

cinve

Documentos de Trabajo

PERSISTENCIA INFLACIONARIA EN URUGUAY

DT. 02/2011

Gonzalo Zunino
cinve

Bibiana Lanzilotta
cinve

Adrián Fernández Poncet
cinve

Setiembre 2011

cinve

Av. Uruguay 1242, C.P. 11.100
Montevideo, Uruguay
ISSN: **1688-6186**

RESUMEN¹

Una característica común a las economías desarrolladas desde los años 50s es la persistencia o inercia de la inflación, lo que debilita la eficiencia de las políticas destinadas a estabilizar las economías y explica el interés académico y de los policy makers en el tema.

Este trabajo realiza una caracterización de la persistencia inflacionaria en Uruguay en las últimas tres décadas. Se testean quiebres estructurales tanto desde una óptica univariante como multivariante a partir de un modelo multiecuacional. El análisis considera el período 1978 a 2010, utilizando datos trimestrales.

Tanto desde un análisis univariante como multivariante se comprueba que el cambio en el régimen monetario en torno al año 2002 parece haber modificado los procesos generadores de datos, provocando alteraciones en los parámetros estimados en ambos tipos de modelos. En el último período la inflación denota un comportamiento notoriamente menos persistente.

Palabras Clave: inflación, persistencia inflacionaria, quiebre estructural.

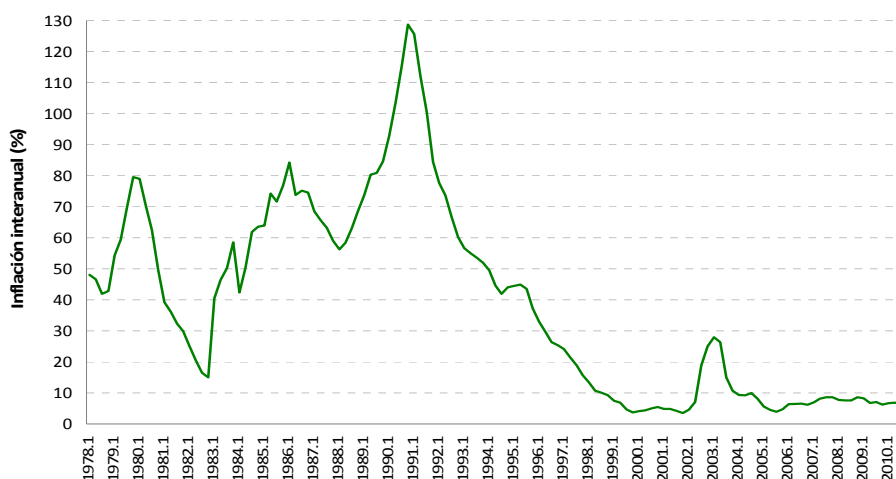
JEL: C3, C4, E5

¹ Los autores agradecen los comentarios recibidos en las XXV Jornadas de Economía del Banco Central del Uruguay y en particular de Silvia Rodríguez del Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, UdelaR. Los errores u omisiones que persistan son de exclusiva responsabilidad de los autores.

I. Introducción

En los últimos 40 años la inflación en Uruguay ha presentado niveles elevados, alcanzando un pico máximo en torno a 130% a fines de 1990 que determinó la instauración del un plan de estabilización en dicho año. En el gráfico siguiente se perciben otros picos significativos, que corresponden a los cambios en otros planes de estabilización: fines de 1982 y más recientemente, aunque de menor magnitud el tercer trimestre de 2002.

**Gráfico 1 - Uruguay: Inflación interanual
1978.1-2010.4**



Fuente: INE.

Actualmente la inflación anual se ubica alrededor de 7%. En los últimos 6 años la inflación ha oscilado en un rango de entre 6 y 9%, pese a importantes cambios en los precios relativos: incremento de los salarios reales superior al 20% en el período y modificaciones significativas en los niveles del tipo de cambio.

Los significativos movimientos de precios relativos han renovado la atención hacia dos aspectos de la formación de precios: el *pass-through* (o traspaso) desde el tipo de cambio, salarios y eventualmente otros factores (como los precios internacionales), hacia el IPC; y la persistencia o inercia, que incidiría en la relativa estabilidad de los niveles de inflación, pese a las políticas implementadas y los *shocks* recibidos por la economía uruguaya.

La característica de persistencia en la inflación ha sido observada reiteradamente en las economías desarrolladas y en desarrollo, particularmente después de la Segunda Guerra Mundial. Una conclusión

recurrente en los trabajos sobre la inflación de Estados Unidos es su persistencia, lo que ha llevado a algunos autores a afirmar que ésta representa una característica estructural en la economía norteamericana.⁴ Trabajos recientes han encontrado una reducción de la persistencia, particularmente en países que han adoptado regímenes de objetivos de inflación.

En la literatura se recogen tres líneas de investigación con referencia a la persistencia de la inflación: los métodos para cuantificarla -que abarca las definiciones operativas; la evaluación de posibles cambios en los PGDs que signifiquen modificaciones más o menos permanentes en la persistencia; y, finalmente, las explicaciones teóricas y los modelos explicativos de los hallazgos anteriores.

