

## Un ejercicio de estimación del IPC GBA para 2007

---

*Octavio Groppa*<sup>1</sup>

### Resumen

---

La comparación del IPC Gran Buenos Aires con el ICP Mendoza se puede llevar a cabo gracias a que esta última presenta una serie extensa. En principio, se arma la estimación de cada índice para analizar las series de  $IPC_{GBA}$  e  $IPC_{MZA}$  y evaluar la existencia de una semejanza en el comportamiento de ambas que habilite una estimación de aquélla en función de ésta; en segundo lugar, se pretende mostrar el cambio que se produce en el comportamiento de la primera desde enero de 2007. A partir de la información revisada se deduce que ha de ser posible estimar el  $IPC_{GBA}$  como función del  $IPC_{MZA}$ . Se llevan a cabo estimaciones mensuales y trimestrales donde se incorporan variables binarias para mostrar el cambio estructural. El trabajo muestra que las series del índice de precios al consumidor de los aglomerados Gran Buenos Aires y Gran Mendoza presentan una correlación importante, luego de la comparación de cada modelo planteado.

### Abstract

---

The comparison between Gran Buenos Aires's IPC and Mendoza's ICP is possible thanks to the extensive series Mendoza offers. First of all, an estimation of each index is made in order to analyze IPCGBA's and IPCMZA's series and to evaluate the existence of coincidences in their behavior as to make an estimation of one of them based on the other. Secondly, it is made a try to show the change in the behavior of IPCGBA from January 2007. It is concluded that it is possible to consider the IPCGBA as a function of the IPCMZA. Monthly and quarterly estimations are carried out in which binary variables are added to show the structural change. This work shows that the index of prices series present an important correlation.

**Palabras clave:** Precios, índice de precios al consumidor, inflación.

**Clasificación JEL:**

E31 Nivel de Precios, Inflación y Deflación  
C13 Estimación

**Dirección contacto:** [ogroppa@fibertel.com.ar](mailto:ogroppa@fibertel.com.ar)

---

<sup>1</sup> Agradezco los provechosos aportes y comentarios críticos de Luis Frank, Patricia Botargues, Gabriela Barbará, Marta Messere, Guillermina Fernández y Ana Paula Monsalvo a una versión previa de este escrito. Los eventuales errores que persistan son responsabilidad del autor.

## Introducción

---

En el presente trabajo se compara la evolución de los índices de precios al consumidor del aglomerado Gran Buenos Aires ( $IPC_{GBA}$ ) y del Gran Mendoza ( $IPC_{MZA}$ ). El objetivo es someter a crítica la evolución de la serie del  $IPC_{GBA}$  durante el año 2007 a partir del comportamiento histórico de ambas series temporales. En segundo lugar se procura realizar una estimación del valor de dicho índice para el período mencionado, que es objeto de cuestionamientos por parte de distintos sectores de la sociedad.

Varias estimaciones de este índice han sido publicadas en distintos medios periodísticos. A diferencia de otros ejercicios, se exponen aquí estimaciones con una metodología científica y explícita, abierta al escrutinio público y susceptible, por tanto, de críticas y mejoras.

La razón por la que se optó por el  $IPC_{MZA}$  como término de comparación se debe a que dicha estadística provincial es de acceso público y es la única que presenta una serie extensa.<sup>2</sup> Ciertamente el IPC de esta provincia fue objeto de una modificación metodológica en octubre de 2005, momento en que la base del índice pasó a ser el año 2003. La información anterior corresponde a una metodología diversa, con base original en el año 1988, a la cual la Dirección de Estadística e Investigaciones Económicas del Gobierno de la Provincia de Mendoza le empalmó la nueva serie. Con todo, este hecho no altera significativamente la homogeneidad de la serie.

El trabajo se desarrolla así: en la primera parte se realiza una exploración de las series en cuestión de manera de plantear correctamente los modelos econométricos. En la segunda parte se describen modelos construidos a partir de las series trimestrales y mensuales de los índices y se exponen sus resultados. Finaliza con unas breves conclusiones.

## Descripción y análisis de las series

---

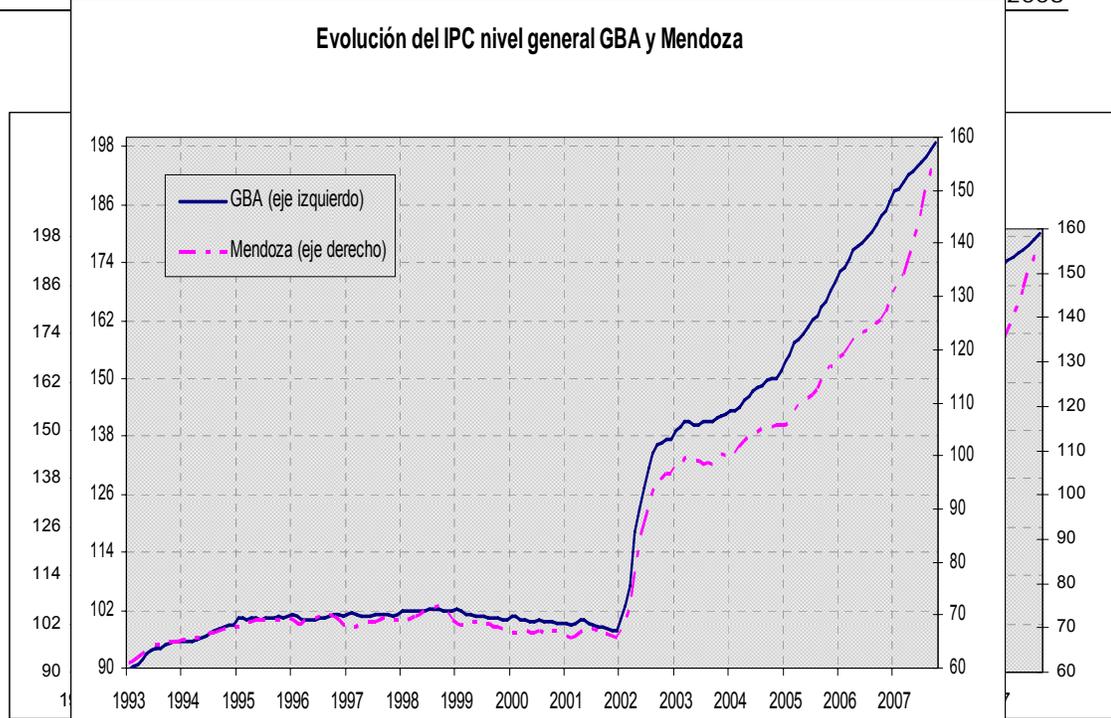
El objetivo de esta sección es, en primer lugar, analizar las series de  $IPC_{GBA}$  e  $IPC_{MZA}$  y evaluar la existencia de una semejanza en el comportamiento de ambas que habilite una estimación de aquélla en función de ésta; en segundo lugar, se pretende mostrar el cambio que se produce en el comportamiento de la primera desde enero de 2007. Para ello se exponen, además de un gráfico para un primer examen visual, los resultados de las pruebas de medias y de varianzas entre los diferenciales logarítmicos de ambas series para distintos períodos y los estadísticos descriptivos.

En el siguiente gráfico se observa la evolución histórica de los índices mencionados, a partir del año 1993.

---

<sup>2</sup> Cf. el sitio de Internet [<http://www.deie.mendoza.gov.ar/>] de donde fue extraída la información. Por otra parte, dicha estadística está exenta de sospechas de manipulación por parte del gobierno hasta el mes de octubre de 2007. Como se verá, este hecho obligará a que los últimos dos meses del año no puedan ser estimados por el modelo, sino tan sólo hipotizados.

