
Jul-08	3.888	0.719	1.556	6.598	0.000	32

**Tabla D1.** Encuesta de Expectativas Inflacionarias a 12 meses: Enero 2001 - Diciembre 2002

Encuesta		H0 : f(x) tiene a lo más m-modas					
		1	2	3	4	5	6
Ene-01	h crit	<b>0.281</b>	0.245	0.127	0.104	0.061	0.060
	pvalue	[0.385]	[0.043]	[0.335]	[0.218]	[0.48]	[0.164]
Feb-01	h crit	<b>0.152</b>	0.123	0.086	0.079	0.076	0.051
	pvalue	[0.307]	[0.178]	[0.381]	[0.12]	[0.011]	[0.101]
Mar-01	h crit	<b>0.167</b>	0.150	0.087	0.071	0.060	0.048
	pvalue	[0.302]	[0.037]	[0.51]	[0.303]	[0.208]	[0.226]
Abr-01	h crit	<b>0.108</b>	0.106	0.097	0.068	0.049	0.040
	pvalue	[0.561]	[0.133]	[0.031]	[0.138]	[0.363]	[0.292]
May-01	h crit	0.273	<b>0.120</b>	0.119	0.089	0.076	0.075
	pvalue	[0.099]	[0.713]	[0.273]	[0.293]	[0.203]	[0.039]
Jun-01	h crit	<b>0.159</b>	0.123	0.103	0.090	0.062	0.054
	pvalue	[0.556]	[0.366]	[0.241]	[0.161]	[0.531]	[0.333]
Jul-01	h crit	0.511	<b>0.198</b>	0.124	0.093	0.072	0.051
	pvalue	[0.006]	[0.121]	[0.225]	[0.22]	[0.225]	[0.401]
Ago-01	h crit	0.313	0.252	<b>0.133</b>	0.100	0.066	0.050
	pvalue	[0.095]	[0.006]	[0.166]	[0.1]	[0.121]	[0.151]
Sep-01	h crit	0.522	<b>0.222</b>	0.220	0.124	0.099	0.083
	pvalue	[0.026]	[0.415]	[0.056]	[0.249]	[0.205]	[0.145]
Oct-01	h crit	<b>0.466</b>	0.372	0.340	0.124	0.123	0.097
	pvalue	[0.322]	[0.085]	[0.003]	[0.56]	[0.234]	[0.184]
Nov-01	h crit	<b>0.282</b>	0.214	0.183	0.100	0.090	0.075
	pvalue	[0.412]	[0.26]	[0.073]	[0.574]	[0.36]	[0.309]
Dic-01	h crit	0.744	<b>0.158</b>	0.138	0.114	0.102	0.079
	pvalue	[0.015]	[0.649]	[0.425]	[0.31]	[0.157]	[0.173]
Ene-02	h crit	<b>0.109</b>	0.063	0.053	0.038	0.034	0.034
	pvalue	[0.184]	[0.322]	[0.172]	[0.284]	[0.126]	[0.016]
Feb-02	h crit	0.287	<b>0.165</b>	0.090	0.071	0.053	0.048
	pvalue	[0.105]	[0.157]	[0.449]	[0.329]	[0.3]	[0.132]
Mar-02	h crit	0.671	<b>0.161</b>	0.128	0.106	0.070	0.058
	pvalue	[0.013]	[0.416]	[0.229]	[0.141]	[0.237]	[0.184]
Abr-02	h crit	<b>0.450</b>	0.325	0.122	0.107	0.063	0.049
	pvalue	[0.183]	[0.033]	[0.399]	[0.187]	[0.442]	[0.506]
May-02	h crit	<b>0.162</b>	0.148	0.084	0.073	0.063	0.047
	pvalue	[0.359]	[0.093]	[0.44]	[0.266]	[0.145]	[0.189]
Jun-02	h crit	<b>0.105</b>	0.097	0.086	0.083	0.081	0.068
	pvalue	[0.835]	[0.515]	[0.313]	[0.074]	[0.012]	[0.005]
Jul-02	h crit	<b>0.225</b>	0.134	0.126	0.104	0.067	0.050
	pvalue	[0.196]	[0.607]	[0.143]	[0.068]	[0.299]	[0.421]
Ago-02	h crit	<b>0.223</b>	0.119	0.098	0.097	0.084	0.055
	pvalue	[0.165]	[0.402]	[0.318]	[0.076]	[0.025]	[0.112]
Sep-02	h crit	0.274	<b>0.129</b>	0.087	0.046	0.041	0.039
	pvalue	[0.038]	[0.233]	[0.132]	[0.502]	[0.324]	[0.108]
Oct-02	h crit	<b>0.145</b>	0.114	0.102	0.093	0.092	0.043
	pvalue	[0.468]	[0.396]	[0.185]	[0.062]	[0.009]	[0.583]
Nov-02	h crit	<b>0.255</b>	0.190	0.149	0.083	0.078	0.054
	pvalue	[0.153]	[0.031]	[0.034]	[0.35]	[0.12]	[0.249]
Dic-02	h crit	<b>0.133</b>	0.129	0.092	0.079	0.053	0.049
	pvalue	[0.611]	[0.08]	[0.223]	[0.093]	[0.233]	[0.091]