Desde el punto de vista de la teoría, generalmente se clasifican las distintas explicaciones sobre la persistencia en dos grandes grupos: las relacionadas con comportamientos de los agentes que por diversos mecanismos vinculan la inflación actual con los valores pasados (modelos *backward-looking*); y las explicaciones basadas en expectativas racionales, donde la inflación actual se relaciona con la inflación proyectada por los agentes (modelos *forward-looking*).

Para ambos tipos de aproximaciones diversos autores se han valido de la curva de Phillips, eventualmente corrigiéndola para reflejar el segundo tipo de teorías. Siguiendo a Gordon (2009), a partir de 1975 se observa una bifurcación en la utilización de la curva de Phillips que hasta ese momento había sido utilizada con éxito para explicar la relación entre inflación y desempleo. Por un lado se desarrolla una teoría de respuestas de política a choques de oferta en el contexto de precios rígidos en el sector no afectado. En su implementación econométrica interactúan la demanda agregada y choques de oferta con neutralidad a largo plazo e inercia de los valores pasados (persistencia). Por otro lado, autores como Kydland, Prescott y Sargent, creadores de la Curva de Phillips Neo-Keynesiana (New Keynesian Phillips Curve – NKPC), enfatizan las expectativas *forward-looking*, que pueden modificarse en respuesta a cambios anticipados de política. Este segundo grupo de autores se apoya en los desarrollos de Robert E. Lucas (1976), conocidos como la “crítica de Lucas”.

El debate teórico se apoya en la modelización econométrica y, especialmente, en las pruebas de constancia paramétrica. Modelos con parámetros inestables de la curva de Phillips sería considerado una

⁴ En sentido contrario, Levin y Piger (2004) concluyen que, permitiendo un quiebre en el término constante de un proceso AR, distintas medidas de la inflación exhiben relativamente baja persistencia, para 12 países desarrollados: “Una elevada persistencia de la inflación no sería una característica inherente a las economías industrializadas.” Por otro lado, Cogley y Sbordone (2008) encuentran que una vez que se controla por modificaciones de la tendencia, un modelo puramente *forward-looking* ajusta bien a los datos, sin necesidad de componentes *backward-looking* (sin persistencia “propia” de la inflación).

prueba favorable hacia la visión del último grupo de autores, en la medida que los agentes modificarían sus conductas ante cambios anticipados en la política.

En Uruguay el debate sobre este tema es aun incipiente, pese a que las políticas monetarias y cambiarias uruguayas durante décadas estuvieron orientadas casi exclusivamente a lograr la estabilidad de precios. Considerando las últimas décadas, varios fueron los regímenes monetario-cambiaros aplicados, y diverso el éxito obtenido en materia de estabilidad de precios. En ese contexto varios trabajos de investigación han abordado la caracterización del fenómeno inflacionario en Uruguay. No obstante, ninguno de ellos pone el foco en el análisis de la persistencia.

Este trabajo representa entonces un avance respecto a la literatura previa en materia de análisis de la inflación en Uruguay, realizando una caracterización de la persistencia inflacionaria en el país en los últimos 33 años. El objetivo es determinar si ha cambiado la persistencia en la inflación, y distinguir si estos cambios pueden explicarse por modificaciones en el comportamiento de sus factores explicativos o, alternativamente, por modificaciones en el proceso generador de datos de la inflación. La aproximación empírica se realiza primeramente desde una óptica univariante. Se testean quiebres estructurales sobre modelos univariantes, aplicando la metodología propuesta por Bai y Perron (1998, 2003). No obstante, dadas las limitaciones de este enfoque, se complementa con una aplicación de la metodología de Qu y Perron (2007) para testear cambios estructurales en modelos multiecuacionales, multivariantes.

El documento se organiza como sigue. Este capítulo introductorio se complementa con una revisión de la evidencia internacional sobre el tema (capítulo 2). En el capítulo 3 se exponen los antecedentes existentes a nivel nacional. Seguidamente se presenta el marco metodológico en los que se sustentan los resultados empíricos (en el capítulo 4). El capítulo quinto concluye. El documento se acompaña de tres anexos.

II. Evidencia internacional

Siguiendo a Cogley et al. (2010), el estado del arte en el tema corresponde a la emergencia de un fuerte consenso acerca de que en los últimos 20 a 30 años la inflación se ha convertido en menos volátil (la “Gran Moderación”, en adelante GM) y que la varianza de las innovaciones específicas de la inflación es menor. Un resultado similar, al menos para Estados Unidos, se advierte para el producto, aunque en este caso la tasa promedio anual de crecimiento se mantuvo relativamente estable respecto del período previo

a 1980, no fue así con la inflación, donde la tasa promedio se reduce a la mitad⁵. Sin embargo, este consenso amplio en relación al comportamiento de la media y la varianza de la inflación no se observa cuando se analiza el comportamiento autorregresivo: no existe acuerdo sobre los cambios en la persistencia de la inflación.

