

Ensayos Económicos

Evolución del poder de mercado en los servicios de intermediación financiera en Argentina: Un análisis estructural aplicado (I 2005 – I 2007)

Karina Otero

Anatomía de los modelos de credit scoring

Matías Alfredo Gutiérrez Girault

Contabilidad del ciclo económico para la Argentina utilizando la utilización del capital

Tiago V. de V. Cavalcanti, Pedro Elosegui,
George McCandless y Emilio Blanco

Dinámica inflacionaria y persistencia: Implicancias para la política monetaria

Laura D'Amato, Lorena Garegnani y Juan M. Sotes

50

Enero - Marzo 2008



Dinámica inflacionaria y persistencia: Implicancias para la política monetaria*

Laura D'Amato

Lorena Garegnani

Juan M. Sotes

Banco Central de la República Argentina

Resumen

Estudiamos la persistencia de la inflación en Argentina entre 1980 y 2007 mediante dos enfoques: el de series de tiempo y el análisis en el dominio de la frecuencia. Utilizando métodos recursivos y los *tests* de cambio estructural desarrollados por Bai y Perron, identificamos quiebres en la tasa media de inflación que coinciden con cambios en el régimen monetario: la adopción de la Convertibilidad en 1991 y el abandono de ese régimen en enero de 2002. Encontramos que la inflación fue un proceso altamente persistente durante el período de alta inflación. Con el descenso de la inflación a partir de la adopción del régimen de Convertibilidad, su persistencia se redujo marcadamente. Luego de la introducción del régimen de flotación administrada y controlando por el episodio inflacionario desatado por la devaluación del peso en 2002, la inflación vuelve a mostrar un comportamiento más persistente. El análisis en el dominio de la frecuencia revela que la variabilidad total de la tasa de inflación se incrementó luego de la devaluación de 2002 y que la contribución del componente de alta frecuencia, asociado a movimientos tendenciales en los precios, cobró importancia luego de ese cambio de régimen, debido posiblemente a un ajuste lento

* Agradecemos muy especialmente los valiosos comentarios a este trabajo de Andrew Levin, Carlos Capistrán, en el Seminario sobre «Persistencia de la Inflación en Latinoamérica: aprendiendo de la experiencia en la Euro Area», realizado en el BCRA agosto de 2007, como así también las enriquecedoras sugerencias y opiniones de Daniel Heymann, Fernando Navajas y Emilio Fernández Corugedo. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no reflejan necesariamente las del BCRA.

de precios relativos luego de la devaluación. Estos resultados confirman que en el caso argentino la persistencia no es una característica intrínseca de la inflación, sino una dependiente del régimen monetario.

Clasificación JEL: C22, E31, E52.

Palabras clave: persistencia inflacionaria, media variable, series de tiempo, análisis en el dominio de la frecuencia.

Inflation persistence and changes in the monetary regime: The Argentine case*

Laura D'Amato

Lorena Garegnani

Juan M. Sotes

Central Bank of Argentina

Summary

For many years, a prevalent stylized fact in the literature on inflation dynamics has been that inflation is a highly persistent process, sometimes close to a random walk. This feature of the inflation process has several important implications for monetary policy modeling and conducting. From the point of view of policy modeling, persistence is a feature of inflation closely related to the assumptions on price formation in which the standard models currently used for policy modeling are based. From a more practical perspective it is clear that having a good knowledge of how rapidly inflation approaches its equilibrium level is crucial for the effectiveness of policy actions.

Recent empirical evidence has shed light on the close relationship between inflation persistence and monetary policy regime. These studies revealed the importance of evaluating the presence of breaks in the mean of inflation and considering a time varying mean, if necessary, to adequately measure persistence. They also provided evidence that changes in the mean of inflation appear to be related to regime shifts.

* We thank Andrew Levin and Carlos Capistrán for their enriching comments at the Seminar on «Inflation Persistence in Latin America: Learning for Research in the Euro Area», held at BCRA in August 23 - 24, 2007. We are also indebted to Daniel Heymann, Fernando Navajas and Emilio Fernández-Corugedo for their insightful comments. The views expressed here are those of the authors and do not necessarily reflect the opinions of the Central Bank of Argentina.

The assumption of a constant mean is clearly not plausible for Argentina, a country that has experienced a period of high and persistent inflation during the 80's, a hyperinflation episode by the end of this decade and a period of low inflation from then on. Inflation was very high during the 80's, a period in which monetary policy was quite exogenously determined because of fiscal dominance. This high inflation period ended in a hyperinflation episode after which a currency board regime was adopted. Under this regime monetary policy was passive and the dynamics of inflation was, to a certain extent, exogenously driven. Inflation remained at very low levels during this period which ended with the abandonment of Convertibility in January 2002. Following the sharp devaluation of the peso, which led to a dramatic change in relative prices, inflation raised, reaching a peak in April 2002. It then returned to lower levels, although a bit higher than those of Convertibility. The historical behavior of inflation in Argentina suggests that modeling inflation dynamics is not an easy task. Structural breaks make it quite difficult to obtain a unique model for a long period of time.

We study the issue of inflation persistence in Argentina for the period 1980-2007 from two perspectives: univariate time-series and disaggregate frequency-domain analysis of the Consumer Price Index (CPI) inflation. From the first viewpoint the appropriateness of considering a time-varying mean is evaluated by comparing measures of persistence for both a constant and a time-varying mean. The second approach focuses on a spectral decomposition of CPI sub-indexes' monthly price changes during the last two monetary regimes in Argentina (Convertibility and post-Convertibility regimes) in order to get a deeper insight into the differences between the dynamic features of both inflation processes.

We are able to identify significant changes in mean and persistence of inflation in Argentina during the period 1980-2007. Breaks in mean inflation are clearly related to regime shifts: the hyperinflation period in 1989, when the whole sample is considered; and the abandonment of the Convertibility regime in 2002, when we analyze the low inflation period separately.

Given the presence of breaks we differentiate inflation with respect to a time varying mean to measure persistence. Only by subtracting a time varying mean to inflation the estimated persistence decreases significantly.

We find that inflation was highly persistent during the high inflation period, but strongly declined when inflation lowered after the adoption of Convertibility regime in 1991. Then, it increased slightly after the adoption of a managed float in 2002.

Regarding the comparison between inflation dynamics during the Convertibility and post-Convertibility regimes, frequency-domain analysis provided us with some interesting insights. Overall volatility in prices is significantly higher in the recent period, though the contribution of high-frequency (temporary and seasonal) movements to this volatility was relatively more important during the Convertibility regime. That said, persistence is key to explain price dynamics during the post-Convertibility regime, while that was not necessarily the case in the previous period.

Summing up, we find that, in line with the empirical evidence, changes in persistence in Argentina are related to monetary regime changes.

JEL: C22, E31, E52.

Key words: inflation persistence, mean inflation, time series, frequency domain analysis.

I. Introducción

El logro de una adecuada comprensión de la dinámica inflacionaria es indispensable para la modelación y la formulación de la política monetaria. La evidencia en la literatura reciente sugiere que con el descenso de la inflación en el mundo, fenómeno atribuible en una medida importante a mejoras sustanciales en las políticas fiscal y monetaria, la dinámica de la inflación ha cambiado. En particular su persistencia, definida ésta como la velocidad con que la inflación se aproxima a su valor de largo plazo luego de un shock, parece haberse reducido. Este fenómeno ha sido ampliamente estudiado en los años recientes para las economías industriales, pero la evidencia para países en desarrollo es bastante más limitada.

Durante muchos años la alta persistencia de la inflación ha sido un hecho estilizado prevaleciente en la literatura, considerándose la como un proceso cercano al de un camino aleatorio.¹

Este rasgo de la inflación tiene implicancias importantes para la modelación y el accionar de la política monetaria. Los modelos neo-keynesianos en los que suele basarse la modelación de la política se han asentado inicialmente en la presencia de rigideces en el ajuste de los precios para generar un efecto de los *shocks* nominales sobre la economía real. Debido a que la evidencia empírica sugería que la inflación es altamente persistente y que ese componente inercial genera altos costos de desinflar las economías en términos de ajuste del producto, se ha tendido a introducir persistencia en la inflación, en algunos casos, de manera *ad hoc*. Sin embargo, las desinflaciones pueden ser procesos costosos por falta de credibilidad de los bancos centrales y también por el hecho de que las expectativas pueden no ser perfectamente racionales.²

La evidencia internacional reciente sugiere que una vez que se toma en cuenta que el valor de largo plazo de la inflación no es constante, el grado de persistencia se reduce. También hay cierta evidencia de que la persistencia ha sido más elevada en períodos de alta inflación.³

¹ Ver por ejemplo Furher y Moore (1995), Galí y Gertler (1999), Furher (2006) y también Walsh (2003), para una muy buena revisión de la literatura de referencia.

² Ver al respecto Roberts (1996).

³ Ver al respecto Altissimo *et al* (2006), Marques, (2004) y Levin y Pigier (2004) entre otros.

El supuesto de un valor de largo plazo constante no es plausible para Argentina, un país que experimentó inflación elevada y persistente en décadas de los 70's y 80's, en las que la política monetaria estuvo fuertemente condicionada por desequilibrios fiscales persistentes que implicaban una elevada dominancia fiscal. Ese período de alta inflación derivó hacia fines de la década de los 80's en un episodio hiperinflacionario, luego del cual se adoptó un régimen monetario de caja de conversión, la Convertibilidad, en el que la política monetaria era esencialmente pasiva y la dinámica inflacionaria estaba gobernada, en gran medida, por factores externos. La inflación se mantuvo en niveles reducidos durante ese período, que finalizó con el abandono de ese régimen en enero de 2002. Luego de la abrupta devaluación del peso, la inflación se aceleró, alcanzando un pico en abril de 2002, para luego retornar a valores más reducidos, aunque superiores a los niveles promedio durante la Convertibilidad.

Estudiamos la dinámica inflacionaria y en particular el fenómeno de la persistencia inflacionaria en Argentina en el período 1980-2007. Analizamos la vinculación entre los cambios observados tanto en la tasa media de inflación como en su dinámica autorregresiva y los cambios de régimen monetario. Identificamos la presencia de cambios de régimen a través de un análisis recursivo y de la implementación de *tests* propuestos por Bai y Perron (2003). También construimos medidas de persistencia que incorporan cambios en la tasa media de inflación y en su componente autorregresivo. El trabajo está estructurado del siguiente modo: en la sección II revisamos los avances recientes en la modelación de la dinámica inflacionaria y también las medidas de persistencia propuestas en la literatura. En la sección III, presentamos los rasgos más relevantes de la dinámica inflacionaria en Argentina en el período bajo estudio: 1980:1-2007:2. En la sección IV presentamos los resultados del análisis descriptivo. En la sección V evaluamos la presencia de quiebres en la tasa media de inflación y su vinculación con cambios en el régimen monetario. En la sección VI calculamos distintas medidas de persistencia inflacionaria. En la sección VII estudiamos la persistencia en la inflación y sus componentes utilizando el análisis en el dominio de la frecuencia. Finalmente, en la sección VIII presentamos las conclusiones.