**Tabla D2.** Encuesta de Expectativas Inflacionarias a 12 meses: Enero 2003 - Diciembre 2004

Encuesta		H0 : f(x) tiene a lo más m-modas					
		1	2	3	4	5	6
Ene-03	h crit	<b>0.144</b>	0.123	0.086	0.054	0.038	0.035
	pvalue	[0.262]	[0.068]	[0.203]	[0.318]	[0.446]	[0.224]
Feb-03	h crit	<b>0.176</b>	0.100	0.099	0.098	0.059	0.050
	pvalue	[0.371]	[0.476]	[0.107]	[0.009]	[0.134]	[0.084]
Mar-03	h crit	<b>0.269</b>	0.166	0.128	0.112	0.074	0.072
	pvalue	[0.311]	[0.356]	[0.271]	[0.128]	[0.351]	[0.116]
Abr-03	h crit	<b>0.246</b>	0.211	0.168	0.163	0.155	0.099
	pvalue	[0.602]	[0.375]	[0.331]	[0.087]	[0.017]	[0.235]
May-03	h crit	<b>0.219</b>	0.207	0.185	0.127	0.097	0.086
	pvalue	[0.624]	[0.154]	[0.039]	[0.199]	[0.205]	[0.1]
Jun-03	h crit	<b>0.244</b>	0.234	0.138	0.132	0.097	0.097
	pvalue	[0.319]	[0.037]	[0.256]	[0.074]	[0.151]	[0.013]
Jul-03	h crit	<b>0.179</b>	0.119	0.114	0.076	0.067	0.065
	pvalue	[0.578]	[0.713]	[0.342]	[0.71]	[0.572]	[0.314]
Ago-03	h crit	<b>0.228</b>	0.116	0.108	0.096	0.081	0.061
	pvalue	[0.214]	[0.691]	[0.387]	[0.226]	[0.13]	[0.211]
Sep-03	h crit	<b>0.140</b>	0.125	0.094	0.093	0.082	0.076
	pvalue	[0.596]	[0.259]	[0.351]	[0.064]	[0.031]	[0.006]
Oct-03	h crit	<b>0.223</b>	0.146	0.104	0.092	0.083	0.068
	pvalue	[0.262]	[0.516]	[0.612]	[0.4]	[0.216]	[0.177]
Nov-03	h crit	0.626	<b>0.211</b>	0.197	0.137	0.133	0.118
	pvalue	[0.055]	[0.609]	[0.316]	[0.595]	[0.25]	[0.158]
Dic-03	h crit	<b>0.237</b>	0.150	0.138	0.128	0.092	0.082
	pvalue	[0.37]	[0.692]	[0.352]	[0.118]	[0.276]	[0.161]
Ene-04	h crit	<b>0.270</b>	0.186	0.171	0.105	0.102	0.094
	pvalue	[0.346]	[0.468]	[0.162]	[0.631]	[0.266]	[0.096]
Feb-04	h crit	<b>0.217</b>	0.200	0.128	0.055	0.051	0.050
	pvalue	[0.487]	[0.047]	[0.214]	[0.876]	[0.674]	[0.366]
Mar-04	h crit	0.294	<b>0.142</b>	0.118	0.117	0.093	0.085
	pvalue	[0.072]	[0.693]	[0.436]	[0.062]	[0.069]	[0.02]
Abr-04	h crit	<b>0.227</b>	0.128	0.121	0.096	0.090	0.076
	pvalue	[0.378]	[0.774]	[0.469]	[0.536]	[0.297]	[0.242]
May-04	h crit	0.243	<b>0.113</b>	0.074	0.045	0.041	0.039
	pvalue	[0.073]	[0.199]	[0.287]	[0.757]	[0.466]	[0.191]
Jun-04	h crit	<b>0.252</b>	0.153	0.097	0.088	0.087	0.082
	pvalue	[0.242]	[0.546]	[0.767]	[0.53]	[0.201]	[0.071]
Jul-04	h crit	<b>0.193</b>	0.105	0.070	0.059	0.056	0.051
	pvalue	[0.191]	[0.595]	[0.782]	[0.631]	[0.356]	[0.191]
Ago-04	h crit	<b>0.227</b>	0.177	0.103	0.070	0.070	0.058
	pvalue	[0.232]	[0.153]	[0.598]	[0.766]	[0.398]	[0.331]
Sep-04	h crit	0.678	<b>0.292</b>	0.168	0.119	0.104	0.099
	pvalue	[0.01]	[0.206]	[0.216]	[0.247]	[0.141]	[0.033]
Oct-04	h crit	<b>0.214</b>	0.194	0.185	0.174	0.145	0.087
	pvalue	[0.747]	[0.389]	[0.072]	[0.011]	[0.008]	[0.19]
Nov-04	h crit	<b>0.170</b>	0.105	0.092	0.077	0.076	0.048
	pvalue	[0.395]	[0.625]	[0.404]	[0.266]	[0.045]	[0.435]
Dic-04	h crit	0.487	<b>0.309</b>	0.145	0.133	0.114	0.075
	pvalue	[0.035]	[0.141]	[0.353]	[0.143]	[0.047]	[0.205]