De acuerdo a Borio y Filardo (2004), bajo el patrón oro los procesos inflacionarios tendían a ser *mean-reverting*. En particular, las pruebas estándar para los datos del Siglo XIX y de comienzos del XX permiten rechazar la hipótesis de la existencia de una raíz unitaria para un gran número de países. En general, la persistencia de la inflación alcanzó su máximo en los 1970s y 80s, y habría declinado en los años siguientes para países desarrollados.

Benati (2008), en su estudio de países desarrollados a través de varios regímenes monetarios, encuentra evidencia de cambios significativos en la persistencia inflacionaria, particularmente en el caso del Reino Unido. Bajo el régimen de objetivos de inflación, el coeficiente de autocorrelación de 1er. orden (la medida de la persistencia para el autor) se torna no significativo, mientras que en el período 1972-1992 con ausencia de un ancla nominal se ubicaba en el rango de 0,89 a 0,95. Para otras experiencias de regímenes de objetivos de inflación, también se observa una significativa reducción de la persistencia inflacionaria una vez adoptada esta política.

Dado que los objetivos de la política económica en general corresponden a estabilidad con bajo desempleo (o, alternativamente, tasas al menos moderadas de crecimiento del producto), la persistencia inflacionaria tiene un papel central sobre la eficiencia de la política, al incidir en los “costos” asociados a las políticas estabilizadoras.⁶ La reducción de los niveles de persistencia es considerada en general como un resultado positivo para el funcionamiento de las economías modernas.^{7 8}

⁵ Considerando el periodo 1959–1983 (pre-GM) y 1984–2007 (GM), para Estados Unidos el desvío estándar del crecimiento anual del PIB disminuyó de 2.7 para el primer periodo a 1.3 en el segundo, mientras que el desvío de la inflación (medida por el deflactor del PIB) pasó de 2.7 a 0.8. La media del crecimiento permaneció prácticamente incambiada para el PIB, mientras que se redujo a la mitad para la inflación (Giannone et al., 2008). Resultados similares se observaron para otros países de la OCDE.

⁶ Véase Angeloni (2004) para una recopilación de la bibliografía sobre el punto para la Euro Área.

⁷ No está claro en la literatura el papel que juega la persistencia inflacionaria (o su ausencia) en procesos deflacionarios. Algunos estudios indican que en Japón durante los 90s las medidas de política que intentaron combatir la situación deflacionaria tuvieron un menor impacto debido a la ausencia de persistencia. En este sentido, ver Fujii (2004) y Borio (2004).

⁸ En este sentido, Stock y Watson (2007) plantean que los cambios en las características del fenómeno inflacionario en la economía norteamericana han vuelto a la tarea de predicción de la inflación al mismo tiempo más y menos dificultosa. Por un lado, la disminución de la volatilidad ha facilitado la tarea predictiva. Por otro, el fenómeno de la

En relación a los factores contribuyentes a la GM, generalmente se plantean dos grandes líneas argumentales: la hipótesis de la “buena suerte”, ya que la reducción de la volatilidad se explicaría por una reducción de la volatilidad de los choques exógenos; o por cambios en los PGDs, en las estructuras explicativas de los procesos inflacionarios, reduciendo los mecanismos de propagación de los choques, hipótesis de la “buena política”.

De acuerdo a Giannone et. al. (2008), la literatura tiende a atribuir la reducción de la volatilidad de la inflación a la implementación de “buenas políticas”, en particular las políticas de objetivos de inflación, que han contribuido a reducir la persistencia. En relación al producto, la literatura está más dividida, pero en todo caso el consenso se inclinaría más hacia la hipótesis de la “buena suerte”.

Para América Latina los estudios sobre persistencia muestran evidencia de distinto signo (Vergara González, 2008, Pincheira, 2008, entre otros). En particular, cabe citar a Vergara Gonzalez que encuentra una relación inversa entre persistencia y credibilidad de las políticas monetarias implementadas, que se verifica en particular en tres de los cinco países que analiza: Chile, México y Perú.⁹ No obstante, no encuentra un cambio brusco en la persistencia inflacionaria asociada a la implementación de los objetivos de inflación. De ello infiere un proceso de aprendizaje por parte de los agentes económicos cuyas expectativas se ajustan lentamente hacia el objetivo de inflación.

III. Evidencia para Uruguay

Uruguay ha registrado durante la segunda mitad del siglo XX altos niveles inflacionarios durante períodos muy prolongados. Diferentes intentos estabilizadores en los últimos 40 años procuraron reducir la inflación a niveles adecuados en la comparación internacional. Dentro del período de nuestro estudio, cabe destacar la etapa de flotación restringida desde 1983 hasta 1990; el Plan de Estabilización que comienza en 1990, con un sistema cambiario de bandas deslizantes, y que finaliza en la crisis con macrodevaluación de 2002; y nuevamente un régimen cambiario de flotación, y de transición hacia el objetivo manifestado por las autoridades de un sistema de objetivos de inflación. Véase Zunino (2010) para la descripción de la evolución de la inflación en el período.

persistencia inflacionaria, ha hecho fallar a los modelos multivariantes multicuacionales (fundados en modelos macroeconómicos), que han perdido eficacia predictiva respecto de los modelos más sencillos, univariantes.