II. El fenómeno de la persistencia inflacionaria en la literatura

El hecho de que la tasa media de inflación pueda evolucionar experimentando quiebres discretos puede sustentarse en los determinantes de largo plazo de la tasa de inflación. Existe bastante acuerdo en la teoría monetaria acerca de que en el largo plazo la inflación debería estar cointegrada con la tasa de expansión del dinero, de modo que en el estado estacionario la tasa de crecimiento del dinero iguale a la tasa de inflación.⁴ En ese sentido, el valor de estado estacionario de la inflación y el crecimiento monetario no son independientes del accionar del banco central en su objetivo de estabilizar a la inflación en torno al ese valor, ni de los condicionamientos que enfrenta para lograrlo. El valor de largo plazo de la inflación puede no ser único, sino en todo caso dependiente del régimen monetario.⁵ Al respecto, la evidencia empírica indica que bajo regímenes no ricardianos, con alta dominancia fiscal, la tasa media de inflación es elevada, como también lo es la tasa de expansión monetaria.⁶ Por el contrario, una vez que la política monetaria está menos condicionada por la política fiscal y tiene mayor capacidad de cumplir su rol de proveer una ancla nominal a la economía, la tasa media de inflación tiende a reducirse. También es posible que las economías experimenten tasas de inflación persistentemente elevadas si existe un problema de inconsistencia temporal, que genera incentivos a la política monetaria para sorprender al público con mayor inflación, con el objetivo de explotar el *trade off* entre crecimiento e inflación.

Sin embargo, la relación entre la tasa media de inflación y la volatilidad macroeconómica no ha sido incorporada a la modelación macroeconómica en los modelos neo-keynesianos, que en general suponen una tasa de inflación cero para el estado estacionario y no discuten los efectos sobre la estabilidad de inflaciones de largo plazo (*trend inflation*) positivas y eventualmente elevadas. Recientemente Kiley (2007), Ascari y Ropele (2007) y Blake y Fernández-Corugedo (2006), entre otros, discuten las implicancias en términos de indeterminación de los equilibrios y volatilidad macroeconómica de tasas de inflación de largo plazo moderadas o altas. Esta literatura reciente muestra que el

⁴ Ver la respecto Walsh (2003), op.cit.

⁵ Heymann y Leijonhufvud (1995) definen en general un régimen de política como un patrón de comportamiento por parte de las autoridades económicas tal, que sustenta un determinado sistema de expectativas que gobierna las decisiones del sector privado.

⁶ Ver Heymann y Leijonhufvud (1995) y Walsh (2003), op. cit, cap. 4 para una discusión detallada de las relaciones entre la política monetaria y la fiscal.

permitir una inflación de estado estacionario distinta de cero cambia sustancialmente la dinámica de la inflación que pasa a ser endógena a la *trend inflation*. Aparece también como una variable relevante en la determinación de la dinámica inflacionaria la dispersión de precios relativos. Ascari y Ropele (2007), encuentran que cuando se toma en cuenta la posibilidad de una *trend inflation* distinta de cero, el proceso de formación de precios se torna más *forward looking*, por lo que la relación contemporánea entre la inflación y la brecha del producto se debilita. La curva de Phillips se aplana. Finalmente, una *trend inflation* más elevada lleva a que el componente autorregresivo en la ecuación que describe la dinámica de la dispersión de precios relativos se incremente, llevando a un sendero de ajuste de la inflación más persistente. Estos resultados parecen estar en línea con la idea de que en contextos de inflación de largo plazo más elevada, la dinámica inflacionaria adquiere una mayor persistencia.

Por otro lado, en los modelos de formación de precios que dan fundamento microeconómico a la modelación macroeconómica actual, como el de Calvo (1983) y el de Taylor (1980), la persistencia de la inflación se explica por la persistencia del principal factor que gobierna su dinámica, que es la brecha del producto, la que suele considerarse una proxy de los costos marginales reales. Sin embargo, distintas especificaciones de la curva de Phillips en su versión neo-keynesiana, enfrentan la dificultad de que empíricamente el término en la brecha del producto es escasamente significativo⁷ (ver Furher y Moore, 1995a, 1995b y 2006). Por otro lado la inflación no es, en esos modelos, intrínsecamente persistente, aunque sí lo es el nivel de precios. Este rasgo tampoco se condice con la evidencia empírica, que indica que las desinflaciones suelen ser episodios bastante costosos en términos de caída del producto.⁸ Al mismo tiempo, la evidencia empírica sugería, al menos hasta hace algún tiempo, que la inflación es un proceso altamente persistente. Por esa razón autores como Furher y Moore (1995) y Galí y Gertler (1999) proponen incorporar un componente intrínseco de persistencia a la inflación.

⁷ Ver al respecto Furher y Moore (1995a, 1995b), Rudd y Whelan (2006) y Furher (2006). En el caso de Argentina, D'Amato y Garegnani estiman un curva de Phillips híbrida y encuentran un coeficiente de 0,03 para la brecha del producto utilizando datos de frecuencia mensual.

⁸ Ver al respecto Erceg y Levin (2002).

En particular, Furher y Moore (1995a y 1995b) modifican el modelo de Taylor (1980) en el que los contratos salariales se renegocian en forma escalonada para introducir persistencia intrínseca a la inflación.

Definimos en forma implícita a los regímenes monetarios de acuerdo a la regla de política adoptada por el del banco central, siguiendo a Ascari y Ropele (2007).

Roberts (1997) y también Erceg y Levin (2002), sugieren que una razón que explicaría la persistencia de la inflación en contextos de inflación elevada en los que el banco central lleva adelante una desinflación es la presencia de expectativas que son imperfectamente racionales y que el comportamiento de los agentes en ese contexto sigue un proceso de aprendizaje adaptativo.

II.1. Las medidas convencionales de persistencia inflacionaria

El concepto de persistencia inflacionaria tiene cierta especificidad en el contexto de la economía monetaria. Mientras que desde un punto de vista estrictamente estadístico la persistencia es una medida de la velocidad con que una variable retorna a su valor medio, en el marco de la economía monetaria, ella se refiere a la velocidad con que la inflación retorna a su valor de equilibrio de largo plazo luego de un *shock*. Ese valor de equilibrio de largo plazo es también un reflejo del accionar de la política monetaria en su objetivo de proveer a la economía de un ancla nominal y en ese sentido no es necesariamente único, sino más bien dependiente del régimen monetario vigente.

Una medida ampliamente utilizada de persistencia es la propuesta por Andrews y Chen (1994).

Considerando a la inflación como un proceso estacionario $AR(p)$:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i} + \eta_t \quad (1)$$

La persistencia se define como la suma de los coeficientes autorregresivos en (1):

$$\rho = \sum_{i=1}^p \beta_i \quad (2)$$

Como señalan Marques (2004) y Angeloni y otros (2006) el concepto de persistencia está muy relacionado a la velocidad con que la inflación retorna a su valor de largo plazo luego de un *shock*. En ese sentido una representación adecuada de ese proceso, como enfatiza Marques (2004), es reescribir (1) como un mecanismo de corrección al equilibrio en términos de desvíos de su valor de largo plazo.

$$\pi_t - \mu = \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta(\pi_{t-i} - \mu) + \rho(\pi_{t-1} - \mu) + \eta_t \quad (3)$$

donde:

$$\mu = \frac{\alpha}{1 - \rho} \quad (4)$$

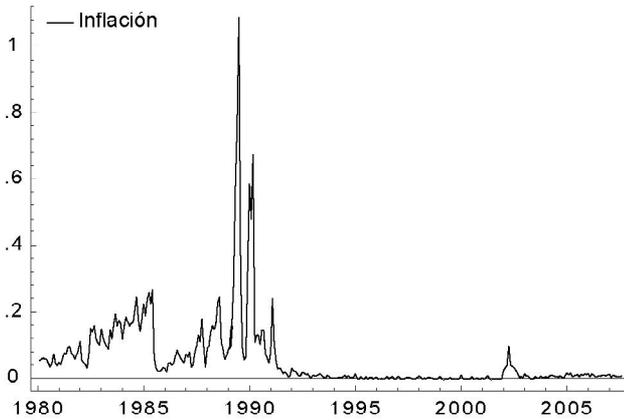
es la media no condicional de la inflación. Cuanto más elevado es el valor absoluto de ρ , más lentamente la inflación retorna a su valor de equilibrio. Una cuestión crucial a determinar previo al cálculo de alguna medida de persistencia, es si es adecuado suponer un valor de largo plazo constante para la inflación.

III. Algunas peculiaridades de la dinámica inflacionaria en Argentina

Como remarcamos inicialmente, el supuesto de un valor de equilibrio constante para la tasa de inflación no es razonable en el caso de Argentina. Al respecto, Capistrán y Ramos-Francia (2006), proveen evidencia sobre persistencia de la inflación para los diez países más grandes de América Latina y encuentran que en el caso argentino el grado de persistencia de la inflación se habría reducido entre 1980:1 y 2007:2.

De hecho, como lo ilustra el Gráfico 1, la simple inspección visual sugiere una tasa media de inflación que cambia sustancialmente en el período analizado.

Gráfico 1 / Tasa de inflación (1980-2007)



La inflación elevada fue un fenómeno ampliamente extendido en la región durante las décadas de los 70's y 80's. El financiamiento monetario de los desequilibrios fiscales fue un rasgo común entre los países que pasaron por episodios hiperinflacionarios como Argentina. Este fenómeno ha recibido un renovado interés en los años recientes. En particular, Sargent *et al* (2006) han estudiado la dinámica inflacionaria en los países de la región que experimentaron hiperinflaciones en un modelo de aprendizaje que permite un cambio de expectativas racionales a expectativas adaptativas. Sargent *et al* encuentran que la dinámica inflacionaria en esos países en el período de alta inflación reproduce en gran medida la sugerida por Cagan (1956). Ellos concluyen que estas economías pudieron estabilizar la inflación de manera permanente en la medida que lograron una disciplina fiscal.

El caso argentino tiene, sin embargo, características peculiares. La inflación comenzó a ser persistentemente elevada desde mediados de los años 70's período en que el sector público mantuvo elevados déficit presupuestarios. Hacia fines de esa década se adoptó un *crawling peg* con el dólar, esquema que intentaba una convergencia de la inflación doméstica a la internacional. En esos años, al igual que otras economías de la región, Argentina inició un proceso de liberalización comercial y financiera. El peso sufrió una creciente apreciación real, al tiempo que la economía experimentaba persistentes déficit de cuenta corriente. El alza de la tasa de interés internacional en 1982 llevó a una severa crisis de deuda en la región, que afectó fuertemente a Argentina.