Figura 1

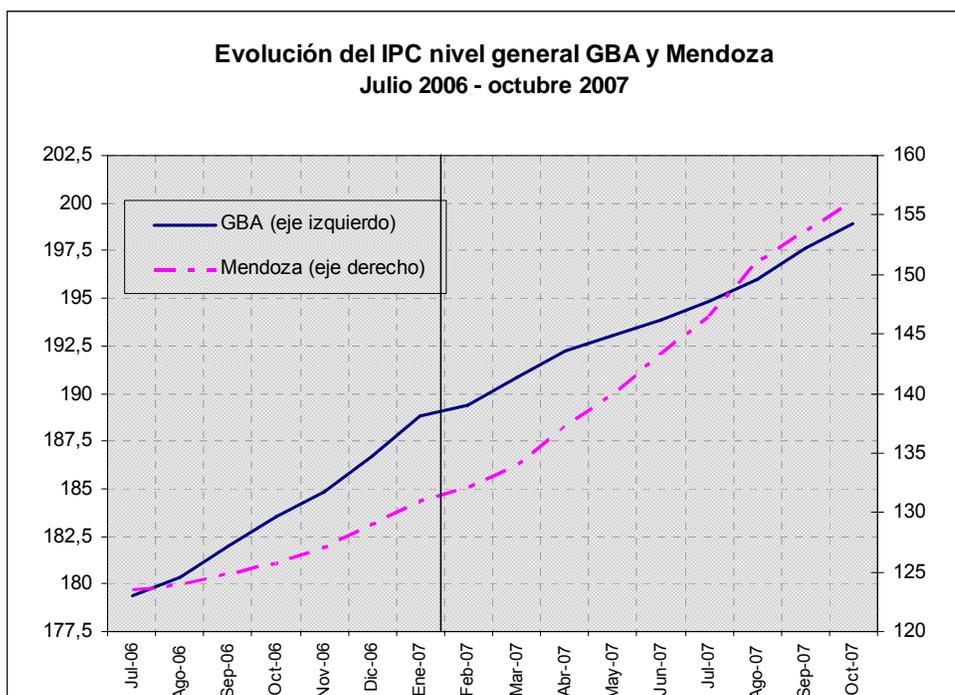


Una mirada en detalle sobre los últimos meses permite observar mejor el quiebre en la tendencia que se produce en la serie correspondiente al GBA a partir del año 2007 y la evolución contraria que se da en Mendoza, principalmente en los primeros ocho meses del año. Mientras el índice mendocino acelera su crecimiento en dicho lapso (lo hace a tasa creciente), la primera lo desacelera (tasa decreciente).

Para el período 1993-2006 la correlación entre ambas series mensuales en niveles arroja un valor de 0,9983. Si se toma sólo el período a partir del año 2003, de manera de excluir los años en que rigió la convertibilidad cambiaria y los meses de crisis que siguieron a la salida de dicho régimen, en los que el impacto de la crisis fue fuerte, el guarismo no varía significativamente: 0,9975.

Pero si se advierte una importante similitud entre ambas series en niveles hasta el año 2006, mucho más importante aún es si dicha relación se da para las series diferenciadas. Un examen a los parámetros según los cuales están estructuradas estas series constituye una nueva evidencia (se exceptúan los datos correspondientes al año 2002, que son casos extremos):

**Figura 2**



**Tabla 1**  
**Estadísticos descriptivos para el período**  
**1993-2001 y 2003-2006**

	DLNIPC GBA	DLNIPCMZA
Media	0,0026	0,0024
Mediana	0,0019	0,0025
Máximo	0,0153	0,0160
Mínimo	-0,0075	-0,0183
Desv. estándar	0,0048	0,0061
Apuntamiento	0,4131	-0,4196
Curtosis	2,6385	3,4071
Jarque-Bera	5,2867	5,6545
Probabilidad	0,0711	0,0592
Suma	0,3993	0,3715
Suma de desvíos al cuadrado	0,0036	0,0058
Observaciones	156	156

Puede observarse un mayor desvío en la serie de precios mendocina. Una explicación para este rasgo es que esta muestra es más pequeña y la canasta de bienes cubre menos productos que la de GBA.

Para las series en diferencias logarítmicas los valores de los coeficientes de correlación, para distintos períodos, son los siguientes:

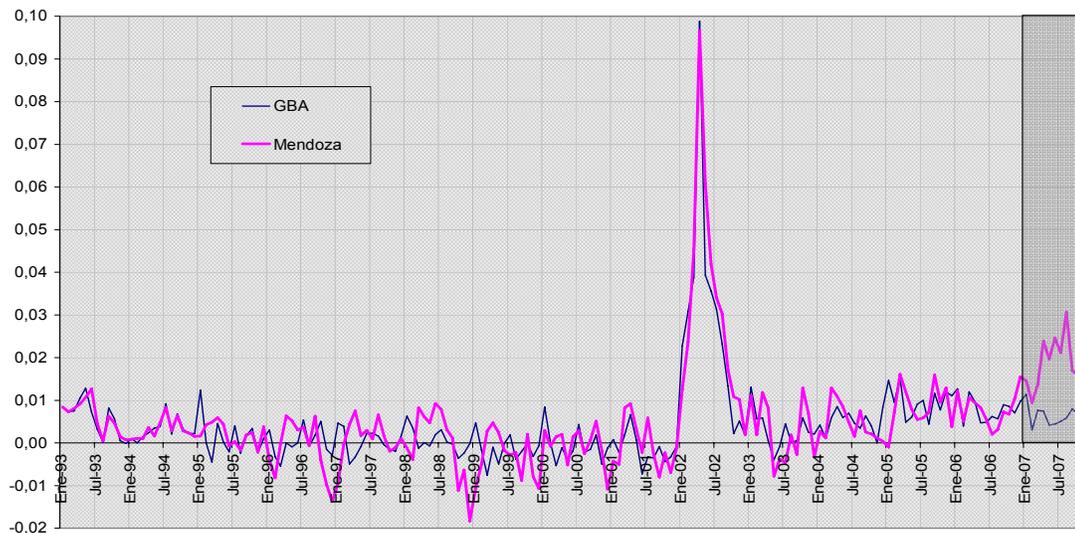
**Tabla 2**  
**Coefficiente de correlación de diferencias logarítmicas**

Período	Serie mensual
1993 – 2006	0,8865
2003 – 2006	0,5903
2007	-0.1364 <sup>3</sup>

Si bien los casos son pocos, el cambio en el comportamiento durante 2007 es notable. De una relación directa bastante estrecha en la serie larga, se pasa a una débil relación inversa en el índice correspondiente a los meses cuestionados. Similar conclusión se obtiene si se echa una mirada al gráfico de la serie (destacado el período de divergencia):

**Figura 3**

**Serie de diferencias logarítmicas de los IPC de Mendoza y GBA**



Como era de esperar, el año 2002 muestra un comportamiento anómalo, reflejando el pico inflacionario posterior a la devaluación. Por tal motivo, se incorporará en los

<sup>3</sup> Se trata de sólo diez datos.

modelos de regresión una variable binaria que absorba el efecto de dichos valores raros, para los meses de enero a agosto de 2002.

La presunción a la que se llega a partir de la información anterior es confirmada mediante pruebas sobre las medias y las varianzas de las series logarítmicas diferenciadas.<sup>4</sup> Para ello se compararon dos series que incluyen los diez primeros meses de cada año desde 2003 a 2006, la primera, y desde 2003 a 2007, la segunda. Así se obtiene una cantidad de datos mínima que permite utilizar la prueba de medias *t*. De tal forma, la diferencia en el estadístico sólo puede ser atribuida a los meses del año 2007, que es por lo que se distinguen ambas. No se toma una serie más larga para evitar el otro límite: que el efecto del año 2007 quede más que compensado por los años previos. La prueba de Jarque-Bera sobre ambas series no permite rechazar la hipótesis de normalidad.