⁹ Además analiza Brasil y Colombia.

Distintos trabajos para Uruguay confirman la existencia de raíces unitarias en los modelos explicativos de la inflación. En Cancelo *et al.* (1994) se modeliza mediante un enfoque ARIMA-IA dos aperturas del IPC desde mediados de los 80s hasta principios de los 90s. Los índices resultan de una clasificación en bienes y servicios transables y no transables. Los mejores modelos estimados para el (logaritmo) de los precios de los bienes transables indica el equivalente a una serie I(3). Para los no transables, el modelo es equivalente a un I(2). Es decir, la inflación (la primera diferencia del logaritmo del índice) tiene una y dos raíces unitarias para los bienes no transables y transables, respectivamente.

Por su parte, Masoller (1997), con el objetivo de analizar la credibilidad de dos programas de estabilización en Uruguay (Tablita y el Plan de Estabilización iniciado en 1990), realiza una estimación de la persistencia inflacionaria entre 1974 y 1995. Usando un procedimiento de filtro de Kalman, estima el grado de inercia en la economía a través del coeficiente variable en el tiempo de un proceso autorregresivo para la tasa de inflación. La evolución de este coeficiente estimado le permite afirmar que la inercia no ha sido estable. Concluye que al comienzo de la Tablita la inercia evolucionó en forma opuesta a lo que cabría esperar después del lanzamiento de un plan de estabilización basado en el tipo de cambio: aumentó fuertemente al comienzo del programa, luego descendió durante 1980-1981 y finalmente volvió a crecer en 1982. Por su parte, en el plan que comienza en 1990 se verificó una importante caída de la inercia al comienzo del plan, y aunque continuó disminuyendo lo hizo en forma menos pronunciada hasta mediados de 1992, a partir de lo cual la persistencia inflacionaria se mantiene estable en lo sustancial.

Por su parte, Fernández (2002) presenta los modelos utilizados en la época en el Banco Central para la predicción de la inflación. Trabaja con datos trimestrales desde 1986 hasta 2001. El análisis de raíces unitarias indica que el IPC y sus aperturas (bienes regionales, transables y no transables) serían I(2). Es decir, las series de inflación, tanto general como por grupos de bienes, serían I(1). En el modelo de Mecanismo de Corrección de Error se incorpora en la ecuación de corto plazo (en la primera diferencia del índice) a la propia inflación retrasada así como una variable exógena que refleja el *output gap*. De esta forma la ecuación de corto plazo puede asimilarse a una formulación de curva de Phillips con *backward-looking*.

En Aboal *et al.* (2002) se presenta la estimación de ecuación de oferta agregada, una curva de Phillips que incluye tanto elementos *backward* como *forward-looking* (modelo híbrido). Se trabajó con datos trimestrales, desde el primer trimestre de 1991 al último de 2000. Los coeficientes estimados para el componente *backward-looking* presentan una suma negativa (-0,35).

Por distintos mecanismos, otros autores encuentran evidencia de componentes *backward-looking* (persistencia inflacionaria, en última instancia) en la inflación uruguaya. Es el caso de Celasun *et al.* (2004). En el estudio de varios países emergentes, los autores concluyen que las prácticas indexatorias no desaparecen cuando se producen episodios de reducción de la inflación desde niveles moderados (el caso de Uruguay), al contrario de otros (Brasil y Bulgaria) donde la política de desinflación se aplica desde niveles muy elevados. La evidencia que presenta el artículo sugiere que el grado de comportamiento *backward-looking* depende de características institucionales de cada economía y de la naturaleza de las políticas de desinflación, más que de los niveles en sí mismos.

En un trabajo reciente de Tubio y Borraz (2009) se estiman distintas especificaciones de la curva de Phillips para el Uruguay, básicamente en versiones *backward-looking*. Los autores no encuentran evidencia de raíces unitarias en la primera diferencia (en la inflación) ni de una relación de causalidad entre la inflación y el desempleo.

En sentido contrario, Varela e Iglesias (2003) estiman una curva de Phillips con componentes *backward-looking*, encontrando a éstos significativos (y positivos), aunque de valor absoluto reducido (para varias versiones la suma fue inferior a 0.2).

Por último, Zunino (2010), con el objetivo de determinar si la economía uruguaya había sido partícipe del proceso de la GM, estudia los cambios en el patrón de la volatilidad del producto y la inflación en Uruguay entre 1985 y 2009. Sobre la base de indicadores de volatilidad construidos a partir de modelos univariados de series temporales explora la ocurrencia de cambios estructurales siguiendo la propuesta de Bai y Perron (1998, 2003). Los resultados a los que arriba sugieren que el país habría presentado en los últimos años un proceso de estabilización, que habría comenzado a partir de una fuerte moderación de las fluctuaciones de la inflación entre finales de 1993 y comienzos de 1994. Dicha disminución de la volatilidad se produjo en paralelo a la reducción de los niveles de inflación posteriores a la instauración del plan de estabilización de 1990.