El peso fue devaluado y el gobierno se hizo cargo de una parte importante de la deuda externa privada, lo que amplió los desequilibrios fiscales preexistentes. En los años que siguieron la inflación fue acelerándose marcadamente. En 1985 hubo un intento de estabilización conocido como el Plan Austral, que sólo logró una estabilización temporaria de la inflación, luego de lo cuál la inflación se aceleró fuertemente hasta desembocar en un episodio hiperinflacionario a mediados de 1989.

En abril de 1991, la implementación de un esquema de caja de conversión y la fijación por ley del peso al dólar estadounidense lograron anclar las expectativas inflacionarias y producir una reducción permanente de la tasa de inflación, que fue en promedio para esa década, cercana a cero. La adopción de este esquema de política fue acompañada por una drástica reforma del sector público que incluyó la privatización de la mayor parte de las empresas públicas y la dolarización financiera. El país ganó acceso a los mercados financieros internacionales y con mejores resultados fiscales en un comienzo, el gobierno reemplazó el financiamiento monetario por la emisión de deuda en los mercados internacionales. Esta combinación de políticas fue exitosa en anclar las expectativas inflacionarias y estabilizar la inflación en niveles muy reducidos. Sin embargo, la reforma fiscal fue incompleta. Con la moneda local sobrevaluada el país comenzó a experimentar persistentes déficit en cuenta corriente, aumentando su endeudamiento externo, tanto privado como público. Luego de las crisis asiática en 1997 y rusa en 1998, el país ingresó en una prolongada recesión, que se acentuó con la devaluación del real brasileño en enero de 1999. Las mayores tasas de interés sobre la deuda aumentaron el peso de los pagos de intereses en las cuentas públicas y el endeudamiento externo, tanto privado como público, comenzó a ser percibido como insostenible. Hacia 2001 se desencadenó una crisis financiera y externa que derivó en el abandono del régimen de Convertibilidad y una devaluación del peso argentino que implicó un drástico cambio de precios relativos y dio lugar a una aceleración de la inflación, que alcanzó un pico en abril de 2002, para luego reducirse, aunque a un nivel algo más elevado que el prevaleciente bajo el régimen de Convertibilidad. Hacia fines de 2004, cuando la economía comenzó a recuperarse en forma sostenida de la recesión en la que había estado inmersa durante varios años, la inflación comenzó a acelerarse levemente hasta el final de la muestra.

IV. Análisis descriptivo

La breve descripción del comportamiento histórico de la inflación en Argentina en la sección precedente sugiere la presencia de importantes quiebres estructurales y episodios atípicos como puede ser una hiperinflación.

Aún a pesar de estas especificidades, es razonable esperar que los *shocks* sobre esa variable no tengan un efecto permanente, en la medida que la política económica en general y la monetaria en particular, actúan proveyendo a la economía con algún ancla nominal que logra estabilizar la inflación. En ese sentido, se espera que los *tests* de raíces unitarias rechacen la hipótesis nula de una raíz unitaria para la inflación cuando se estudian sus propiedades temporales para un período de tiempo suficientemente prolongado. Sin embargo, como se enfatiza en la sección II, es posible que la tasa media de inflación experimente cambios a través de períodos de tiempo prolongados, si es que las economías experimentan cambios de régimen. En ese caso, se podría esperar no estacionariedad para esta variable, pero atribuible a cambios en su valor de largo plazo y no a la presencia de una raíz unitaria.

Estudiamos en esta sección las propiedades de serie de tiempo de la inflación y evaluamos la presencia de quiebres en su valor medio mediante un análisis descriptivo. En la sección que sigue utilizamos distintas técnicas para identificar la presencia de quiebres tanto en la media como en el componente autorregresivo de la inflación, con el propósito de identificarlos y controlar por ellos en el cálculo de medidas de persistencia inflacionaria.

Se puede observar de la Tabla 1 que tanto la media como la volatilidad de la inflación fueron cambiantes a lo largo de la muestra y que en ese sentido los estadísticos descriptivos para el período completo son poco informativos acerca del comportamiento de la inflación entre 1980 y 2007. Es posible identificar un período de alta inflación entre 1980:1 y 1989:3, el episodio hiperinflacionario entre 1989:4 y 1990:3, una transición entre 1990:4 y 1991:2, seguida de un período de desinflación entre 1991:3 y 1992:12 luego de la implementación de la Convertibilidad. Estos tres últimos períodos breves son considerados en este análisis como episodios temporarios de escaso interés para el estudio de un fenómeno como la persistencia, y por lo tanto se los deja de lado o se controla por ellos cuando se calculan medidas de persistencia inflacionaria.

Tabla 1 / Tasas medias y volatilidad de la inflación

Inflación mensual medias y desvíos estándar		
	media	desvío estándar
1980:1-1989:3	0.1034	0.0616
1989:4-1990:3	0.4430	0.2999
1990:4-1991:2	0.1136	0.0512
1991:3-1992:12	0.0517	0.0556
1993:1-2007:2	0.0045	0.0105
2002:1-2002:9	0.0371	0.0232
2002:10-2007:2	0.0062	0.0041
1980:1-2007:2	0.0589	0.1125

El resto de la muestra, que cubre el período 1993:1-2007:2 aparece, desde un punto de vista estrictamente estadístico, como un período de baja inflación, brevemente interrumpido por un episodio inflacionario luego de la devaluación del peso en enero de 2002. Como se puede apreciar del Gráfico 1 en la sección anterior, el salto en la inflación provocado por la devaluación de enero de 2002 resulta insignificante si se lo compara con la hiperinflación. Sin embargo hubo en este período un cambio de régimen monetario cuya incidencia en la dinámica inflacionaria no logra ser capturada por el análisis descriptivo. Se intentará estudiarla con más detalle en las siguientes secciones.

Con el objetivo de estudiar las características temporales de la inflación y comenzar a evaluar la presencia de quiebres en su valor medio se estimaron estadísticos F de Dickey-Fuller que evalúan la presencia de una raíz unitaria, controlando por la significatividad de la media y una tendencia determinística (ver Tabla 2). Un primer resultado es que en todos los casos se rechaza la presencia de una raíz unitaria. Como se deduce de la tabla los *test* F confirman la ausencia de una media constante a través del período analizado. Entre 1980:1 y 1989:3 la media de la inflación es significativamente distinta de 0 (positiva). Por el contrario, no se rechaza la hipótesis nula de una media igual a cero entre enero 1993 y 2007. Por otro lado, no se identifica una tendencia determinística estadísticamente significativa en ninguno de los dos períodos.

Tabla 2 / Tests de raíces unitarias

Inflación mensual			
Estadístico F de Dickey Fuller			
	Constante	Tendencia	H0=raíz unitaria
1980:1-1989:3	Significativa***	No significativa	Rechazada**
1993:1-2007:2	No significativa	No significativa	Rechazada**
1980:1-2007:2	Significativa ***	Significativa***	Rechazada***

***1% de significatividad

**5% de significatividad

Estos resultados sugieren que si bien la inflación no tiene una raíz unitaria, tampoco puede ser considerada como un proceso estacionario, en la medida que se identifican cambios significativos en su valor medio. En la sección que sigue complementamos el análisis descriptivo con *tests* que evalúan la presencia de quiebres estructurales tanto en la media como en el componente autorregresivo de la tasa de inflación.

V. Evaluando la presencia de quiebres en la tasa media de inflación

V.1. Análisis recursivo

En las dos subsecciones que siguen se busca identificar la presencia de quiebres tanto en la media como en el componente autorregresivo de la inflación y estudiar su relación con la ocurrencia de cambios en el régimen monetario.

En primer lugar estimamos recursivamente la ecuación 1 y evaluamos la presencia de quiebres tanto la constante como en el coeficiente autorregresivo, utilizando *tests* de cambio estructural. El Gráfico 2.a muestra que ambos coeficientes, constante y término autorregresivo, se ubican fuera del intervalo de +/- 2 veces los desvíos estándar previos en el entorno de la hiperinflación. Los *tests* de Chow, en el Gráfico 2.b (*forecast horizon descendent, ascendant y one-step*), se ubican debajo del valor crítico de 5% excepto en el período de la hiperinflación.

Gráfico 2.a / Análisis recursivo (1980:1-2007:2)

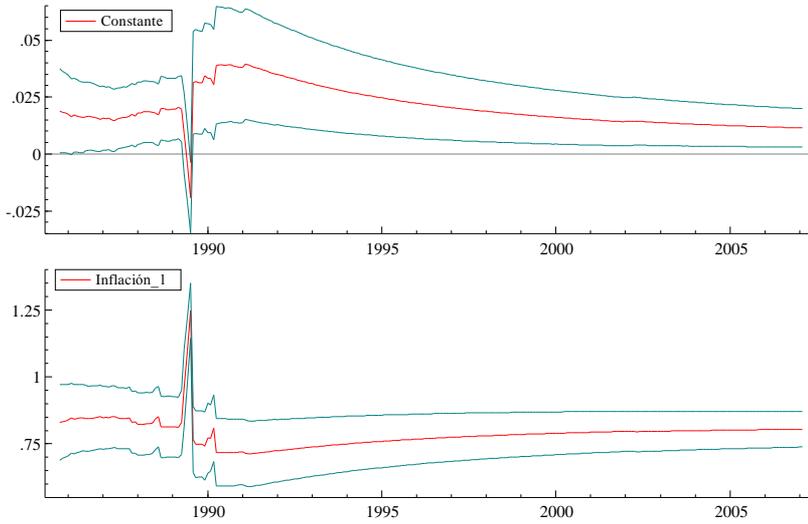
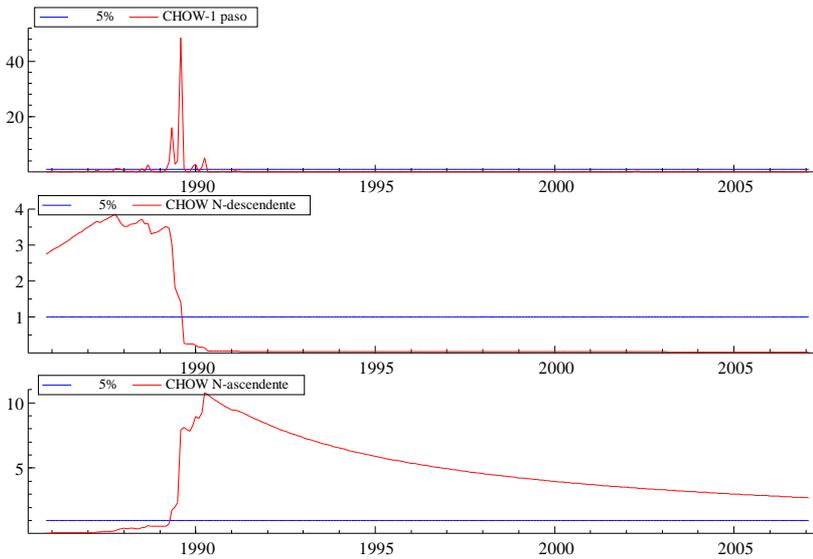


Gráfico 2.b / Análisis recursivo (1980:1-2007:2)



En resumen, se encuentra evidencia de un cambio en la dinámica de la inflación en el entorno del episodio hiperinflacionario, que finalizó con la adopción de un nuevo régimen cambiario, la Convertibilidad. Debido probablemente a la magnitud del episodio hiperinflacionario, y a la volatilidad generada por el mismo, no es posible identificar un quiebre significativo en la dinámica de la inflación luego del abandono de ese régimen. Es por esa razón que más adelante estudiamos ese subperíodo en forma separada.