Se puede observar en los cuadros que siguen que mientras en el primer caso la prueba no rechaza la hipótesis de igualdad de medias entre ambas series ni la de igualdad de varianzas, la hipótesis nula de igualdad de parámetros es rechazada con un nivel de confianza mayor al 90% si se incorporan los datos de 2007 para el caso de las medias, y del 99% para las varianzas.<sup>5</sup>

**Tabla 3**  
**Prueba de igualdad de medias entre las series DLNIPCGBA y DLNIPCMZA**

	Muestra: 2003:01-2003:10 2004:01-2004:10 2005:01- 2005:10 2006:01-2006:10			Muestra: 2003:01-2003:10 2004:01-2004:10 2005:01- 2005:10 2006:01-2006:10 2007:01 2007:10		
	Observaciones incluidas: 36			Observaciones incluidas: 45		
Método	gl	Valor	Probabilidad	gl	Valor	Probabilidad
prueba-t	78	0,297917	0,7666	98	1,863590	0,0654
Estadístico-F Anova	(1, 78)	0,088755	0,7666	(1, 98)	3,472969	0,0654

**Tabla 4**  
**Prueba de igualdad de varianzas entre las series DLNIPCGBA y DLNIPCMZA**

	Muestra: 2003:01-2003:10 2004:01-2004:10 2005:01- 2005:10 2006:01-2006:10	Muestra: 2003:01-2003:10 2004:01-2004:10 2005:01- 2005:10 2006:01-2006:10
--	---	---

<sup>4</sup> Como se explica más adelante, la transformación logarítmica permite eliminar a menudo la heterocedasticidad de las series temporales (el hecho de que su varianza aumente con el tiempo) y normalizar los residuos. Trabajar con diferencias y no con niveles posibilita eliminar la tendencia de las series originales, volviéndolas estacionarias.

<sup>5</sup> Si la prueba de igualdad de medias y de varianzas es rechazada significa que la probabilidad de que ambas series estén estructuradas a partir de los mismos parámetros (o, en otros términos más coloquiales, que sean similares) es baja.

Método	Observaciones incluidas: 36			2007:01 2007:10 Observaciones incluidas: 45		
	gl	Valor	Probabilidad	gl	Valor	Probabilidad
Prueba-F	(39, 39)	1,721526	0,0939	(49, 49)	3,898177	0,0000
Siegel-Tukey		1,573279	0,1157		2,871276	0,0041
Bartlett	1	2,806342	0,0939	1	20,90193	0,0000
Levene	(1, 78)	3,316911	0,0724	(1, 98)	14,06726	0,0003
Brown-Forsythe	(1, 78)	3,136835	0,0804	(1, 98)	13,68839	0,0004

En función de lo expuesto, a los fines del presente ejercicio se considerará válida la serie de IPC<sub>GBA</sub> hasta diciembre de 2006 y los meses subsiguientes serán el objetivo de la estimación.

### Las estimaciones

A partir de la información revisada se deduce que ha de ser posible estimar el IPC<sub>GBA</sub> como función del IPC<sub>MZA</sub>. Un procedimiento corriente para eliminar una posible heterocedasticidad (cosa frecuente en las series temporales) de las series originales es transformarlas logarímicamente. Ciertamente una regresión sobre dos series de este tipo arrojaría una autocorrelación importante. Por ello se postularán modelos autorregresivos incorporando como regresores del modelo algunos rezagos de la variable dependiente. Por último, para los modelos autorregresivos es necesario que las series sean estacionarias. Este rasgo se alcanza a menudo utilizando primeras diferencias (Box y Jenkins 1976). Por tanto, los modelos estimarán el diferencial logarítmico del IPC<sub>GBA</sub>, que es análogo a estimar la variación del IPC<sub>GBA</sub>.

La prueba de existencia de raíz unitaria sobre la serie de primeras diferencias permite rechazar la hipótesis nula en cada una de las series, por lo que es factible suponer la estacionariedad de las series, como se observa a continuación:

**Tabla 5**  
**Pruebas de existencia de raíz unitaria**

Hipótesis nula: D(LNIPC GBA) tiene raíz unitaria

Muestra: 1993:01 2006:12

Variables exógenas: constante

Longitud del rezago: 1

	Estadístico	Prob.*
	t	
Prueba del estadístico Dickey-Fuller aumentado	-4,156189	0,0010
Valores críticos del nivel 1%	-3,469451	

test:	nivel 5%	-2,878618
	nivel 10%	-2,575954

\* Valores-p de una cola de MacKinnon (1996).

Hipótesis nula: D(LNIPCMZA) tiene raíz unitaria

Muestra: 1993:01 2006:12

Variables exógenas: constante

Longitud del rezago: 0

	Estadístico t	Prob.*
Prueba del estadístico Dickey-Fuller aumentado	-4,487466	0,0003
Valores criticos del nivel 1%	-3,469451	
test:	nivel 5%	-2,878618
	nivel 10%	-2,575954

\* Valores-p de una cola de MacKinnon (1996).

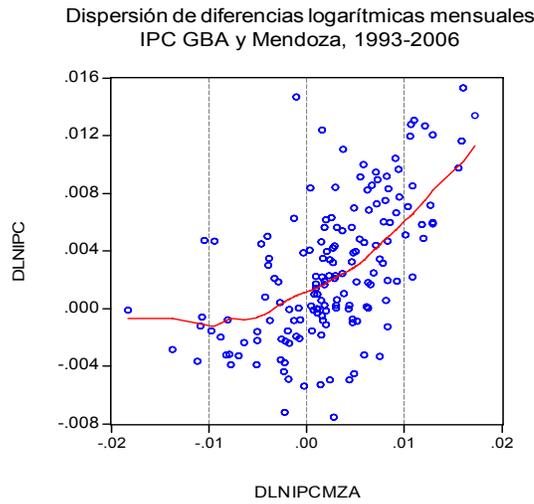
Tal como fue adelantado, fueron realizadas dos tipos de estimaciones, unas sobre series trimestrales y otras sobre las series mensuales. Debe tenerse presente que ambas son paralelas y no debe pretenderse asimilar una a otra, dado que las primeras, al agregar datos, desperdician información y pueden introducir propiedades en la serie desconocidas para aquella construida a partir de los datos desagregados.

Finalmente, y a modo ilustrativo previo a la elaboración de las estimaciones, es conveniente revisar la forma que sigue la relación entre ambas variables, de manera de plantear correctamente el modelo.

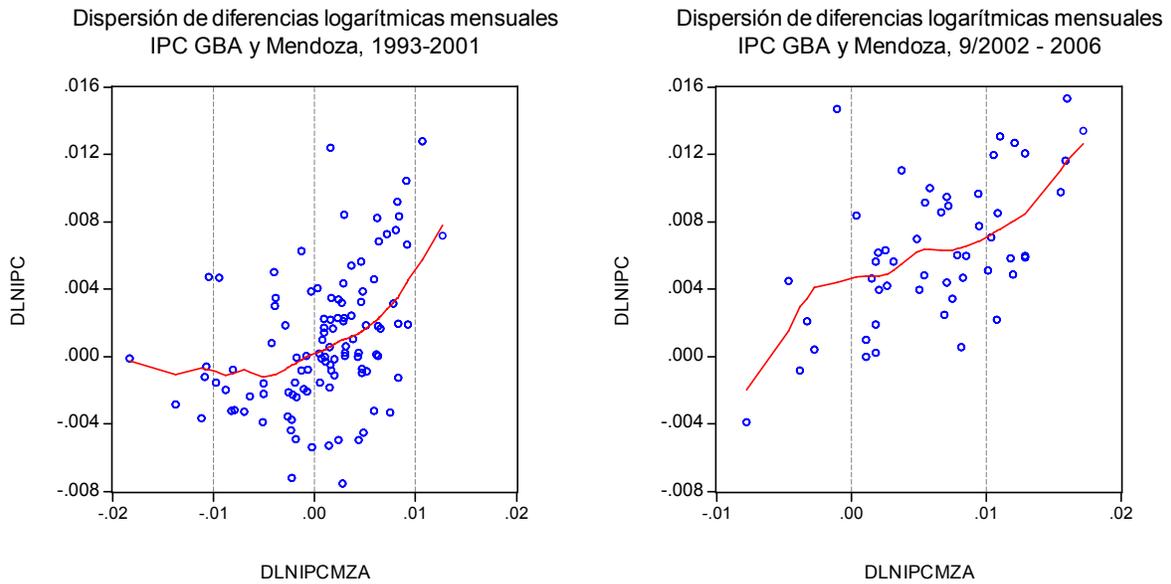
En este sentido, los datos expuestos en la figura 3 pueden ser analizados mediante un gráfico de dispersión. Se ajustó una curva por un método no paramétrico para reconocer una forma funcional aproximada antes de plantear un modelo más complejo.

Del gráfico surge que la relación entre los diferenciales logarítmicos de ambas variables sigue una forma parabólica. Sin embargo, el cambio estructural acaecido después de la devaluación plantea una modificación en la relación, como se ve a continuación.