**Tabla D3.** Encuesta de Expectativas Inflacionarias a 12 meses: Enero 2005 - Diciembre 2006

Encuesta		H0 : f(x) tiene a lo más m-modas					
		1	2	3	4	5	6
Ene-05	h crit	<b>0.172</b>	0.139	0.120	0.097	0.095	0.084
	pvalue	[0.494]	[0.354]	[0.161]	[0.183]	[0.035]	[0.011]
Feb-05	h crit	0.375	<b>0.124</b>	0.117	0.112	0.055	0.051
	pvalue	[0.066]	[0.659]	[0.357]	[0.1]	[0.691]	[0.448]
Mar-05	h crit	<b>0.133</b>	0.123	0.108	0.098	0.077	0.044
	pvalue	[0.843]	[0.452]	[0.257]	[0.094]	[0.084]	[0.717]
Abr-05	h crit	0.543	0.314	<b>0.145</b>	0.135	0.078	0.074
	pvalue	[0.064]	[0.054]	[0.253]	[0.065]	[0.248]	[0.067]
May-05	h crit	<b>0.162</b>	0.110	0.104	0.081	0.080	0.040
	pvalue	[0.295]	[0.435]	[0.134]	[0.134]	[0.017]	[0.437]
Jun-05	h crit	0.314	<b>0.150</b>	0.102	0.084	0.081	0.063
	pvalue	[0.057]	[0.226]	[0.276]	[0.252]	[0.071]	[0.101]
Jul-05	h crit	0.635	<b>0.147</b>	0.129	0.113	0.083	0.081
	pvalue	[0.008]	[0.41]	[0.157]	[0.057]	[0.116]	[0.023]
Ago-05	h crit	<b>0.151</b>	0.145	0.099	0.045	0.044	0.042
	pvalue	[0.582]	[0.072]	[0.281]	[0.906]	[0.631]	[0.386]
Sep-05	h crit	<b>0.193</b>	0.142	0.123	0.079	0.050	0.048
	pvalue	[0.126]	[0.205]	[0.078]	[0.216]	[0.391]	[0.122]
Oct-05	h crit	<b>0.275</b>	0.241	0.159	0.157	0.098	0.091
	pvalue	[0.303]	[0.065]	[0.26]	[0.05]	[0.237]	[0.079]
Nov-05	h crit	<b>0.139</b>	0.127	0.089	0.086	0.073	0.052
	pvalue	[0.737]	[0.402]	[0.599]	[0.304]	[0.207]	[0.462]
Dic-05	h crit	<b>0.192</b>	0.120	0.083	0.072	0.066	0.064
	pvalue	[0.24]	[0.559]	[0.692]	[0.572]	[0.347]	[0.165]
Ene-06	h crit	0.278	0.228	<b>0.132</b>	0.073	0.071	0.064
	pvalue	[0.087]	[0.024]	[0.155]	[0.377]	[0.129]	[0.062]
Feb-06	h crit	<b>0.227</b>	0.224	0.097	0.065	0.047	0.045
	pvalue	[0.185]	[0.014]	[0.241]	[0.342]	[0.368]	[0.151]
Mar-06	h crit	<b>0.294</b>	0.199	0.154	0.100	0.064	0.043
	pvalue	[0.134]	[0.049]	[0.033]	[0.124]	[0.155]	[0.27]
Abr-06	h crit	<b>0.109</b>	0.105	0.104	0.071	0.041	0.040
	pvalue	[0.487]	[0.14]	[0.011]	[0.079]	[0.32]	[0.101]
May-06	h crit	<b>0.151</b>	0.093	0.080	0.074	0.059	0.050
	pvalue	[0.342]	[0.724]	[0.544]	[0.231]	[0.243]	[0.215]
Jun-06	h crit	0.483	0.269	<b>0.104</b>	0.089	0.052	0.048
	pvalue	[0.03]	[0.046]	[0.381]	[0.224]	[0.575]	[0.327]
Jul-06	h crit	<b>0.174</b>	0.145	0.112	0.099	0.080	0.074
	pvalue	[0.394]	[0.209]	[0.248]	[0.104]	[0.103]	[0.029]
Ago-06	h crit	0.454	<b>0.230</b>	0.195	0.085	0.079	0.052
	pvalue	[0.068]	[0.116]	[0.04]	[0.379]	[0.148]	[0.328]
Sep-06	h crit	<b>0.236</b>	0.136	0.126	0.098	0.094	0.093
	pvalue	[0.359]	[0.669]	[0.347]	[0.395]	[0.149]	[0.019]
Oct-06	h crit	<b>0.286</b>	0.161	0.125	0.090	0.090	0.060
	pvalue	[0.113]	[0.308]	[0.308]	[0.476]	[0.146]	[0.406]
Nov-06	h crit	<b>0.291</b>	0.284	0.153	0.149	0.134	0.081
	pvalue	[0.603]	[0.035]	[0.401]	[0.117]	[0.057]	[0.368]
Dic-06	h crit	<b>0.159</b>	0.150	0.092	0.085	0.050	0.049
	pvalue	[0.542]	[0.094]	[0.414]	[0.135]	[0.577]	[0.236]