V.2. Evaluando la presencia de múltiples quiebres: Test de Bai Perron

La otra aproximación que llevamos adelante para estudiar la presencia de quiebres estructurales en el proceso dinámico de la inflación es la implementación de los *tests* desarrollados por Bai y Perron (2003) para evaluar la presencia de múltiples quiebres estructurales. En relación al análisis precedente, la metodología de Bai y Perron es más general. Permite identificar la presencia de múltiples quiebres, y propone *tests* para evaluar la hipótesis nula de no quiebres vs. la presencia de múltiples quiebres, así como un procedimiento para evaluar la hipótesis nula de n quiebres vs. $n+1$ quiebres. También genera intervalos de confianza para las fechas de quiebre, permitiendo que los datos y los errores tengan diferentes distribuciones entre los segmentos en los que el *test* separa la muestra, o eventualmente impone una distribución común. Esta flexibilidad es interesante en el caso argentino dada la presunción de una varianza no constante a través del período estudiado.

Llevamos adelante el *test* bajo dos especificaciones. La primera supone la presencia de quiebres en la media, mientras que la segunda permite cambios tanto en la media como en el componente autorregresivo de la inflación. Los resultados de ambos ejercicios se muestran en la Tabla 3.

En el primer caso comenzamos considerando la posibilidad de hasta 5 quiebres en la media, pero sólo uno resulta significativo de acuerdo a los criterios propuestos por Bai y Perron: *SupF Sequential Procedure*, *Bayesian Information Criterion* (BIC) y *Liu, Wu y Zidek* (LWZ) y corresponde a abril de 1991, fecha en que se implementó el plan de Convertibilidad. Al restringir el número de quiebres se vuelve a identificar un único quiebre en abril de 1991, por lo que se reportan en la tabla los resultados correspondientes al *test* permitiendo un quiebre. En este caso se calcularon los intervalos de confianza para los quiebres permitiendo heterocedasticidad y correlación serial en los residuos.

Tabla 3 / Tests Bai Perron de quiebre estructural (1980-2007)

Test de Bai Perron Test para cambios en media (1980:1-2007:2) especificaciones				
z=1	q=1	p=0	h=81	M=1
Tests				
SupF _T (1)	UDmax	WDmax	SupF _T (2 1)	
14.58***	14.58***	14.58***	1.078	
Número de quiebres seleccionado				
Sequential	BIC	LWZ		
1	1	1		
Estimaciones				
alfa 1	alfa 2	T₁		
0.135 (0.0336)	0.006 (0.0016)	Apr-91		
Test de Bai Perron Test para cambios en media y coeficientes autorregresivos (1980:1-2007:2) especificaciones				
z=3	q=3	p=0	h=80	M=1
Tests				
SupF _T (1)	UDmax	WDmax		
65.33***	65.33***	65.33***		
Número de quiebres seleccionado				
Sequential	BIC	LWZ		
1	1	1		
Estimaciones				
alfa 1	alfa 2	T₁		
-0.009 (0.0089)	0.009 (0.0039)	Aug-89		
beta11	beta12			
1.463 (0.1035)	0.534 (0.054)			
beta21	beta22			
-0.3191 (0.1319)	-0.007 (0.049)			

En el segundo caso se evalúa la presencia de quiebres tanto en la media como en el componente autorregresivo de la serie. Debido a que en este caso se trata de un modelo dinámico, no es posible, de acuerdo a lo sugerido por Bai y

Perron, permitir heterocedasticidad y correlación serial en los residuos, no pudiéndose utilizar la matriz HAC propuesta por Andrews (1991).⁹ Cuando evaluamos sólo cambios en la media, si bien se calcula inicialmente el *test* permitiendo hasta cinco quiebres, este identifica un quiebre en agosto de 1989, fecha que se corresponde con la ocurrencia del primer episodio hiperinflacionario, en forma coincidente con los resultados del análisis recursivo de la subsección precedente. Esta fecha de quiebre lleva a que ambos subperíodos incluyan observaciones extremas y alta volatilidad en la tasa de inflación. Esa puede ser la razón por la que los valores medios que se obtienen para ambos subperíodos sean poco razonables, lo que no ocurre con los términos autorregresivos, cuyos valores se corresponden con lo esperado: están cerca de sumar 1 para el período de alta inflación, indicando que era un proceso altamente persistente, y se reducen significativamente (a 0,53) en el segundo subperíodo.

VI. Persistencia inflacionaria

VI.1. Análisis para la muestra completa

Tomando en cuenta el análisis descriptivo desarrollado y considerando los quiebres identificados tanto en la tasa media de inflación como en su componente autorregresivo en las subsecciones V.1 y V.2, construimos una media no constante para la tasa de inflación que evoluciona a saltos discretos para luego estimar un modelo autorregresivo del acuerdo a la ecuación 3. Seguimos aquí a Marques (2004) y utilizamos variables *dummy* que identifican cambios en la tasa media de inflación de acuerdo a lo sugerido por el análisis descriptivo de las secciones precedentes. De ese modo, los valores estimados de la inflación de acuerdo a la ecuación 5 representan la tasa media de inflación que se muestra en el Gráfico 3.¹⁰

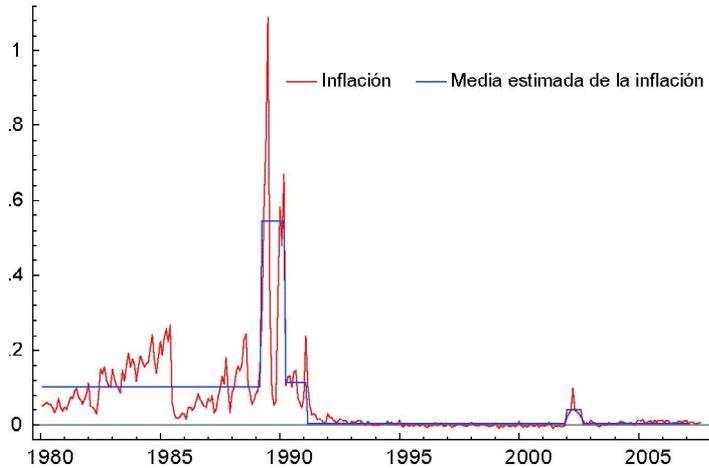
$$\begin{aligned}
 \pi_t = & 0,5434 - 0,43999 d1 - 0,1338 d2 - 0,4298 d3 - \\
 & - 0,5385 d4 + 0,03522 d5 \quad (5)
 \end{aligned}$$

(HSCCE) (0,11) (0,11) (0,15) (0,12)
(HCSE) (0,11) (0,008)

⁹ Debido a que se tiene la presunción de que la presencia de heteroscedasticidad es bastante probable, se realizó el ejercicio de calcular el *test* bajo ambas especificaciones: utilizando el estimador HAC y el convencional, que supone homoscedasticidad y ausencia de correlación serial en los residuos. Se encontró que los modelos estimados bajo ambos supuestos no difieren significativamente.

¹⁰ Donde *d1* corresponde a una variable dummy para el período 1980:1 -1989:3, *d2* para 1989:7-1990:3, *d3* para 1990:4-1991:2, *d4* para 1991:3-2007:2 y *d5* para 2002:1-2002:8.

Gráfico 3 / Tasas medias de inflación estimadas



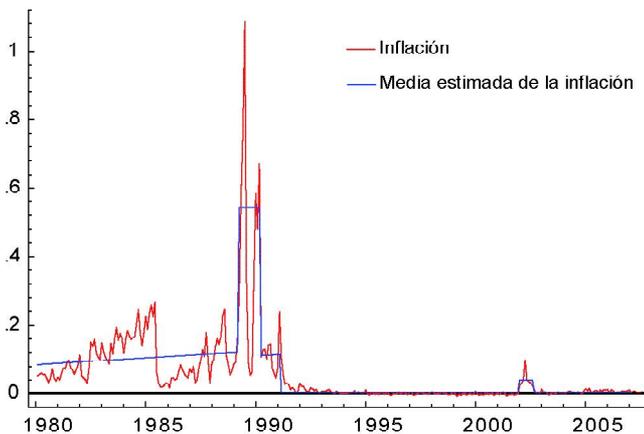
De acuerdo a la ecuación 5 y a tests de restricciones lineales, se obtiene una inflación media positiva y distinta de cero (10,3%, mensual) entre enero de 1980 y marzo de 1989. El valor de la constante (54,3% mensual) corresponde a la media de la tasa de inflación en la hiperinflación. En el período de transición entre abril de 1990 y febrero de 1991 la tasa media de inflación se mantuvo en torno a 11,3%. Luego de la adopción del esquema monetario de la Convertibilidad, la tasa de inflación se redujo marcadamente, resultando estadísticamente no distinta de cero hasta el fin de la muestra. Sin embargo, durante este último período, y luego del abandono de la Convertibilidad en enero de 2002, se produjo una aceleración inflacionaria luego de la abrupta devaluación del peso. La inflación alcanzó un pico de 10% mensual en abril de 2002, para luego desacelerarse. Este rebrote inflacionario resulta, sin embargo de pequeña dimensión en relación al hiperinflacionario. Cuando se evalúa la restricción lineal de una media diferente entre enero y agosto de 2002 con respecto al período 1991-2007 se está cerca de rechazar la nula de medias iguales, lo que sugiere que este corto período de transición puede considerarse como un *outlier* dentro del período de inflación baja y, en ese sentido, resulta razonable controlar por su presencia, ya que se trata de un episodio transitorio. En la sección VII se estudia separadamente y en detalle el período de baja inflación, descartando el período de desinflación que siguió a la implementación de la Convertibilidad y al hacerlo es posible detectar cambios en la tasa media de inflación luego de la adopción de la flotación administrada.