**Figura 4**



**Figura 5**



En consecuencia, será posible probar relaciones cuadráticas o incluso cúbicas diferentes para los períodos pre y pos crisis haciendo uso de variables binarias.

**Estimación del IPC<sub>GBA</sub> trimestral**

En primer lugar fueron estimados modelos autorregresivos del diferencial logarítmico del IPC de GBA para la serie trimestral desde 1993 hasta 2006.<sup>6</sup> La estrategia seguida consistió en un procedimiento heurístico partiendo de un modelo simple hasta alcanzar un modelo explicativo, considerando los correlogramas, probando variables omitidas o redundantes y realizando sucesivos diagnósticos a cada modelo (de estabilidad, heterocedasticidad, etc.). En algunas ocasiones, y dependiendo de las variables incluidas, los modelos presentaron heterocedasticidad. En dichos casos fueron ajustados otros modelos autorregresivos con heterocedasticidad condicional (ARCH o GARCH, según el caso).<sup>7</sup> Partiendo del análisis del correlograma respectivo, se incorporó un rezago de orden cuatro de la variable dependiente y, como variables exógenas, el IPC GBA nivel general del aglomerado Gran Mendoza y algunas variables binarias para distinguir los dos grandes períodos apuntados en los que se puede subdividir la serie.<sup>8</sup> Las series no mostraron una estacionalidad clara, de manera que no fue posible realizar una desestacionalización con resultados aceptables. En consecuencia, se agregaron otras variables binarias para indicar los trimestres del año, a fin de captar algunos efectos estacionales. Dado que las variables en cuestión están expresadas en diferencias, los modelos no tienen término constante, pues ésta queda cancelada en la diferenciación.<sup>9</sup>

La definición de las variables usadas es la siguiente:

- DLNIPCGBA: es la diferencia del logaritmo del  $IPC_{GBA}$  respecto del período anterior. DLNIPCMZA es el equivalente para Mendoza
- CRISIS: variable binaria con valor igual a 1 para los meses de enero-agosto de 2002, o para los tres primeros trimestres de dicho año, en las estimaciones trimestrales.
- PRECRISIS: variable binaria con valor igual a 1 para los años 1993 a 2001.
- POSCRISIS: variable binaria con valor igual a 1 para los meses posteriores a agosto de 2002, o bien los trimestres a partir del cuarto de dicho año.
- TRIM1 y TRIM2: variables binarias con valor igual a 1 para indicar, respectivamente, los trimestres primero y segundo en las estimaciones

<sup>6</sup> En los ejercicios previos también fueron probados otros modelos para estimar la serie  $IPC_{GBA}$ . Entre ellos, cabe mencionar modelos autorregresivos con el índice de precios mayoristas como variable exógena, modelos vectoriales autorregresivos con las series de recaudación del IVA y del PBI a valores constantes y modelos de corrección de errores con estas dos últimas series. Sin embargo, ninguno ofreció estimaciones satisfactorias.

<sup>7</sup> Los modelos ARCH y GARCH son modelos autorregresivos que modelizan además la varianza condicional de la variable estimada mediante una ecuación que incorpora rezagos de los residuos (ARCH) o bien de los residuos y de la misma varianza (GARCH). Fueron introducidos, respectivamente, por Engle (1982) y Bollerslev (1986). Se puede considerar los modelos ARCH como un caso particular de los GARCH.

<sup>8</sup> El cambio estructural fue probado mediante un test de Chow sobre un modelo autorregresivo.

<sup>9</sup> Por otra parte, en los gráficos de dispersión se advierte que los datos se distribuyen de manera que una hipotética recta de regresión atravesaría el origen.

trimestrales, en donde se observa cierta estacionalidad entre las diferencias de las variables bajo estudio.

Los modelos se exponen en el anexo 1. El modelo 1 es del tipo AR (4). Los modelos 2 y 3 son de varianza condicional. Para estimar la varianza fue considerado un rezago en los residuos (ARCH 1). El modelo 4 es del tipo GARCH (1,1), pues incorpora además un rezago de la varianza. En la siguiente caja se expone la expresión formal de estos modelos:

<p>Modelo 1: <math>D(LNIPCGBA)_t = \beta_1.D(LNIPCMZA)_t + \beta_2.D(LNIPCMZA)_t^2 + \beta_3.CRISIS + \beta_4.TRIM1 + \beta_5.TRIM2 + \beta_6.POSCRISIS + \beta_7.D(LNIPCGBA)_{t-4} + \varepsilon_t</math></p>
<p>Modelo 2: <math>D(LNIPCGBA)_t = \beta_1.D(LNIPCMZA)_t + \beta_2.D(LNIPCMZA)_t^2 + \beta_3.CRISIS + \beta_4.POSCRISIS + \beta_5.D(LNIPCGBA)_{t-4} + \varepsilon_t \quad \wedge \quad \sigma_t^2 = c + \varepsilon_{t-1}</math></p>
<p>Modelo 3: <math>D(LNIPCGBA)_t = \beta_1.D(LNIPCMZA)_t + \beta_2.D(LNIPCMZA)_t^2 + \beta_3.CRISIS + \beta_4.POSCRISIS + \beta_5.TRIM1 + \beta_6.D(LNIPCGBA)_{t-4} + \varepsilon_t \quad \wedge \quad \sigma_t^2 = c + \varepsilon_{t-1}</math></p>
<p>Modelo 4: <math>D(LNIPCGBA)_t = \beta_1.D(LNIPCMZA)_t + \beta_2.D(LNIPCMZA)_t^2.PRECRISIS + \beta_3.CRISIS + \beta_4.POSCRISIS + \beta_5.TRIM1 + \beta_6.D(LNIPCGBA)_{t-4} + \varepsilon_t \quad \wedge \quad \sigma_t^2 = c + \varepsilon_{t-1} + \sigma_{t-1}^2</math></p>

Como se observa en el anexo, todos los modelos alcanzan un buen grado de ajuste. El modelo 1 es el que ofrece el más elevado para la serie completa. Además, las pruebas sobre los residuos dan resultados satisfactorios; no se rechaza la hipótesis de no heterocedasticidad (White), ni la de normalidad (Jarque-Bera), ni la ausencia de autocorrelación, y el modelo está correctamente especificado (según el test de Ramsey; que no rechaza la hipótesis de que el coeficiente de las variables añadidas sea cero). Tomando este modelo 1, los valores estimados del IPC<sub>GBA</sub> para los primeros trimestres del año 2007 y los respectivos límites de los intervalos de confianza son los siguientes:<sup>10</sup>

**Tabla 6**

Trimestre	IPC GBA oficial	IPC GBA estimado o (media)	IPC GBA estimado (límite inferior, p=95%)	IPC GBA estimado (límite inferior, p=67%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=67%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=95%)	IPC GBA estimado a partir de variación IPC <sub>MZA</sub>
IV 2006	185,03	185,03					
I 2007	189,67	<b>191,76</b>	189,61	191,29	192,23	193,93	192,43
II 2007	193,07	<b>199,18</b>	196,06	198,49	199,87	202,35	200,91
III 2007	196,15	<b>209,16</b>	205,14	208,27	210,05	213,25	207,10

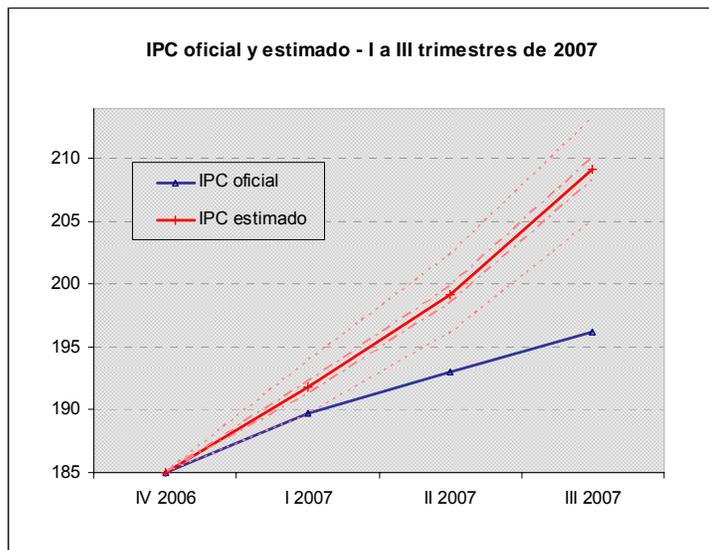
<sup>10</sup> En el anexo 2 pueden observarse los resultados de las estimaciones para los modelos restantes. Los intervalos de confianza de los cuadros fueron construidos a partir de una distribución log-normal, que es la integral de la distribución normal (con la que se corresponden los residuos del modelo diferenciado).