**Tabla D4.** Encuesta de Expectativas Inflacionarias a 12 meses: Enero 2007 - Julio 2008

Encuesta		H0 : f(x) tiene a lo más m-modas					
		1	2	3	4	5	6
Ene-07	h crit	<b>0.139</b>	0.134	0.087	0.070	0.065	0.051
	pvalue	[0.524]	[0.088]	[0.4]	[0.343]	[0.157]	[0.163]
Feb-07	h crit	0.322	<b>0.193</b>	0.077	0.076	0.076	0.050
	pvalue	[0.101]	[0.152]	[0.752]	[0.379]	[0.094]	[0.29]
Mar-07	h crit	<b>0.176</b>	0.097	0.097	0.083	0.069	0.063
	pvalue	[0.523]	[0.916]	[0.548]	[0.367]	[0.344]	[0.18]
Abr-07	h crit	<b>0.199</b>	0.084	0.072	0.071	0.070	0.048
	pvalue	[0.154]	[0.665]	[0.523]	[0.168]	[0.025]	[0.192]
May-07	h crit	<b>0.219</b>	0.135	0.092	0.092	0.089	0.051
	pvalue	[0.13]	[0.378]	[0.465]	[0.105]	[0.013]	[0.296]
Jun-07	h crit	0.615	<b>0.432</b>	0.301	0.215	0.114	0.086
	pvalue	[0.076]	[0.118]	[0.086]	[0.099]	[0.368]	[0.333]
Jul-07	h crit	<b>0.122</b>	0.114	0.095	0.090	0.050	0.043
	pvalue	[0.81]	[0.406]	[0.216]	[0.023]	[0.531]	[0.467]
Ago-07	h crit	<b>0.332</b>	0.152	0.139	0.109	0.098	0.092
	pvalue	[0.14]	[0.809]	[0.466]	[0.446]	[0.267]	[0.086]
Sep-07	h crit	<b>0.379</b>	0.351	0.249	0.156	0.140	0.097
	pvalue	[0.343]	[0.083]	[0.126]	[0.386]	[0.206]	[0.334]
Oct-07	h crit	<b>0.195</b>	0.178	0.168	0.125	0.124	0.099
	pvalue	[0.945]	[0.756]	[0.33]	[0.48]	[0.142]	[0.199]
Nov-07	h crit	<b>0.207</b>	0.185	0.184	0.172	0.117	0.112
	pvalue	[0.871]	[0.592]	[0.186]	[0.049]	[0.266]	[0.089]
Dic-07	h crit	<b>0.367</b>	0.267	0.245	0.185	0.181	0.093
	pvalue	[0.305]	[0.222]	[0.068]	[0.108]	[0.013]	[0.394]
Ene-08	h crit	0.558	<b>0.323</b>	0.200	0.194	0.171	0.153
	pvalue	[0.083]	[0.264]	[0.485]	[0.17]	[0.085]	[0.047]
Feb-08	h crit	<b>0.191</b>	0.134	0.123	0.092	0.086	0.071
	pvalue	[0.461]	[0.53]	[0.229]	[0.304]	[0.092]	[0.083]
Mar-08	h crit	0.735	<b>0.317</b>	0.248	0.176	0.100	0.084
	pvalue	[0.007]	[0.256]	[0.076]	[0.11]	[0.252]	[0.143]
Abr-08	h crit	<b>0.532</b>	0.414	0.343	0.316	0.199	0.195
	pvalue	[0.43]	[0.326]	[0.273]	[0.079]	[0.428]	[0.137]
May-08	h crit	0.583	<b>0.201</b>	0.133	0.094	0.066	0.063
	pvalue	[0.041]	[0.454]	[0.561]	[0.677]	[0.794]	[0.552]
Jun-08	h crit	0.733	<b>0.398</b>	0.360	0.169	0.149	0.143
	pvalue	[0.09]	[0.409]	[0.119]	[0.782]	[0.608]	[0.338]
Jul-08	h crit	<b>0.514</b>	0.361	0.356	0.261	0.242	0.238
	pvalue	[0.671]	[0.765]	[0.28]	[0.422]	[0.161]	[0.028]