Adicionalmente se evaluó la presencia de una tendencia determinística positiva en el período de alta inflación y una negativa luego de la adopción de la Convertibilidad, que controle por la desinflación, tal como lo sugiere la observación visual. La ecuación 6 incorpora ambas tendencias a la ecuación 5.¹¹

$$\begin{aligned}
 \pi_t = & 0,5434 - 0,4589 d1 - 0,1338 d2 - 0,4317 d3 - 0,5385 d4 + \\
 & + 0,03522 d5 + 0,000335 t1 + 0,0003181 t2
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

(HCSE) (0,11) (0,11) (0,16) (0,12) (0,11)
(HCSE) (0,008) (0,0001) (0,006)

Gráfico 4 / Tasas medias de inflación y tendencia estimadas



Habiendo obtenido una media no constante de la tasa de inflación (μ_t), de acuerdo a la ecuación 6, el siguiente paso es calcular desvíos de la inflación respecto de esa media, a los que llamamos z_t , para luego estimar la ecuación 3 y calcular una medida de persistencia que considera una media no constante. En la Tabla 4 comparamos la medida de persistencia obtenida a partir de la estimación de la ecuación 3 utilizando una media variable (μ_t) respecto de la obtenida si se supone una media constante (μ).

¹¹ Donde $t1$ corresponde a una tendencia determinística para el período 1980:1-1989:3 y $t2$ para 1990:4-1991:2.

Tabla 4 / Persistencia estimada (1980-2007)

Persistencia de la inflación		
Período 1980:1-2007:2		
	<i>media constante</i>	<i>cambios en media</i>
ρ	0.80	0.56
<i>hcse</i>	(0.184)	(0.240)
	(1 lag)	(1 lag)

Se observa de la Tabla 4 que bajo el supuesto de una media constante, la inflación sería un proceso altamente persistente (0,8). Por el contrario, si permitimos una media variable, el grado de persistencia se reduce notablemente (0,56). Ambas medidas de persistencia son estadísticamente diferentes, lo que nos permite concluir de este ejercicio que una vez que se identifican quiebres en la media de la inflación y se controla por ellos, la inflación aparece como un proceso bastante menos persistente que si se considera una media variable.

Una segunda cuestión a investigar es si, asociado a cambios en la media de la inflación, también se identifican cambios en el componente autorregresivo de la serie. Tanto el análisis recursivo como los *tests* de Bai Perron presentados en la sección anterior identifican cambios en los coeficientes autorregresivos de la inflación asociados a quiebres en la media de la tasa de inflación. La evidencia reciente para otros países sugiere que una vez que la inflación se reduce, su grado de persistencia es menor.¹²

Con el objetivo de calcular una medida de persistencia que tome en cuenta esos cambios estimamos un modelo autorregresivo de z_t (los desvíos de la inflación respecto de su media variable estimada según la ecuación 6) incluyendo *dummies* que multiplican a los niveles y diferencias de z_t . La ecuación 7 muestra el modelo estimado y en la Tabla 5 presentamos las medidas de persistencia obtenidas a partir de esta ecuación.

¹² Ver al respecto Angeloni *et al* y Capistrán y Ramos Francia, op. cit.

$$\begin{aligned}
z_t = & 0,5048z_{t-1} + 0,4048 z_{t-1}d1 - 0,6708 z_{t-1}d3 + 0,3504 \Delta z_{t-1} - \\
& - 0,3063\Delta z_{t-1}d1 - 0,3723 \Delta z_{t-1}d4' - 0,4956 \Delta z_{t-1}d4'' - \\
& - 0,1954 djul85 + \text{variables dummy período hiperinflación}
\end{aligned}
\tag{7}$$

(HCSE) (0,2101) (0,217) (0,1091) (0,0578)
(HCSE) (0,2284) (0,0737) (0,1767)
(HCSE) (0,0096)

Tabla 5 / Persistencia estimada por subperíodos

Persistencia de la inflación	
Period 1980:1-2007:2	
Sub-períodos	ρ
1980:1-1989:3	0.954
1989:4-1990:3	0.855
1990:4-1991:2	0.184
1991:3-1992:12	0.483
1993:1-2007:2	0.359

Los resultados indican que la inflación fue un proceso altamente persistente durante el período de «alta inflación» (0,96), entre 1980:1 y 1989:3, más alta aún que el valor obtenido cuando se supone una media constante para toda la muestra. Los períodos subsecuentes en la Tabla 5 corresponden a la hiperinflación (1989:4-1990:3), la transición (1990:4-1991:2) y la desinflación (1991:3 - 1992:12) que siguió a la implementación del régimen de Convertibilidad. Si bien no estamos interesados en medir el grado de persistencia de la inflación en esos períodos, debimos controlar por ellos en la estimación para medir adecuadamente la persistencia en los períodos relevantes. Durante el período que aquí denominamos de «baja inflación», el grado de persistencia se reduce marcadamente, a 0,36.

En resumen, el análisis precedente indica que hubo cambios significativos tanto en la media de la inflación como en su dinámica autorregresiva durante el período que analizamos. Controlando por esos cambios se encuentra que la inflación fue un proceso altamente persistente en el período de inflación elevada (cercano a un camino aleatorio) y su persistencia se redujo marcadamente una vez que la inflación se estabilizó a niveles promedio significativamente más bajos, luego del episodio hiperinflacionario que Argentina experimentó a fines de los 80's. También se encuentra evidencia de que los cambios tanto en la media como en

el componente dinámico están relacionados con el cambio en el régimen monetario que implicó la adopción de un régimen tan peculiar como la Convertibilidad. El hecho de que la dinámica inflacionaria se acercara al comportamiento de un camino aleatorio durante el período de inflación alta parece consistente con las dificultades que encontró la política económica durante ese período para anclar las expectativas inflacionarias, haciendo retornar a la inflación hacia algún valor de equilibrio de largo plazo. El pasaje por el episodio tan traumático como la hiperinflación parece haber generado los ajustes necesarios, principalmente fiscales, como para que un anclaje como el de la Convertibilidad lograra estabilizar la tasa de inflación a niveles muy reducidos. El cambio de régimen implicado por el abandono de ese esquema monetario no puede ser captado cuando se incluye un período atípico como la hiperinflación, razón por la que en la sección siguiente estudiamos el subperíodo 1993-2007 en forma separada.

VI.2. Un análisis detallado del período de baja inflación

Como enfatizamos en la sección anterior, la dramática volatilidad implicada por el episodio hiperinflacionario limita la posibilidad de identificar quiebres adicionales en la serie de inflación y en particular el potencial cambio asociado al abandono de la Convertibilidad y la adopción de un régimen de flotación administrada en 2002. Es por esta razón que en esta sección estudiamos separadamente al período que denominamos de baja inflación, en que conviven dos subperíodos potencialmente distintos en términos de la política monetaria vigente, de cuyas características no parece estar desvinculada la dinámica inflacionaria, de acuerdo al análisis de la sección precedente y a la amplia evidencia empírica que estudia la relación entre el dinero y los precios.¹³

Para estudiar en qué medida la adopción de un régimen de flotación administrada en enero de 2002 implicó cambios en la dinámica de la inflación, se analiza separadamente este subperíodo. El análisis recursivo permite identificar un quiebre tanto en la media, como en el término autorregresivo del modelo AR (1) estimado a comienzos de 2002, en forma coincidente con el abandono del régimen de Convertibilidad en enero de ese año. El quiebre en el componente autorregresivo sugiere que el grado de persistencia puede haber cambiado entre ambos regímenes.

¹³ Ver al respecto McCandless y Weber (1995), De Grawue y Polan (2002) y Gabrielli *et al* (2004) y Basco *et al* (2006) para el caso argentino.

Gráfico 5.a / Análisis recursivo (1993:1-2007:2)

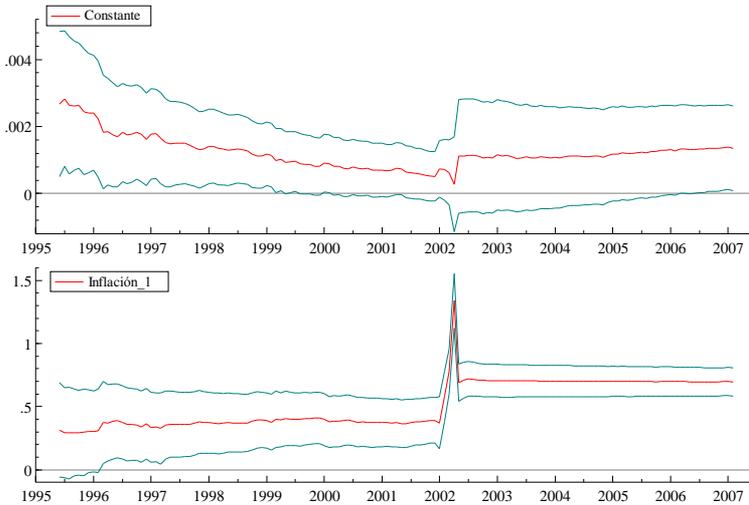
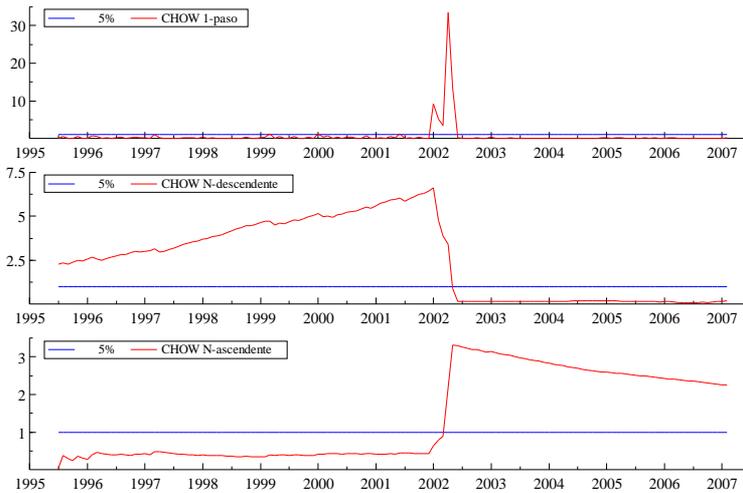


Gráfico 5.b / Análisis recursivo (1993:1-2007:2)



Estos resultados se confirman con el *test* de Bai Perron (ver Tabla 6), que identifica un quiebre en enero de 2002, cuando testeamos quiebres en la tasa media de inflación, y en mayo de ese mismo año, cuando evaluamos cambios en la media y en el componente autorregresivo de la serie.