IV. Medición de la persistencia

El grado de persistencia de una serie o proceso se definirá por cuánto de los choques a la tasa de inflación tiende a ser incorporado a las tasas de inflación subsecuentes, por oposición a lo que se “disipa” en el tiempo. La persistencia es la característica que retarda la reversión de la inflación a los niveles previos al choque.

Es decir, la persistencia está relacionada directamente con la correlación serial (o autocorrelación) de la variable en cuestión. Se deriva de esta definición la posibilidad de utilizar distintos indicadores ligados al componente autorregresivo de la serie. En particular, se plantea la posibilidad de analizar la persistencia desde modelos univariantes. Fuhrer (2009) afirma que existe poco acuerdo en la literatura sobre la mejor manera de medir la persistencia. Una lista de procedimientos sugerida por este autor es:

- pruebas convencionales de raíces unitarias;
- la función de autocorrelación, o su primer componente;
- la raíz dominante de la parte autorregresiva de la inflación;
- la suma de los coeficientes de la modelización autorregresiva;
- descomposición de la inflación en componentes “permanentes” y transitorios”, por ejemplo, a partir del modelo IMA(1,1), como sugieren Stock y Watson (2007).

La presentación detallada de los fundamentos de estos procedimientos o pruebas excede los objetivos del presente artículo. Sólo cabe mencionar que las pruebas tradicionales de Dickey-Fuller, generalmente utilizadas en esta literatura, presentan una debilidad relacionada con la baja potencia de la prueba. Como ha sido señalado por distintos autores, la hipótesis alternativa para los distintos tipos de modelos (con tendencia determinista, con constante, sin tendencia determinista ni constante) no permite la consideración de ciertas especificaciones, en particular, las tendencias segmentadas. Véase Perron (1989) y Zivot y Andrews (1992).

Más allá de las herramientas usuales de validación de modelos econométricos, dos líneas metodológicas se han utilizado al respecto: las pruebas de estabilidad de los parámetros del modelo, y la utilización de los modelos estimados para realizar proyecciones, contrastando luego entre modelos competitivos¹⁰.

Como plantea Benati (2008), la contrastación de la hipótesis de expectativas racionales también puede realizarse analizando la constancia de los parámetros, especialmente de la parte autorregresiva. Cambios en el modelo ante modificaciones de la política constituiría evidencia empírica de que la persistencia de la inflación sería “estructural”, en el sentido de Lucas. La única manera de proveer evidencia, de acuerdo al autor, es, una vez ocurrido un cambio mayor en las reglas de política, realizar para dichas fechas un test de cambio estructural. La NKPC con una indexación *backward-looking*, asumiendo estabilidad paramétrica, sería incorrecta según Benati, ya que para estas aplicaciones el investigador requiere un modelo que razonablemente pueda ser considerado estructural (invariante) en el sentido de Lucas. Se

¹⁰ La referencia es Stock y Watson (2007).

presenta una paradoja: la utilización de NKPC sin quiebres puede llevarse adelante sólo si en el período considerado se han producido intervenciones “modestas” de política, pequeños cambios de política dentro de un régimen específico. Pero en esa hipótesis no hay objeto a testear: no se han producido intervenciones suficientes de política.

En base a estas consideraciones adquieren relevancia las pruebas de estabilidad paramétricas para modelos multiecuacionales, utilizando la metodología desarrollada en Qu y Perron (2007) sobre diferentes modelos multi-ecuacionales típicamente utilizados para el análisis de la política monetaria.

La utilización de modelos multiecuacionales tiene como ventaja, respecto de modelos univariados y multivariados uniecuacionales, el hecho de permitir analizar cambios en el patrón de relacionamiento de las diferentes macro-variables, considerando posibles problemas de endogeneidad de las mismas. En efecto, si trabajáramos con una curva de Phillips como modelo uniecuacional, no estaríamos considerando los efectos que los propios resultados en términos de inflación ejercen sobre otras variables, como el ciclo de actividad.