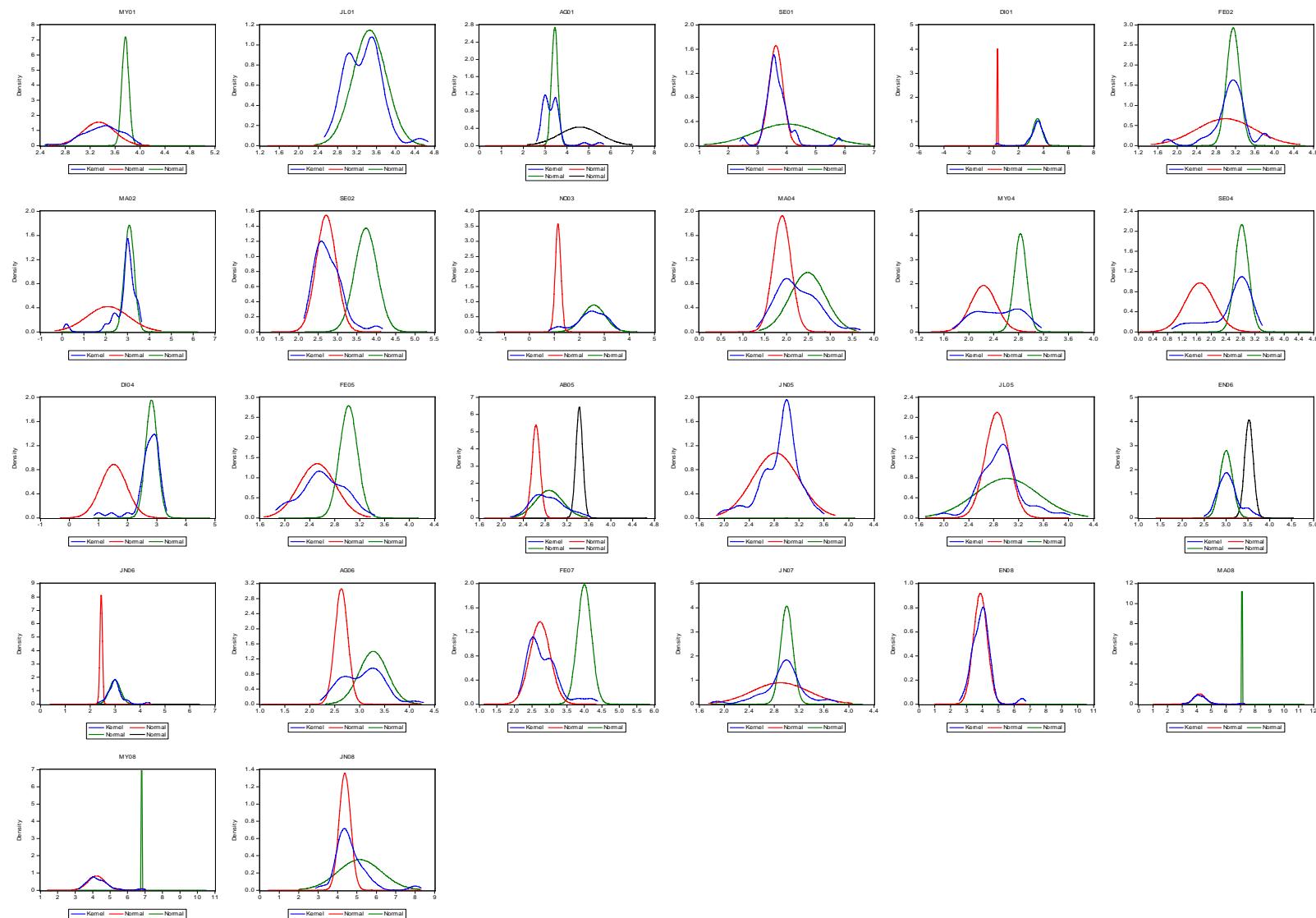


Figura A9. Mixture de Distribuciones Normales para proyecciones a 12 meses

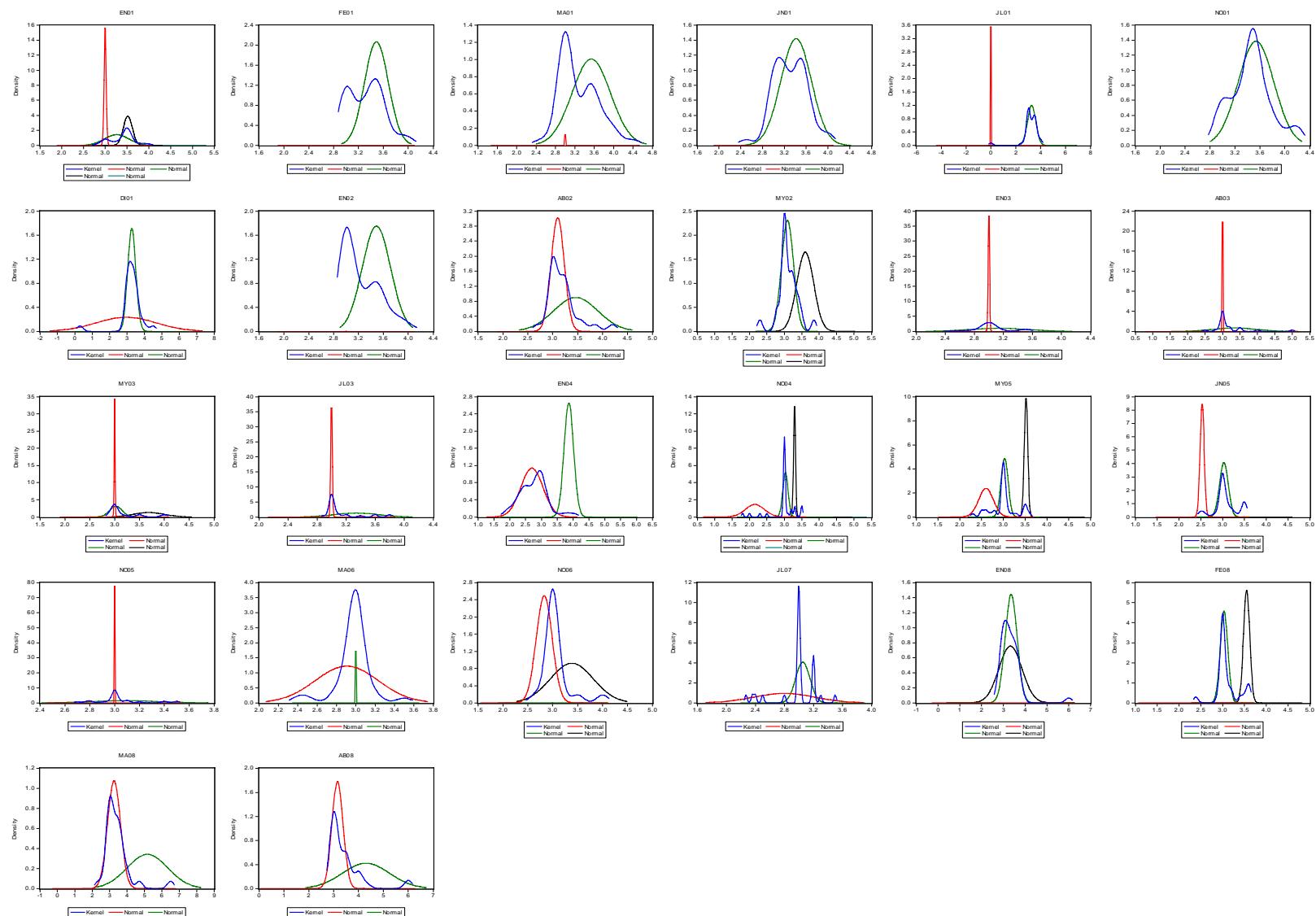


Figura A10. Mixture de Distribuciones Normales para proyecciones a 24 meses

**Documentos de Trabajo  
Banco Central de Chile**

**NÚMEROS ANTERIORES**

**Working Papers  
Central Bank of Chile**

**PAST ISSUES**

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: [www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc](http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc). Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: [www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper](http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper). Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

DTBC-488

Octubre 2008

**Volatilidad y Crecimiento en Países en Desarrollo: El Rol del Crédito y de la Política Fiscal**

María Elisa Farías

DTBC-487

Septiembre 2008

**The Choice of Fiscal Regimes in the World**

César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-486