Tabla 6 / Tests de Bai Perron de quiebre estructural (1993-2007)

Test de Bai Perron Test para cambios en media (1993:1-2007:2) especificaciones				
z=1	q=1	p=0	h=42	M=1
Tests				
SupF _T (1)	UDmax	WDmax		
6.60*	6.60*	6.6		
Número de quiebres seleccionado				
Sequential	BIC	LWZ		
1	1	1		
Estimaciones				
alfa 1	alfa 2	T₁		
0.0008	0.01	Jan-02		
(0.0006)	(0.0038)			
Test de Bai Perron Test para cambios en media y coeficientes autorregresivos (1993:1-2007:2) especificaciones				
z=3	q=3	p=0	h=80	M=1
Tests				
SupF _T (1)	UDmax	WDmax		
65.33***	65.33***	65.33***		
Número de quiebres seleccionado				
Sequential	BIC	LWZ		
1	1	1		
Estimaciones				
alfa 1	alfa 2	T₁		
0.0001	0.0029	May-02		
(0.0006)	(0.0010)			
beta11	beta12			
1.170	0.306			
(0.1232)	(0.0769)			
beta21	beta22			
-0.316	0.213			
(0.1482)	(0.0743)			

Luego de haber identificado la presencia de al menos un quiebre en la tasa media de inflación, construimos una media variable para ese período. La ecuación 8 muestra los resultados de esa estimación.

$$\pi_t = 0,00087 + 0,0362d1 + 0,0053d2 \quad (8)$$

(HSCÉ) (0,0003) (0,0078) (0,0006)

Se observa que la tasa media de inflación fue levemente distinta de 0 durante el período de la Convertibilidad. Luego, durante la crisis que siguió a la devaluación de enero de 2002, la tasa media de inflación se elevó a 3,6% mensual para luego reducirse a una tasa media 0,5%, que resulta positiva y estadísticamente diferente de cero. Se tiene entonces que, una vez que consideramos el período de baja inflación separadamente, es posible identificar un quiebre que aparece asociado al cambio de régimen implicado por el abandono de la Convertibilidad. También se identifica un período atípico en los meses que siguen a la devaluación de enero de 2002, en el que la inflación experimenta un salto transitorio. Controlamos también por ese período al calcular la media de la inflación de acuerdo a la ecuación 8.¹⁴

En la Tabla 7 mostramos los resultados de calcular medidas de persistencia para el período 1993:1-2007:2 utilizando una media constante y una media variable. Se observa una importante reducción en la persistencia estimada cuando se consideran los quiebres identificados de acuerdo a la ecuación 8.

Tabla 7 / Persistencia estimada (1993-2007)

Persistencia de la inflación		
Período 1993:1-2007:2		
	<i>media constante</i>	<i>cambios en media</i>
ρ	0.70	0.18
<i>hcse</i>	(0.207)	(0.082)
	(1 lag)	(1 lag)

Finalmente, cuando tratamos de identificar la presencia de cambios en los coeficientes autorregresivos de la inflación que podrían estar asociados al cambio de régimen, (ver ecuación 9) encontramos un muy bajo grado de persistencia (0,15) durante el período de la Convertibilidad, que se incrementa significativamente (0,27), luego de la adopción de la flotación administrada.

¹⁴ En la ecuación 8, *d1* corresponde a una variable dummy para el período 2002:1-2002:9 y *d2* para el período 2002:10-2007:2.

$$z_t = 0,1493 z_{t-1} + 0,2636 z_{t-1}d3 - 0,1437 \Delta z_{t-1}d3 +$$

(HCSE) (0,0688) (0,1157) (0,0755)

$$+ 0,01148 dene95 + \text{variables dummy para crisis 2002}$$

(HCSE) (0,0003) (9)

En resumen, los resultados obtenidos de analizar el período de baja inflación separadamente indican un cambio en el proceso de la inflación tanto en términos de su valor medio como de su componente autorregresivo, observándose un mayor grado de persistencia en el último subperíodo de flotación administrada.

VII. Análisis en el dominio de la frecuencia: la inflación IPC y sus componentes

En esta sección analizamos la cuestión de la persistencia de la inflación a un nivel desagregado y utilizando el análisis en el dominio de la frecuencia. Este análisis es un paso inicial en el estudio de la heterogeneidad sectorial y los efectos de la agregación sobre la persistencia (ver al respecto Altissimo *et al*, 2004). Estudiamos la dinámica del agregado y los 9 subíndices que lo componen (y algunos de sus componentes).¹⁵

El análisis en el dominio de la frecuencia nos permite descomponer la variabilidad total de la inflación, identificando la incidencia que tienen en ella tanto los componentes de alta frecuencia, asociados a movimientos temporarios, de carácter predominantemente indiosincrásico en los precios, de los de baja frecuencia, que reflejan movimientos más persistentes y tendenciales. Más específicamente, la altura del espectro en la frecuencia cero es una medida no paramétrica de la persistencia de una serie de tiempo, de modo que este enfoque puede ser usado para corroborar los resultados obtenidos en las secciones anteriores utilizando el enfoque más convencional de series de tiempo.¹⁶ El valor agregado del análisis espectral está dado en este caso en que permite comparar -observando la forma del espectro- la importancia relativa de los componentes de baja frecuencia (aquellos más persistentes o de largo plazo de la inflación), relativo a los de baja frecuencia (el ruido o la volatilidad de corto plazo

¹⁵ De acuerdo a la agregación a 1 dígito adoptada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

¹⁶ Más aún, se puede mostrar que para un proceso $AR(p)$ esta medida representa una transformación monótonica de la suma de sus coeficientes autorregresivos, la medida más ampliamente utilizada de persistencia.

o estacional) del IPC y sus componentes y evaluar si se identifican cambios en la forma del espectro asociados a cambios de régimen.¹⁷

Estimamos el espectro de 13 series que incluyen el índice agregado, sus 9 subíndices y los tres grupos que componen el subíndice de Alimentos y Bebidas. Lo hacemos para los períodos comprendidos entre enero de 1993 y diciembre de 2001 y entre enero de 2002 y diciembre de 2006, correspondientes a la Convertibilidad y la post-Convertibilidad, respectivamente.

Tabla 8 / test de Dickey Fuller GLS ^a

Grupo del IPC	1993 2001		2002 2006	
	Estadístico ^t ^b	Nº lags	Estadístico ^t ^b	Nº lags
Nivel general	3.58**	0	3.58**	0
Alimentos y bebidas	-3.61**	0	-3.61**	0
Alimentos para cons. en el hogar	-3.69***	0	-3.69***	0
Bebidas e infus p/ cons. en el hogar	-3.38**	0	-3.38**	0
Alimentos y bebidas cons. fuera del hogar	-3.36**	1	-3.36**	1
Indumentaria	-6.26***	1	-6.26***	1
Vivienda y servicios básicos	-6.34***	0	-6.34***	0
Equipamiento y mantenimiento del hogar	-3.38**	0	-3.38**	0
Atención médica y gastos para la salud	-5.75***	0	-5.75***	0
Transporte y comunicaciones	-3.01*	3	-3.01*	3
Esparcimiento	-2.18	12	-2.18	12
Educación	-1.4	12	-1.4	12
Otros bienes y servicios	-4.3***	0	-4.3***	0

Notas:

a) Test de Dickey - Fuller GLS (Elliott, Rothenberg y Stock) sobre las tasas de variación mensual de precios, con un máximo de rezagos de 12 meses.

b) * al 10%, ** al 5%, *** al 1%.

Implementamos *tests* de raíces unitarias¹⁸ sobre las 13 series a través de los dos períodos (ver Tabla 8), para verificar si son estacionarias en covarianza,

¹⁷ Desde un punto de vista estrictamente teórico todo proceso estacionario en covarianza tiene una representación en ambos, el dominio del tiempo y el de la frecuencia y no hay ninguna característica en los datos que pueda ser descripta por una de estas dos representaciones y no por la otra (Hamilton, 1994).

¹⁸ Se evalúa estacionariedad con el *test* aumentado de Dickey-Fuller, modificado por Elliott, Rothenberg y Stock (1996) para mejorar la potencia cuando existe una tendencia desconocida (Capistrán y Ramos-Francia, 2006). Se elige el número de rezagos con el criterio de información de Schwartz (SIC), con un máximo de 12 rezagos.

condición requerida para poder llevar adelante el análisis espectral. La hipótesis nula del *test* corresponde a la existencia de una raíz unitaria en las series. Se infiere de la Tabla 8 que ninguna de las series estudiadas contiene una raíz unitaria durante el período de la post-Convertibilidad a un nivel de significatividad de 1% en todos los casos, excepto en dos casos (en los que la hipótesis nula se rechaza al 5%), lo que indica que las series son estacionarias en covarianza.

Para el período previo la evidencia de estacionariedad es fuerte para todas las series consideradas, excepto tres subíndices¹⁹ Alimentos y Bebidas fuera del hogar, Vivienda y Servicios Básicos y Esparcimiento. En los dos primeros casos la evidencia en favor de la presencia de una raíz unitaria no es muy concluyente- los estadísticos no están lejos del umbral del 10% (-2,73) y, quizás más importante, el *test* de raíces ADF, no modificado por Elliott-Rothenberg-Stock, rechaza la hipótesis nula a un nivel de significatividad de 1%. Si bien esto no puede considerarse una prueba de la estacionariedad de esas series, ya que nosotros privilegiamos el *test* GLS de Dickey-Fuller en el análisis, estimamos el espectro considerando a estas series como estacionarias. En ese sentido la interpretación de los resultados obtenidos debe ser cuidadosa. En el caso de Esparcimiento, el *test* ADF también indica la presencia de una raíz unitaria, por lo que consideramos a la serie no estacionaria y no presentamos los resultados del espectro estimado para ella.

Los gráficos 6a y 6b²⁰ muestran el espectro estimado²¹ de las 12 restantes series de cambios en los precios para los dos regímenes.²² En el primero de esos gráficos se muestran los espectros correspondientes a ambos regíme-

¹⁹ En el caso de la Educación se puede pensar que el rechazo de la hipótesis nula puede estar forzado por la imposición de un rezago máximo de 12 meses. Sin embargo esos 12 rezagos fueron el rezago óptimo seleccionado por el criterio de información de Schwartz, cuando el máximo fue aumentado a 14.

²⁰ En todos los gráficos de esta sección el eje x -para el espectro estimado indica la frecuencia (periodicidad) de 0 a π . Dado que las series analizadas tienen frecuencia mensual, π corresponde a la periodicidad de un mes, $2\pi/3$ a la de 3-meses, $\pi/3$ a la de 6-meses y así sucesivamente. El correspondiente eje y indica la densidad espectral en cada frecuencia. Como el área bajo el espectro poblacional de una serie entre $-\pi$ y $+\pi$ iguala a su varianza (el gráfico se adapta de modo que toda la variabilidad esté contenida en el área entre 0 y π , la coordenada y en cada frecuencia mide la contribución relativa del componente a esa frecuencia a la varianza total de la serie.

²¹ Estimamos el espectro utilizando el Thompson's Multitaper Method (MTM) en MATLAB. Este es un método de estimación no paramétrico que se basa en una combinación lineal de periodogramas modificados, computados usando una secuencia de ventanas ortogonales en el dominio de la frecuencia (ver Percival y Walden, 1993). Esta estimación mejora los resultados sobre los métodos convencionales -como los periodogramas- que usan ventanas rectangulares.