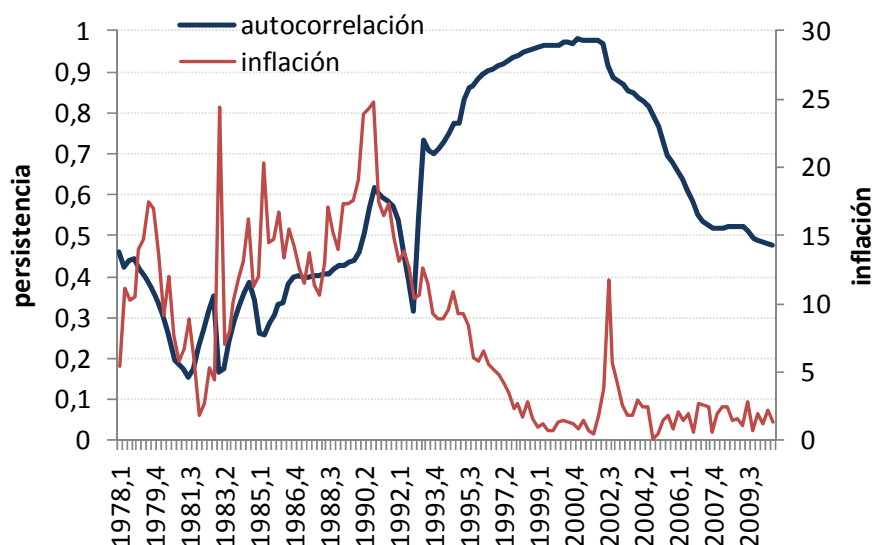
V. Resultados

Para el análisis de la persistencia desde una óptica univariante se trabajó con el Índice de Precios del Consumo (IPC) con periodicidad trimestral, desde 1978 hasta el cuarto trimestre de 2010. Una primera aproximación al análisis de la persistencia surge del cálculo del coeficiente de autocorrelación de primer orden, tomando períodos móviles de 10 años (40 trimestres). Los resultados de este cálculo se incluyen en el gráfico 2, donde también se incluye la inflación trimestral.

Más allá de algún *outlier* (en 1992), el gráfico muestra un período de relativamente baja persistencia entre 1978 y comienzos de la década del noventa, período que en el país se caracterizó por altos registros de inflación. Luego de esta primera etapa, se observa una tendencia creciente del coeficiente de autocorrelación hasta alcanzar valores cercanos a la unidad durante la década del 90. Cabe destacar que el crecimiento de la persistencia inflacionaria se produce en forma paralela al descenso de la inflación producto de la instauración del plan de estabilización de 1990. Por otro lado, a pesar del rebrote inflacionario de 2002, luego de la macro-devaluación, el coeficiente de autocorrelación muestra una tendencia descendente, ubicándose hacia finales de 2010 por debajo de 0,5.

Gráfico 2 - Uruguay: Inflación (IPC).

Coefficientes de autocorrelación de 1er. orden. Períodos de 10 años móviles



Fuente: INE y cálculos propios.

Este es necesariamente un análisis parcial, ya que el proceso autorregresivo puede ser de mayor orden, con lo que la persistencia debería medirse de acuerdo a procedimientos más completos. No obstante nos brinda una primera señal respecto de la inestabilidad que en las últimas décadas habría presentado la persistencia inflacionaria. A su vez, también se observa que el fenómeno de la persistencia inflacionaria no estaría vinculado estrechamente al nivel de la inflación, al tiempo que es posible que exista una relación con los diferentes regímenes monetarios existentes en el período de estudio.

Pruebas de cambio estructural - modelos univariados¹¹

Siguiendo a Fuhrer (2009) se estimaron modelos AR puros sobre la inflación (medida como $\text{dlog}(\text{IPC})$) probando distintas especificaciones. A su vez, atendiendo al objetivo de encontrar eventuales modificaciones en el PGD de la inflación -y por lo tanto de la persistencia inflacionaria- entre períodos, se analizó la existencia de quiebres estructurales sobre los coeficientes estimados, utilizando la metodología

¹¹ Los programas y estimaciones no se incluyen en el documento, pero pueden ser solicitados a los autores. Los programas utilizados son adaptaciones (en código GAUSS) de los desarrollados por P. Perrón para aplicaciones empíricas de Bai y Perrón (1998, 2003). Las versiones originales de estos códigos pueden obtenerse en <http://people.bu.edu/perron/code.html>.

de Bai y Perron (1998, 2003).¹² En cada caso, para la medición de la persistencia inflacionaria se utilizaron medidas habituales como la suma de coeficientes autorregresivos de los modelos y la raíz predominante del polinomio de retardos.

Si bien con el objetivo de lograr un mejor ajuste de las estimaciones a los PGDs se analizó la existencia de quiebres en todos los parámetros de los modelos estimados, no en todos los casos la existencia de quiebres debe interpretarse como modificaciones en la persistencia inflacionaria. En los modelos autorregresivos estimados la interpretación es sencilla, mientras que la existencia de quiebres estructurales en la constante del modelo se vincularía a cambios en el nivel medio de inflación; quiebres en los coeficientes autorregresivos pueden ser interpretados directamente como transformaciones en la persistencia inflacionaria.

Como puede observarse en el cuadro 1, utilizando el criterio secuencial de Bai y Perron se detectó la existencia de al menos dos quiebres estructurales en los tres modelos estimados. El fechado de los quiebres no coincide exactamente en las diferentes especificaciones, aunque existen resultados comunes.