Septiembre 2008

**Inflation Dynamics in a Small Open Economy Model Under Inflation Targeting: Some Evidence From Chile**

Marco del Negro y Frank Schorfheide

DTBC-485

Septiembre 2008

**Does Openness Imply Greater Vulnerability?**

César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-484

Septiembre 2008

**Optimal Monetary Policy Under Uncertainty in Dsge Models: A Markov Jump-Linear-Quadratic Approach**

Lars E.O. Svensson y Noah Williams

DTBC-483

Septiembre 2008

**Openness and Growth Volatility**

César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel

DTBC-482

Septiembre 2008

**Shocks de Energía y Productividad en la Industria Manufacturera Chilena**

Roberto Álvarez, Álvaro García y Pablo García

DTBC-481	<b>Business Cycles and Fiscal Policies: the Role of Institutions and financial Markets</b>	Agosto 2008
	César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel	
DTBC-480	<b>La Distribución del Ingreso en Chile 1987-2006: Análisis y Consideraciones de Política</b>	Agosto 2008
	Andrés Solimano y Arístides Torche	
DTBC-479	<b>What Drives The Choice of Money-Based Targets in the World?</b>	Agosto 2008
	César Calderón y Klaus Schmidt-Hebbel	
DTBC-478	<b>David Versus Goliath: The Impact of Chinese Competition on Developing Countries</b>	Agosto 2008
	Roberto Álvarez y Sebastián Claro	
DTBC-477	<b>Prediciendo los Errores de Proyección de Inflación en Chile</b>	Agosto 2008
	Pablo Pincheira y Andrea Betancor	
DTBC-476	<b>Productividad, Innovación y Exportaciones en la Industria Manufacturera Chilena</b>	Agosto 2008
	Roberto Álvarez y Álvaro García Marín	
DTBC-475	<b>The Choice of Inflation Targeting</b>	Julio 2008
	Gustavo Leyva	
DTBC-474	<b>Deposit Insurance, Moral Hazard and The Risk of Runs</b>	Junio 2008
	Nancy Silva	
DTBC-473	<b>Chinese Penetration and Importer Country Wages: Microevidence from Chile</b>	Junio 2008
	Roberto Álvarez y Luis Opazo	
DTBC-472	<b>Exploring the Relationship Between R&amp;D and Productivity: A Country-Level Study</b>	Junio 2008
	Claudio Bravo-Ortega y Álvaro García Marín	