Variación trimestral	IPC GBA		
	IPC GBA oficial	estimado (media)	IPC GBA Mendoza
I 2007	2,5%	<b>3,6%</b>	4,0%
II 2007	1,8%	<b>3,9%</b>	5,9%
III 2007	1,6%	<b>5,0%</b>	6,1%
Acumulado a III trim 07	6,0%	<b>13,0%</b>	18,2%
I trim 07 / I trim 06	9,5%	<b>10,7%</b>	10,8%
II trim 07 / II trim 06	8,8%	<b>12,3%</b>	14,4%
III trim 07 / III trim 06	8,6%	<b>15,8%</b>	19,8%

La estimación arroja un valor medio de la variación de precios interanual para el segundo trimestre de 2007 de un 12,3% y del 15,8% para el tercer trimestre. Además, se observa una variación acumulada de 13% en los nueve primeros meses del año.<sup>11</sup> Nótese, por otra parte, que un valor del índice como el mostrado por la variación del IPC<sub>GBA</sub> oficial durante el primer trimestre (189,67) se encuentra apenas en el límite inferior del intervalo que incluye los datos admitidos con un 95% de confianza. Para los trimestres subsiguientes los datos caen fuera de dicho intervalo. En otras palabras, la variación de precios informada por el INDEC no tiene probabilidad de ocurrencia, dado el comportamiento histórico de las series de IPC<sub>GBA</sub> e IPC<sub>MZA</sub>. Esto significa que dichos valores sólo podrían ser posibles si existiera algún efecto exógeno diferencial entre los índices de precios de ambos aglomerados. Lo anterior puede advertirse con más claridad gráficamente (las líneas punteadas son los límites de los intervalos de confianza para valores de  $\sigma = 1$  y  $\sigma = 1,96$ ):

<sup>11</sup> Este valor debería ser parecido al índice de precios implícitos del consumo privado en las Cuentas Nacionales.

**Figura 6.**



Por último, el valor del índice construido como producto de la aplicación de las variaciones del  $IPC_{MZA}$  se encuentra dentro del rango de valores aceptables por el intervalo de confianza.

### Estimación del $IPC_{GBA}$ mensual

En segundo lugar fueron calculados modelos autorregresivos del diferencial logarítmico del  $IPC_{GBA}$  mensual, con rezagos en diversos períodos y similares características a los estimados para la serie trimestral. En este caso fue incorporado un conjunto de variables binarias para indicar los meses del año, a fin de captar efectos estacionales mensuales.

Dado que los modelos autorregresivos simples mostraban heterocedasticidad en los residuos, los finalmente seleccionados son del tipo GARCH. Los dos primeros (modelos 5 y 6) y el último (modelo 8) estiman la varianza considerando un rezago en los errores (ARCH 1), mientras que el tercero incorpora un rezago de varianza (GARCH 1,1). El modelo 5 prueba la forma cuadrática sólo hasta el año 2001 y presenta rezagos de la variable dependiente de orden 1 y 12. El ajuste mejora, empero, si la forma cuadrática se establece para toda la serie. Es lo que se observa en el modelo 6. El modelo 7 es más simple y establece una relación lineal entre las variables bajo estudio, manteniendo los mismos rezagos. Finalmente, el modelo 8 estipula una relación cúbica en la primera parte de la serie, y parabólica en el resto; además, incorpora más rezagos de la variable dependiente (de orden 6 y 10).<sup>12</sup> En el cuadro que sigue se exponen las expresiones formales. En todos los casos los correlogramas respectivos no permiten rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación para cualesquiera órdenes de rezago, según el estadístico Q.

<sup>12</sup> No es posible mejorar el ajuste incrementando aún más el grado del polinomio.

Modelo 5:  $D(LNIPC\ GBA)_t = \beta_1 * D(LNIPCMZA)_t + \beta_2. D(LNIPCMZA)_t^2.PRECRISIS + \beta_3. CRISIS + \beta_4.POSCRISIS + \beta_5.ENE + \beta_6.MAR + \beta_7.JUL + \beta_8.DIC + \beta_9.D(LNIPC\ GBA)_{t-1} + \beta_{10}.D(LNIPC\ GBA)_{t-12} \wedge \sigma_t^2 = c + \varepsilon_{t-1}$

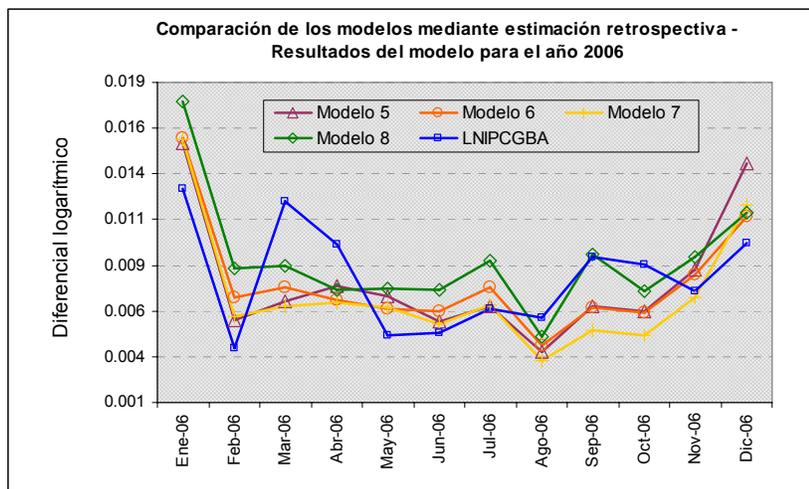
Modelo 6:  $D(LNIPC\ GBA)_t = \beta_1.D(LNIPCMZA)_t + \beta_2.D(LNIPCMZA)_t^2 + \beta_3. CRISIS + \beta_4.POSCRISIS + \beta_5.ENE + \beta_6.MAR + \beta_7.JUL + \beta_8.D(LNIPC\ GBA)_{t-1} + \beta_9.D(LNIPC\ GBA)_{t-12} \wedge \sigma_t^2 = c + \varepsilon_{t-1}$

Modelo 7:  $D(LNIPC\ GBA)_t = \beta_1.D(LNIPCMZA)_t + \beta_2. CRISIS + \beta_3.POSCRISIS + \beta_4.ENE + \beta_5.MAR + \beta_6.JUL + \beta_7.SET + \beta_8.DIC + \beta_9.D(LNIPC\ GBA)_{t-1} + \beta_{10}.D(LNIPC\ GBA)_{t-12} \wedge \sigma_t^2 = c + \varepsilon_{t-1}$

Modelo 8:  $D(LNIPC\ GBA)_t = \beta_1 * D(LNIPCMZA)_t + \beta_2. D(LNIPCMZA)_t^2.PRECRISIS + \beta_3. D(LNIPCMZA)_t^3 + \beta_4. CRISIS + \beta_5.POSCRISIS + \beta_6.ENE + \beta_7.FEB + \beta_8.JUL + \beta_9.SET + \beta_{10}.D(LNIPC\ GBA)_{t-1} + \beta_{11}.D(LNIPC\ GBA)_{t-3} + \beta_{12}.D(LNIPC\ GBA)_{t-6} + \beta_{13}.D(LNIPC\ GBA)_{t-12} \wedge \sigma_t^2 = c + \varepsilon_{t-1} + \sigma_{t-1}^2$