En primer lugar, en las tres especificaciones estimadas se encontró un cambio estructural en el año 2002, determinando que en la etapa comprendida entre este año y el final de la muestra, la inflación seguiría un PDG diferente al de años anteriores. En este caso, a su vez, la identificación del período coincide exactamente con la vigencia del régimen monetario-cambiario actual, caracterizado por una flotación administrada del tipo de cambio nominal y la existencia de política monetaria activa. Es destacable que, en la medida en que la metodología utilizada encuentra endógenamente las fechas de cambio estructural, las coincidencias respecto a los cambios en el régimen monetario no se encuentran influenciada por ninguna hipótesis *a priori* de los investigadores.

En segundo lugar, la persistencia, medida tanto a partir de la suma de los coeficientes autorregresivos, como de la raíz predominante (de módulo principal) del polinomio de retardos, presenta un patrón de comportamiento similar en las diferentes especificaciones. En todos los casos, los primeros períodos identificados presentan medidas de persistencia moderadas, percibiéndose un crecimiento de las mismas en los períodos intermedios (que incluyen en todos los casos la mayor parte de la década del 90). Por último, se observa una nueva moderación de los indicadores de persistencia en el período posterior a la crisis y devaluación del año 2002.

¹² En Anexo se detallan los contrastes propuestos por Bai y Perron (1998, 2003).

Cuadro 1 – Modelos AR estimados para $\Delta\log(\text{IPC})$

Modelo	Quiebres	Período		Persistencia	
		Comienzo	Final	suma de coef	raíz principal
(1,0,0)	2 \a	1978.02	1985.03	0.35	0.35
		1985.04	2002.03	0.95	0.95
		2002.04	2010.04	0.36	0.36
(0,0,0)(1,0,0)	2 \b	1979.01	1995.03	0.38	0.78
		1995.04	2001.04	0.61	0.88
		2002.01	2010.04	-0.09	0.55
(1,0,0)(1,0,0)	3 \c	1979.01	1985.01	0.311	0.50
		1985.02	1991.03	0.612	0.59
		1991.04	2002.03	0.931	0.90
		2002.04	2010.04	0.422	0.61

Fuente: Cálculos propios.

a\ 1985.03 – 2002.03, b\ 1995.03 – 2001.04, c\ 1985.01 – 1991.03 – 2002.03.

Pruebas de estabilidad paramétrica para modelos multiecuacionales

La modelización del comportamiento de la inflación a partir de un modelo macroeconómico general, representado a partir de múltiples ecuaciones integradas tiene, como se mencionó anteriormente, ventajas sobre la modelización univariada. La principal de estas ventajas es que permite analizar cambios en el patrón de relacionamiento de la diferentes macro-variables que pudieran encontrarse por detrás de los cambios en la dinámica de la inflación.

En este caso se estimó, con datos trimestrales entre 1978 y 2010, el siguiente modelo multiecuacional, como representativo del comportamiento macroeconómico de la economía uruguaya.

$$(7) \quad \begin{pmatrix} y_t \\ \pi_t \\ \delta_t \end{pmatrix} = \sum_1^p \Phi_{i,t} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \delta_{t-1} \end{pmatrix} + \sum_1^p \Theta \begin{pmatrix} com_t \\ wt_t \\ \pi^*_t \\ i^*_t \end{pmatrix} + C + \varepsilon_t$$

donde y representa el nivel de actividad, π la inflación, δ la devaluación nominal, com la variación real del precio de los *commodities* alimenticios, wt la variación real del precio del petróleo π^* la inflación internacional, medida a partir del CPI de USA e i^* la tasa de interés internacional, representada por la tasa Libor a 180 días.

Sobre el modelo estimado,¹³ se testeó la existencia de quiebres estructurales a partir de la metodología de Qu y Perron (2007) y se analizó la persistencia inflacionaria a partir de las funciones de Impulso-Respuesta obtenidas del modelo (considerando los quiebres estimados) ante shocks en la inflación.

El cuadro 2 presenta los resultados de la prueba de cambio estructural realizada, que determinó la existencia de dos quiebres en los parámetros del modelo estimado. El primer quiebre encontrado se ubica en el primer trimestre de 1986 y el segundo se registra en el primer trimestre de 2002. De esta forma, los resultados encontrados identifican tres períodos donde la inflación respondería a PDG diferentes y por lo tanto la persistencia inflacionaria también se habría modificado. Estos resultados constituyen evidencia respecto a la existencia de un cambio en los PDGs asociados a la transformación del régimen monetario cambiario de comienzos de la década, lo que apoyaría la hipótesis de modelos fundados en la crítica de Lucas.

Los quiebres encontrados a partir de esta metodología presentan importantes coincidencias con los estimados a partir de los modelos univariados. Nuevamente se identificó en el período posterior al año 2002 (coincidente con el actual régimen monetario cambiario de flotación administrada y política monetaria activa) un PDG diferenciado del existente en las décadas previas. Se identificó adicionalmente un quiebre a mediados de la década del 80, en forma coincidente con dos de las especificaciones univariadas.