²² Es importante tomar en cuenta que lo reducido de la muestra correspondiente a la post-Convertibilidad puede hacer las estimaciones para ese período menos precisas.

nes, utilizando la misma escala para el eje vertical, de modo de permitir una lectura más clara de la forma de los espectros. De su observación surgen algunos resultados interesantes.

En primer lugar, la volatilidad de precios parece ser mucho más alta en el período más reciente, de acuerdo a la altura del espectro, en muchos de los casos. Esto es particularmente cierto para el índice agregado, y para todos aquellos subíndices cuyos precios no tienen una fuerte estacionalidad (Alimentos y Bebidas, Vivienda y Servicios Básicos y Equipamiento y Mantenimiento del Hogar). En aquellos casos en que la estacionalidad (de acuerdo a la presencia de picos en las frecuencias correspondientes a la periodicidad de 3, 4 y 6 meses, por ejemplo) contribuye de manera importante a explicar la dinámica de precios, la diferencia entre períodos se hace menos importante. Transporte y comunicaciones es un caso límite de esto último, y no es obvio en qué período la variabilidad total es más alta.

Un segundo resultado relevante es que los componentes persistentes (de baja frecuencia) parecen ser mucho más importantes que los más volátiles (de alta frecuencia) en la descomposición espectral de la dinámica de precios en la post Convertibilidad. En particular, el componente de baja frecuencia de algunos bienes con alto peso en la canasta del IPC, como Alimentos y Bebidas e Indumentaria, incrementan significativamente su importancia relativo a los de alta frecuencia, mostrando una dinámica en la que los cambios de precios son mucho más persistentes. Este cambio en el patrón dinámico se transfiere a la inflación agregada, en la que la importancia de los componentes correspondientes a las periodicidades de 3 a 6 meses en explicar la dinámica de la inflación decrece sustancialmente durante el segundo régimen. Estudiamos la importancia del *shock* agregado que implicó la devaluación del peso en enero de 2002 en gobernar estos resultados con más detalle en un trabajo en curso.

En tercer lugar, los picos estacionales en las periodicidades de 3 y 6 meses permanecen casi invariantes sólo para el subíndice correspondiente a Indumentaria, pero resultan mucho más difusos en los casos de Educación, y más marcadamente en el de Transporte y Comunicaciones, que perdió estacionalidad en el segundo período.

Gráfico 6a / Espectro estimado - IPC agregado y subíndices

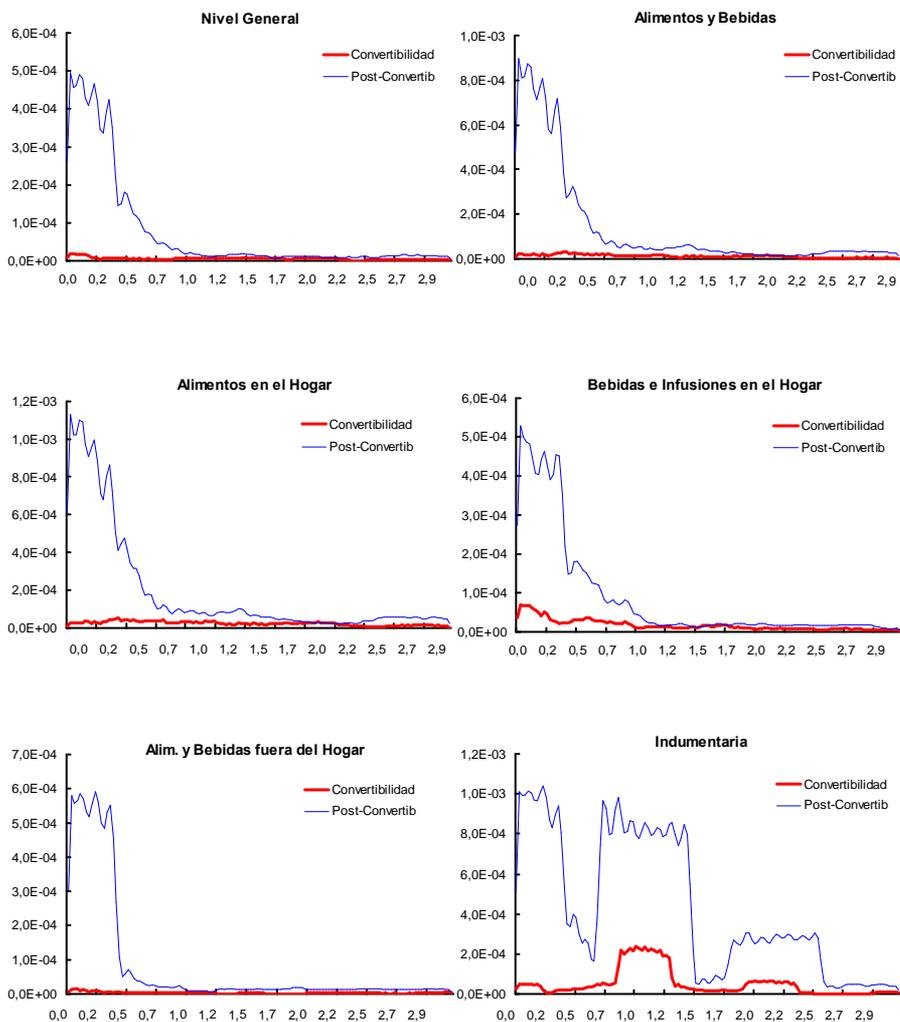


Gráfico 6a / Espectro estimado - IPC agregado y subíndices (continuación)