Como era de esperar, el grado de ajuste de los modelos mensuales se reduce en comparación con las estimaciones más agregadas (véase anexo). El modelo que prueba la relación cuadrática hasta el año 2001 (modelo 5) muestra un aceptable grado de ajuste, pero la prueba de normalidad sobre los residuos rechaza la hipótesis nula al 99% de confianza. La situación mejora notablemente si se aumenta en un grado el polinomio de la curva de ajuste. Esto es lo que se lleva a cabo en el modelo 8 y éste resulta ser el que presenta el mejor grado de ajuste, seguido del 6, según los criterios de Akaike y Schwartz. Además, para los modelos 5 y 7 la prueba de normalidad sobre los residuos rechaza la hipótesis de normalidad al 99% de confianza. El desempeño de los modelos puede observarse gráficamente estimando valores pasados y comparándolos con el valor real del diferencial del índice logarítmico. En este sentido fueron calculadas las estimaciones para los doce meses del año 2006 como si no se contara con la información respectiva. Los resultados se observan a continuación:

**Figura 7**



Si el desempeño del modelo 8 es bueno para el año 2006 (tomado como ejemplo), no ocurre lo mismo para el año 2007. A continuación se exponen los resultados de las estimaciones de dicho modelo para los años 2006 y 2007, con los respectivos límites del intervalo de confianza y el dato equivalente del IPC<sub>GBA</sub> oficial (resaltados en negrita los valores que caen fuera del intervalo).<sup>13</sup>

**Tabla 7**

Mes	dln(IPC GBA estim.)	Límite inferior IC 95%	Límite superior IC 95%	dln(IPC GBA oficial)
Ene-06	0,0175	0,0111	0,0238	0,0127
Feb-06	0,0083	0,0022	0,0144	0,0039
Mar-06	0,0085	0,0026	0,0143	0,0120
Abr-06	0,0072	0,0014	0,0129	0,0097
May-06	0,0072	0,0015	0,0129	0,0047
Jun-06	0,0071	0,0014	0,0129	0,0048
Jul-06	0,0087	0,0024	0,0151	0,0062
Ago-06	0,0046	-0,0013	0,0105	0,0056
Sep-06	0,0091	0,0030	0,0152	0,0089
Oct-06	0,0071	0,0012	0,0130	0,0085
Nov-06	0,0089	0,0030	0,0148	0,0071
Dic-06	0,0114	0,0054	0,0174	0,0097
Ene-07	0,0150	0,0102	0,0197	0,0114
Feb-07	0,0095	0,0039	0,0150	<b>0,0030</b>
Mar-07	0,0093	0,0036	0,0149	0,0076
Abr-07	0,0141	0,0082	0,0200	<b>0,0074</b>
May-07	0,0107	0,0050	0,0165	<b>0,0042</b>
Jun-07	0,0133	0,0075	0,0192	<b>0,0044</b>
Jul-07	0,0150	0,0088	0,0212	<b>0,0050</b>
Ago-07	0,0169	0,0107	0,0231	<b>0,0058</b>
Sep-07	0,0125	0,0064	0,0186	0,0080
Oct-07	0,0103	0,0044	0,0161	0,0068

Como se observa, el modelo provee una estimación aceptable para el año 2006, pero deja de ser bueno para estimar la información del año 2007. Sólo en los meses de enero, marzo y septiembre la variación logarítmica del índice oficial se encuentra dentro de los intervalos de confianza del 95%. Sin embargo, si estas diferencias logarítmicas son integradas y llevadas al nivel del índice, los datos oficiales quedan todos fuera del intervalo, exceptuando el mes de enero que apenas toca el límite inferior.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Ambos años fueron calculados de manera independiente, de manera de no perder la información del año 2006 al estimar 2007.

<sup>14</sup> Esto se debe a que variaciones que de por sí caen fuera del intervalo estadísticamente aceptable son aplicadas sobre valores previos ya subestimados.

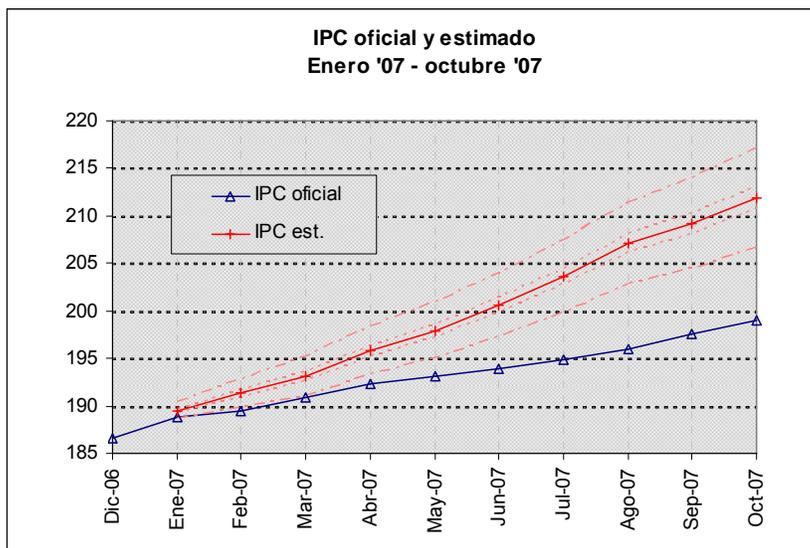
**Tabla 8**

Período	IPC GBA oficial	IPC GBA estimado Modelo 8 (media)	IPC GBA estimado (límite inferior, p=95%)	IPC GBA estimado (límite inferior, p=67%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=67%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=95%)	IPC GBA estimado a partir de variación IPC <sub>MZA</sub>
dic-2006	186,67						
ene-2007	188,81	<b>189,49</b>	188,59	189,29	189,68	190,39	189,41
feb-2007	189,38	<b>191,29</b>	189,76	190,95	191,63	192,83	191,20
mar-2007	190,83	<b>193,07</b>	191,01	192,61	193,52	195,15	193,83
abr-2007	192,25	<b>195,80</b>	193,27	195,24	196,37	198,37	198,51
may-2007	193,05	<b>197,92</b>	194,97	197,27	198,57	200,91	202,46
jun-2007	193,90	<b>200,57</b>	197,24	199,84	201,31	203,97	207,49
jul-2007	194,87	<b>203,60</b>	199,82	202,77	204,45	207,46	211,94
ago-2007	196,01	<b>207,07</b>	202,80	206,12	208,02	211,43	218,52
set-2007	197,60	<b>209,18</b>	204,48	208,14	210,23	213,99	222,24
oct-2007	198,93	<b>211,85</b>	206,70	210,71	213,00	217,12	225,80

Período	Variación mensual		
	IPC GBA oficial	IPC GBA estimado Modelo 8 (media)	IPC Mendoza
ene-2007	1,2%	<b>1,5%</b>	1,5%
feb-2007	0,3%	<b>1,0%</b>	1,0%
mar-2007	0,8%	<b>0,9%</b>	1,4%
abr-2007	0,7%	<b>1,4%</b>	2,4%
may-2007	0,4%	<b>1,1%</b>	2,0%
jun-2007	0,4%	<b>1,3%</b>	2,5%
jul-2007	0,5%	<b>1,5%</b>	2,1%
ago-2007	0,6%	<b>1,7%</b>	3,1%
set-2007	0,8%	<b>1,0%</b>	1,7%

oct-2007	0,7%	<b>1,3%</b>	1,6%
Acum. a oct-2007	6,6%	<b>13,5%</b>	21,0%

**Figura 9.**



De lo anterior se desprende que valores del índice del mes de enero que importen variaciones muy superiores al 2% en relación con el mes anterior serían valores raros, con probabilidad de ocurrencia prácticamente nula. De manera análoga – pero en sentido inverso – ocurre con los valores del índice oficial mensual a partir del mes de febrero, como fue adelantado. La información suministrada por el INDEC está constituida por casos extremos que improbablemente podrían verificarse de manera sistemática. Es preciso, como fue mencionado más arriba, atribuir a un factor exógeno dicha variación del índice que produce una separación sistemática de la trayectoria de la serie del IPC<sub>GBA</sub> respecto de la del IPC del Gran Mendoza.