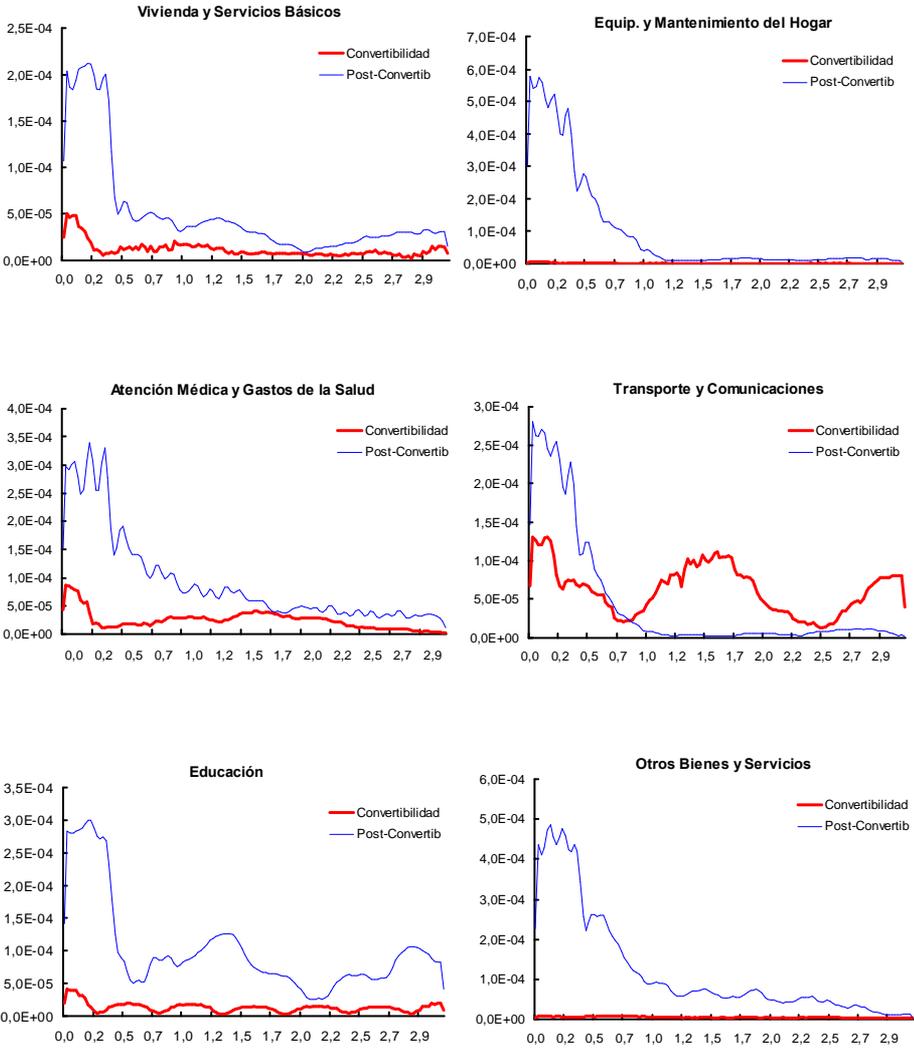


Gráfico 6b / Espectro estimado - IPC agregado y subíndices

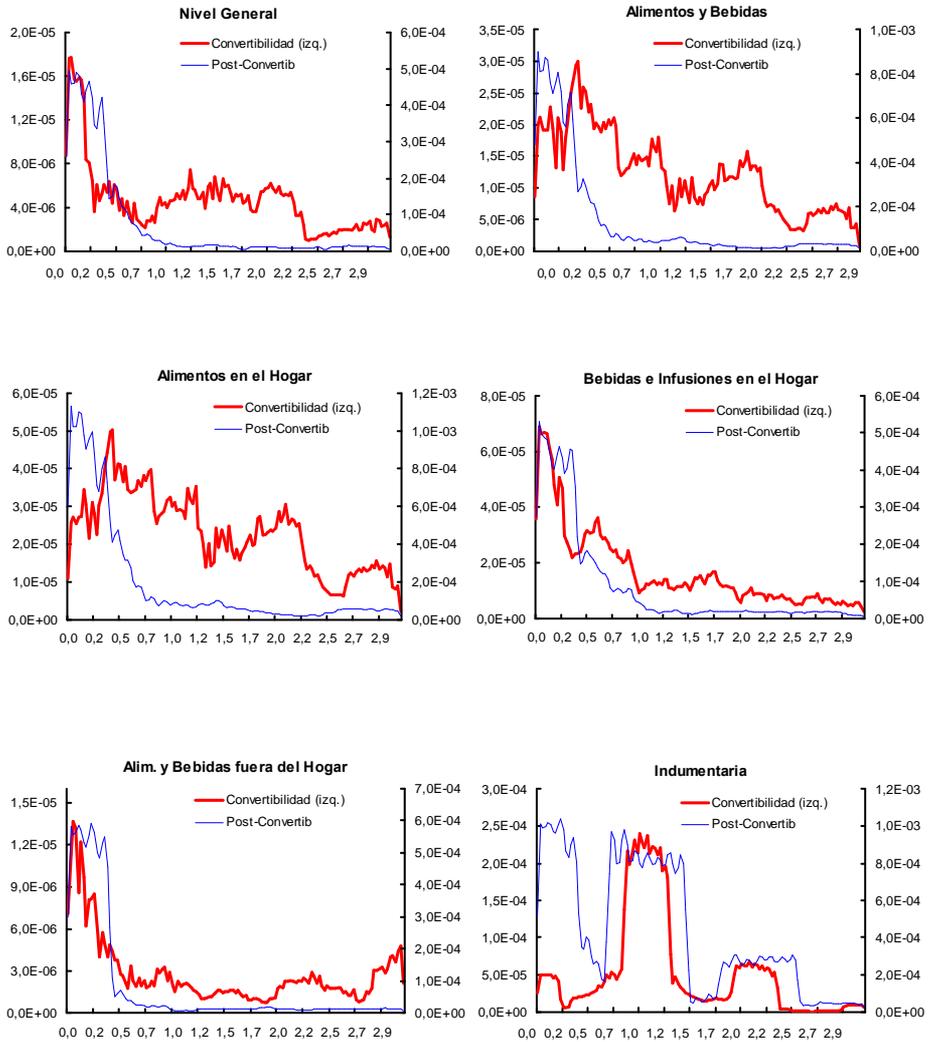
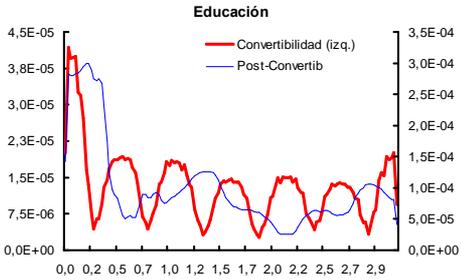
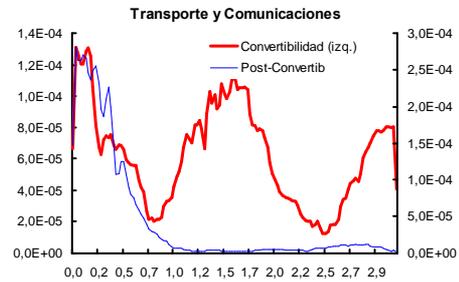
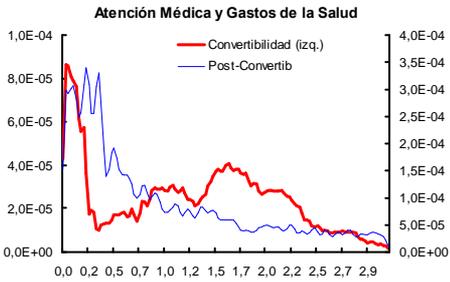


Gráfico 6b / Espectro estimado - IPC agregado y subíndices (continuación)



Finalmente, a este nivel de desagregación, la forma del espectro de las inflaciones sectoriales no difiere significativamente de la del agregado. El peso de los componentes de baja frecuencia (menos volátiles) en la volatilidad total parece haberse incrementado tanto para el agregado como para las inflaciones sectoriales, luego de la adopción de la flotación administrada.

VIII. Conclusiones

La evidencia empírica reciente ha revelado que la persistencia puede no ser una característica intrínseca a la inflación y que la dinámica inflacionaria puede cambiar dependiendo del régimen monetario que prevalezca en la economía. Estos estudios revelan además, la importancia de considerar la posibilidad de que el valor de largo plazo de la inflación experimente quiebres cuando se calculan medidas de persistencia inflacionaria. También muestran que con la reducción de la inflación como un fenómeno bastante extendido entre las economías, su dinámica también parece haber cambiado y en particular la persistencia inflacionaria se ha reducido.

En el caso argentino es evidente la presencia de quiebres en el valor de largo plazo de la inflación. La inflación fue muy elevada en los años 80, un período en el que la política monetaria estaba fuertemente condicionada por desequilibrios fiscales persistentes, que implicaban una alta dominancia fiscal, limitando el accionar de la política monetaria. Luego de un episodio hiperinflacionario a fines de esa década, el país adoptó un régimen de caja de conversión que logró estabilizar de manera bastante permanente la tasa de inflación en niveles reducidos. Bajo ese régimen la política monetaria era pasiva y la dinámica inflacionaria estaba principalmente gobernada por factores externos. La Convertibilidad fue abandonada luego de la devaluación del peso a comienzos de 2002, adoptándose un régimen de flotación cambiaria. La devaluación del peso fue seguida de una breve aceleración inflacionaria luego de la cual la inflación volvió a ubicarse en niveles más reducidos, aunque algo más elevados que los que prevalecieron durante la Convertibilidad.

Analizamos la dinámica de la inflación durante este período y en particular su persistencia. Utilizando métodos recursivos y los *tests* de cambio estructural desarrollados por Bai y Perron identificamos quiebres en la tasa media de inflación que resultan coincidentes con cambios en el régimen monetario: la

adopción de la Convertibilidad en 1991 y el abandono de ese régimen en enero de 2002, cuando consideramos el período de baja inflación separadamente. Dada la presencia de cambios en la tasa media de inflación, diferenciamos esta variable respecto de esa media que evoluciona según quiebres discretos y calculamos medidas de persistencia inflacionaria. Encontramos que la inflación fue un proceso altamente persistente durante el período de alta inflación, cercano a un camino aleatorio. Por el contrario, con el descenso de la inflación a partir de la adopción del régimen de Convertibilidad, su persistencia se redujo marcadamente. Luego de la introducción del régimen de flotación administrada y controlando por el episodio inflacionario desatado por la devaluación del peso en 2002, encontramos que la inflación vuelve a mostrar un comportamiento más persistente. Comparando la dinámica inflacionaria entre la Convertibilidad y la post-Convertibilidad, el análisis en el dominio de la frecuencia provee resultados interesantes. La variabilidad total de la inflación es significativamente más alta en el período reciente, si bien la contribución de los movimientos de alta frecuencia en los precios (temporarios y estacionales) a la volatilidad total de la inflación fue más importante durante el régimen de Convertibilidad. En ese sentido, la persistencia es importante en explicar la dinámica de la inflación durante la post-Convertibilidad, mientras no es ese el caso en el período previo.

Estos resultados corroboran la importancia de evaluar la presencia de quiebres estructurales al modelar la dinámica inflacionaria y en particular al intentar estimar su persistencia. También confirman que en el caso argentino la persistencia no es una característica intrínseca de la inflación, sino dependiente del régimen monetario.

Referencias

- **Altissimo, F., B. Mojon y P. Zaffaroni (2006)**, «Sectoral and Aggregate Inflation Dynamics in the Euro Area». *Journal of the European Economic Association*, April-May 2006, Vol. 4, N° 2-3, pp. 585-593.
- **Altissimo, F., B. Mojon y P. Zaffaroni (2004)**, «Fast macro and slow micro: Can aggregation explain the persistence of inflation?». *Mimeo*.
- **Andrews, D.W.K. y H-Y. Chen (1994)**, «Approximately Median -ubaised Estimation of Autorregresive Models», *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(2), pp. 187-204.
- **Angeloni, I., L. Aucremanne, M. Ehrmann, J. Galí, A. Levin y F. Smets (2006)**, «New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modeling». *Journal of the European Economic Association*, April-May 2006, 4(2-3), pp. 562-574.
- **Ascari, G. y T. Ropele (2007)**, «Trend Inflation, Taylor Principle and Indeterminancy», Kiel Working Paper N° 1332. Kiel Institute for World Economics.
- **Bai, J. y P. Perron (2003)**, «Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models», *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1, pp. 1-22.
- **Basco, E., L. D´Amato y L. Garegnani (2006)**, «Understanding the money - prices relationship under low and high inflation regimes: Argentina 1977 - 2006», Documento de Trabajo Nro. 11, BCRA.
- **Blake A. y E. Fernández-Corugedo (2006)**, «Optimal monetary policy with non-zero steady-state inflation», *Mimeo*.
- **Cagan, R. (1956)**, «The Monetary Dynamics of Hyperinflation», in M. Friedman ed., *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: University of Chicago Press.
- **Calvo, G. (1983)**, «Staggered contracts in a utility maximizing framework», *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383-398.

- **Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2006)**, «Inflation Dynamics in Latin America», Banco de México, WP N° 2006-11.
- **Castillo, P., A. Humala y V. Tuesta (2006)**, «Monetary Policy, Regime Shifts and Inflation Uncertainty in Peru (1949-2006)». *Mimeo*.
- **De Grauwe, P. y M. Polan (2001)**, «Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?». Discussion Paper N° 2841, CEPR.
- **Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. H. Stock (1996)**, «Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root». *Econometrica* 64, pp. 813-836.
- **Fuhrer, J. y G. Moore (1995a)**, «Inflation Persistence». *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), pp. 127-159.
- **Fuhrer, J. y G. Moore (1995b)**, «Monetary Policy Trade-Offs and the Correlation Between Nominal Interest Rates and Real Output». *American Economic Review* 85 (marzo), pp. 219-239.
- **Fuhrer, J. y G. Moore (2006)**, «Intrinsic and Inherited Inflation Persistence», *International Journal of Central Banking*, septiembre 2006, Vol. 2, N° 3.
- **Gabrielli, F., G. Mc Candless y M. Rouillet (2004)**, «The Intertemporal Relation Between Money and Prices». Evidence from Argentina, *Cuadernos de Economía*, Vol. 41(Agosto), pp. 199-215.
- **Galí, J. y M. Gertler (1999)**, «Inflation Dynamics: A structural econometric analysis», *Journal of Monetary Economics*, Vol 4, pp. 195-222.
- **Hamilton, J. D. (1994)**, *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- **Heymann, D. y A. Leijonhufvud (1995)**, «High Inflation». Clarendon Press, Oxford.
- **Heymann, D. y F. Navajas (1990)**, «Conflicto distributivo y déficit fiscal. Notas sobre la experiencia argentina», en *Inflación Rebelde en América Latina*, Arellano J. (compilador), CIEPLAN - Hacchete.

- **Kiley, M. (2007)**, «Is Moderate-to-high Inflation Inherently Unstable?», *International Journal of Central Banking*, Vol. 3, N° 2.
- **Levin, A. y J. Pigier (2004)**, «Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?». ECB, WP N° 334.
- **Marques, R. (2004)**, «Inflation Persistence: Facts or Artifacts?». *ECB WP N° 371*.
- **Mc Candless y Weber (1995)**, «Some Monetary Facts», *Quarterly Review*, 19, pp. 1173-1193, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- **Roberts, J. (1997)**, «Is inflation sticky?», *Journal of Monetary Economics*, 39, pp. 179-196.
- **Sargent, T. J., W. Noah y T. A. Zha (2006)**, «The Conquest of South American Inflation». NBER Working Paper No. W12606.
- **Taylor, J.B. (1979)**, «Staggered contracts in a macro model», *American Economic Review*, 69, pp. 108-113.
- **Taylor, J.B. (1980)**, «Aggregate dynamics and staggered contracts», *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1-23.
- **Walsh, C. (2003)**, *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.