### Conclusiones

Las series del índice de precios al consumidor de los aglomerados Gran Buenos Aires y Gran Mendoza presentan una correlación importante. Partiendo de estos datos se llevaron a cabo diversos ejercicios para estimar el IPC<sub>GBA</sub> para los primeros diez meses del año 2007. Estos modelos alcanzan un buen grado de ajuste a lo largo de toda la serie hasta el año 2006. Sin embargo, si se los compara con los valores del IPC<sub>GBA</sub> de 2007 informados por el INDEC esta efectividad desaparece. En otras palabras, la trayectoria divergente de la serie bajo estudio en dicho período no puede ser explicada a partir del comportamiento histórico endógeno de la serie.

Los ejercicios realizados proporcionan un conjunto de estimaciones del IPC nivel general para el aglomerado GBA. Si bien no son totalmente coincidentes entre sí, a partir de cualquiera de ellas se llega a la conclusión expuesta en el párrafo anterior, máxime si se tiene en cuenta que los modelos utilizados – del tipo autorregresivo – sirven principalmente para predecir el corto plazo.

La variabilidad del índice de precios de Gran Mendoza es levemente más pronunciada a lo largo de la serie que la observada en el IPC<sub>GBA</sub>. De los ejercicios surge que el diferencial logarítmico de las estimaciones es algo menor que el obtenido a partir de la serie de Mendoza. Tal diferencia podría explicarse por la menor cantidad de casos con que cuenta la muestra mendocina y al hecho de que la canasta de productos relevados es también más acotada.

Las estimaciones indican que la variación del IPC<sub>GBA</sub> entre el tercer trimestre de 2006 y el mismo trimestre del presente año debería estar en el orden del 15,8%, con un incremento acumulado en los primeros tres trimestres en torno al 13%. Sin embargo, si la comparación se realiza por mes, la variación acumulada entre octubre de 2006 y el mismo mes de 2007 aumenta a 15,4% y presenta una aceleración entre los meses de abril y agosto. La variación acumulada en los diez primeros meses de 2007 alcanzaría el 13,5%. Una extrapolación de la dinámica de precios para el año completo señala que la variación para el conjunto del año 2007 rondaría el 17,5% (véase el Anexo 3).

Por último, la estimación presentada se propone como un primer ejercicio que puede servir como base para realizar estimaciones análogas con las desagregaciones del índice de precios según los capítulos principales, y así procurar estimaciones más robustas.

### Referencias bibliográficas

- Bollerslev, Tim (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 31, 307–327.
- Box, G. E. P., y G. Jenkins (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day.
- Engle, Robert F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation," *Econometrica* 50, 987–1008.

## Anexo 1

Modelo n°	1		2		3		4	
	Var. dependiente: D(LNIPCGBA)		Var. dependiente: D(LNIPCGBA)		Var. dependiente: D(LNIPCGBA)		Var. dependiente: D(LNIPCGBA)	
	Método: Mínimos cuadr.		Método: MV - ARCH (Marquardt)		Método: MV - ARCH (Marquardt)		Método: MV - ARCH (Marquardt)	
	Muestra: 1993:1-2006:4		Muestra: 1993:1-2006:4		Muestra: 1993:1-2006:4		Muestra: 1993:1-2006:4	
	Obs. incluidas: 56		Obs. incluidas: 56		Obs. incluidas: 56		Obs. incluidas: 56	
Variante	Coefficiente	Prob. (f)	Coefficiente	Prob. (z)	Coefficiente	Prob. (z)	Coefficiente	Prob. (z)
D(LNIPCMA)	0.399	0.000	0.386	0.000	0.383	0.000	0.704	0.000
D(LNIPCMA) <sup>2</sup>	2.031	0.000	1.959	0.000	2.133	0.000		
D(LNIPCMA) <sup>2</sup> *PRECRISIS							6.334	0.131
CRISIS	0.029	0.000	0.033	0.000	0.029	0.001	0.025	0.010
TRIM1	0.006	0.066			0.006	0.012	0.005	0.149
TRIM2	-0.004	0.089						
POSTCRISIS	0.010	0.000	0.012	0.000	0.011	0.000	0.004	0.055
AR(4)	0.360	0.002	0.432	0.000	0.327	0.001	0.299	0.021
			Ecuación de la varianza		Ecuación de la varianza		Ecuación de la varianza	
C			0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ARCH(1)			-0.088	0.486	-0.129	0.185	-0.154	0.000
GARCH(1)							1.062	0.000
R-cuadrado	0.967		0.962		0.965		0.943	
R-cuadrado ajustado	0.963		0.957		0.959		0.933	
Error estándar de la regresión	0.005		0.006		0.006		0.007	
Suma de cuadrados de los residuos	0.001		0.002		0.001		0.002	
Log de verosimilitud	218.286		215.710		218.340		209.098	
Medida de la variable dep.	0.013		0.013		0.013		0.013	
Desvío de la variable dep.	0.027		0.027		0.027		0.027	
Criterio de inf. de Akaike	-7.546		-7.454		-7.512		-7.146	
Criterio de Schwarz	-7.293		-7.201		-7.223		-6.821	
Durbin-Watson	1.768		1.937		1.695		2.171	
Heterocedasticidad (White, Obs*R-cuad)	4.993	0.061						
Normalidad (Jarque-Bera)	4.385	0.112	6.765	0.034	1.164	0.559	2.335	0.311
Autocorrelación (LM, lag(4), Obs*R-cuad)	3.143	0.534						
Estabilidad (Ramsay, razón Log Likelihood)	0.034	0.654						

Modelo n°	5		6		7		8	
	Va r. dependiente: D(LNIPC) Método: ML - ARCH (M arquardt) Muestra: 1993:01 2006:12 Obs. incluidas: 168		Va r. dependiente: D(LNIPC) Método: ML - ARCH (M arquardt) Muestra: 1993:01 2006:12 Obs. incluidas: 168		Va r. dependiente: D(LNIPC) Método: ML - ARCH (M arquardt) Muestra: 1993:01 2006:12 Obs. incluidas: 168		Va r. dependiente: D(LNIPC) Método: ML - ARCH (M arquardt) Muestra: 1993:01 2006:12 Obs. incluidas: 168	
	Coefficiente	Prob. (z)						
D(LNIPCMZA)	0.593	0.000	0.322	0.000	0.546	0.000	0.372	0.000
D(LNIPCMZA)^2*PRECRISIS	21.151	0.007					20.821	0.004
D(LNIPCMZA)^2			5.298	0.000			59.253	0.000
D(LNIPCMZA)^3							0.015	0.000
CRISIS	0.022	0.000	0.011	0.000	0.026	0.000	0.006	0.000
ENE	0.005	0.000	0.004	0.000	0.005	0.000	0.003	0.002
FEB								
MAR	-0.002	0.001	-0.002	0.004	-0.002	0.003	0.003	0.018
JUL	0.003	0.020	0.003	0.022	0.003	0.014	0.002	0.042
AGO								
SET					0.002	0.034		
NOV								
DIC	0.003	0.001			0.004	0.000		
POSCRISIS	0.002	0.002	0.003	0.000	0.002	0.009	0.003	0.002
AR(1)	0.204	0.065	0.272	0.005	0.309	0.004	0.248	0.006
AR(6)							0.173	0.025
AR(10)							0.142	0.029
AR(12)	0.064	0.112	0.229	0.000	0.123	0.027	0.205	0.002
	Ecuación de la varianza		Ecuación de la varianza		Ecuación de la varianza		Ecuación de la varianza	
C	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.058	0.000	0.000
ARCH(1)	0.686	0.002	0.297	0.058	0.527	0.004	0.315	0.083
GARCH(1)					0.372	0.021		
R-cuadrado	0.841		0.919		0.827		0.930	
R-cuadrado ajustado	0.830		0.913		0.813		0.924	
Error estándar de la regresión	0.004		0.003		0.005		0.003	
Suma de cuadrados de los residuos	0.003		0.002		0.003		0.001	
Log de verosimilitud	716.193		742.438		716.251		756.244	
Media de la variable dep.	0.004		0.004		0.004		0.004	
Desvío de la variable dep.	0.011		0.011		0.011		0.011	
Criterio de inf. de Akaike	-8.383		-8.708		-8.372		-8.824	
Criterio de Schwarz	-8.160		-8.503		-8.130		-8.545	
Durbin-Watson	2.015		1.994		2.184		1.916	
Normalidad (Jarque-Bera)	9.823	0.007	3.942	0.139	14.503	0.001	0.994	0.608

## Anexo 2

Trimestre	Modelo 2				Modelo 3			
	<b>IPC GBA estimado (media)</b>	IPC GBA estimado (límite inferior, p=95%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=95%)	Variación porcentual trimestral	<b>IPC GBA estimado (media)</b>	IPC GBA estimado (límite inferior, p=95%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=95%)	Variación porcentual trimestral
IV 2006	185,03				185,03			
I 2007	<b>191,33</b>	189,20	193,49	<b>3,4%</b>	<b>191,80</b>	189,70	193,94	<b>3,7%</b>
II 2007	<b>199,36</b>	196,27	202,49	<b>4,2%</b>	<b>199,73</b>	196,69	202,82	<b>4,1%</b>
III 2007	<b>209,37</b>	205,36	213,46	<b>5,0%</b>	<b>208,22</b>	204,33	212,18	<b>5,0%</b>

### Variación porcentual trimestral

Acumulado al III trim. 2007	<b>13,2%</b>	<b>13,3%</b>
I trim. 07 / I trim. 06	<b>10,4%</b>	<b>10,7%</b>
II trim. 07 / II trim. 06	<b>12,4%</b>	<b>12,6%</b>
III trim. 07 / III trim. 06	<b>15,9%</b>	<b>16,1%</b>

Trimestre	Modelo 4			
	<b>IPC GBA estimado (media)</b>	IPC GBA estimado (límite inferior, p=95%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=95%)	Variación porcentual trimestral
IV 2006	185,03			<b>3,9%</b>
I 2007	<b>191,66</b>	189,37	193,96	<b>4,6%</b>
II 2007	<b>200,61</b>	197,12	204,15	<b>5,7%</b>
III 2007	<b>210,42</b>	205,84	215,10	

### Variación porcentual trimestral

Acumulado al III trim. 2007	<b>14,8%</b>
I trim. 07 / I trim. 06	<b>10,9%</b>
II trim. 07 / II trim. 06	<b>13,3%</b>
III trim. 07 / III trim. 06	<b>17,6%</b>

Periodo	Modelo 5				Modelo 6			
	<b>IPC GBA estimado (media)</b>	IPC GBA estimado (límite inferior, p=95%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=95%)	Variación porcentual mensual	<b>IPC GBA estimado (media)</b>	IPC GBA estimado (límite inferior, p=95%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=95%)	<b>Variación porcentual mensual</b>
ene-2007	<b>189,36</b>	187,76	190,98	<b>1,44%</b>	<b>189,15</b>	188,15	190,16	<b>1,33%</b>
feb-2007	<b>190,75</b>	188,23	193,32	<b>0,73%</b>	<b>190,39</b>	188,70	192,09	<b>0,65%</b>
mar-2007	<b>192,33</b>	189,06	195,65	<b>0,82%</b>	<b>191,91</b>	189,64	194,21	<b>0,80%</b>
abr-2007	<b>195,49</b>	191,55	199,51	<b>1,64%</b>	<b>194,80</b>	192,00	197,64	<b>1,50%</b>
may-2007	<b>198,16</b>	193,62	202,81	<b>1,37%</b>	<b>197,05</b>	193,79	200,37	<b>1,16%</b>
jun-2007	<b>201,46</b>	196,34	206,70	<b>1,66%</b>	<b>199,87</b>	196,18	203,63	<b>1,43%</b>
jul-2007	<b>205,01</b>	199,33	210,85	<b>1,76%</b>	<b>202,89</b>	198,78	207,09	<b>1,51%</b>
ago-2007	<b>209,20</b>	202,95	215,64	<b>2,04%</b>	<b>206,63</b>	202,09	211,26	<b>1,84%</b>
sep-2007	<b>211,76</b>	205,02	218,72	<b>1,23%</b>	<b>208,89</b>	203,99	213,90	<b>1,09%</b>
oct-2007	<b>214,23</b>	207,03	221,69	<b>1,17%</b>	<b>211,09</b>	205,85	216,46	<b>1,05%</b>
Acum. a oct-2007				<b>14,77%</b>				<b>13,08%</b>

Periodo	Modelo 7			
	<b>IPC GBA estimado (media)</b>	IPC GBA estimado (límite inferior, p=95%)	IPC GBA estimado (límite superior, p=95%)	Variación porcentual mensual
ene-2007	<b>189,55</b>	188,01	191,10	<b>1,54%</b>
feb-2007	<b>190,80</b>	188,46	193,16	<b>0,66%</b>
mar-2007	<b>192,17</b>	189,19	195,19	<b>0,72%</b>
abr-2007	<b>195,56</b>	192,01	199,17	<b>1,76%</b>
may-2007	<b>198,29</b>	194,25	202,43	<b>1,40%</b>
jun-2007	<b>201,80</b>	197,27	206,44	<b>1,77%</b>
jul-2007	<b>205,40</b>	200,39	210,53	<b>1,78%</b>
ago-2007	<b>210,01</b>	204,52	215,65	<b>2,24%</b>
sep-2007	<b>212,67</b>	206,76	218,74	<b>1,26%</b>
oct-2007	<b>215,20</b>	208,91	221,69	<b>1,19%</b>
Acum. a oct-2007				<b>15,29%</b>

### **Anexo 3 - Proyección de la estimación al año 2007**

Dado que no se cuenta con información para realizar la estimación del IPC para los últimos dos meses de 2007, sólo es posible realizar algunos ejercicios hipotéticos. Se proponen tres: el primero, que es una hipótesis de mínima, corresponde a suponer como verdadera la variación de precios calculada por el INDEC; la segunda hipótesis es también conservadora y surge de extrapolar una regresión lineal sobre las variaciones estimadas para los diez primeros meses, y la tercera, de extrapolar una función polinómica de orden cuatro para esos mismos valores ( $R^2=0,5$ ). Se trata de ejercicios puramente matemáticos, sin consideración de variaciones de precios reales, aun cuando los resultados del tercero coincidan con algunas estimaciones privadas. Por último, fue calculada la relación entre los índices promedio de inflación de los meses de noviembre y diciembre desde el año 2003 al 2006 y el promedio de los diez primeros meses para esos mismos años. Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

Año	Relación entre índice promedio nov-dic de cada año y ene-oct
2003	1,01194
2004	1,02777
2005	1,05654
2006	1,04517
Promedio	1,03536

La opción de tomar el índice promedio es prudente, si se tiene en cuenta que en los últimos dos años la proporción creció. Una variación del índice promedio de 1,03536 para los meses de noviembre y diciembre en relación con el promedio de los diez primeros meses se obtiene a partir de los siguientes pares de variaciones para cada mes:

Alternativa	noviembre	diciembre
1	1,4%	2,1%
2	1,5%	2,0%
3	1,6%	1,9%
4	1,7%	1,8%
5	1,8%	1,7%
6	1,9%	1,6%

Dados los mayores incrementos en el mes de diciembre en relación con noviembre, podemos descartar las alternativas 5 y 6 como poco probables. Las alternativas 2 y 3 ofrecen guarismos plausibles. Si bien no inciden en el resultado del año, en la exposición siguiente tomaremos la número 3.

#### *Valores del índice*

	<i>HIPÓTESIS 1</i>	<i>HIPÓTESIS 2</i>	<i>HIPÓTESIS 3</i>	<i>HIPÓTESIS 4</i>
<i>NOV-07</i>	<i>0,9%</i>	<i>1,4%</i>	<i>1,4%</i>	<i>1,6%</i>
<i>DIC-07</i>	<i>0,9%</i>	<i>1,4%</i>	<i>1,8%</i>	<i>1,9%</i>
<i>ACUM. 2007</i>	<i>15,5%</i>	<i>16,7%</i>	<i>17,1%</i>	<i>17,5%</i>
<i>NOV-07</i>	<i>200,63</i>	<i>214,79</i>	<i>214,71</i>	<i>215,24</i>
<i>DIC-07</i>	<i>202,64</i>	<i>217,82</i>	<i>218,57</i>	<i>219,33</i>

Dado que la hipótesis 4 es la que presenta el mejor fundamento empírico el resultado que ofrece parece ser aceptable como indicador de la variación del IPC para el total del año.