Cuadro 2 – Test de Cambio estructural Qu y Perron

Modelo Multiecuacional $m=2$; $h=25$; $T=127$	
Quiebres estimados por criterio secuencial: 2	
T1	T2
1986.1	2002.1
(1985.4 - 1986.2)	(2001.4 - 2002.2)

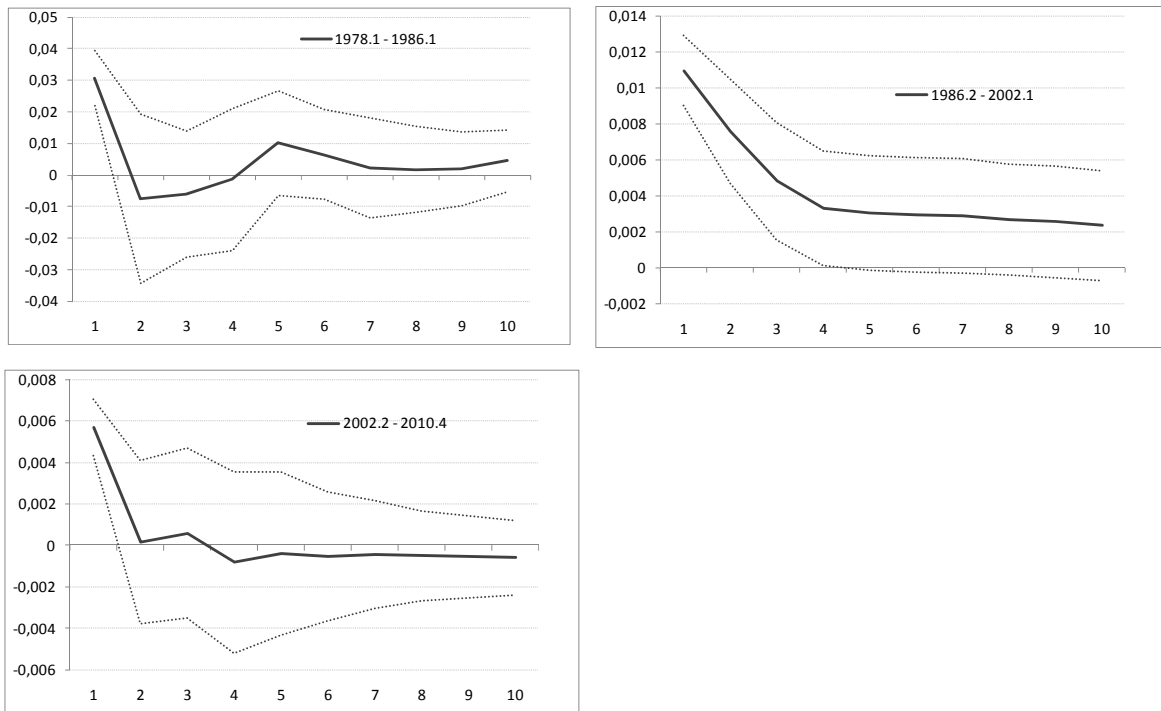
Fuente: Estimaciones propias.

Del análisis de las funciones de Impulso-Respuesta se derivan resultados también compatibles con los encontrados a partir de los modelos univariados. Las simulaciones dan cuenta de una persistencia de la inflación moderada al comienzo del período de estudio, que se incrementa hacia mediados de la muestra, y que presenta un descenso en la etapa posterior al 2002.

¹³ Las estimaciones se presentan en el Anexo III.

El gráfico 3 muestra que tanto en el primer como en el tercer período, los shocks inflacionarios serían significativos solamente en el trimestre en el que se producen. Esto evidencia la rápida convergencia de la inflación a su nivel inicial y por lo tanto de una reducida persistencia inflacionaria. El período intermedio, en contraste, presenta una fuerte persistencia de los shocks inflacionarios, los que dejarían de ser significativos recién seis trimestres luego de ocurridos, lo que muestra una muy lenta convergencia de la inflación a su nivel inicial.

Gráfico 3 – Funciones de Impulso Respuesta ante un shock inflacionario en los diferentes períodos encontrados



Fuente: Estimaciones propias.

Un resultado adicional que se deriva de este análisis es la reducción de la volatilidad de inflación entre los tres períodos encontrados. En todos los casos los shocks simulados en las funciones de Impulso-Respuesta corresponden a un desvío estándar de la inflación, pero mientras que en el primer período dicha medida de volatilidad alcanzaba a 3 puntos porcentuales (p.p.) de inflación trimestral, en el período intermedio se sitúa en torno a 1 p.p. y en la etapa posterior a 2002 algo por debajo de 0,6 p.p trimestrales. En este sentido, más allá de la forma en que los shocks se reproducen (la persistencia inflacionaria), la volatilidad de la inflación, ha presentado una moderación significativa a lo largo de las últimas décadas.

5. Conclusiones

La caracterización de la persistencia inflacionaria en Uruguay en los últimos 33 años tuvo como objetivo principal identificar los cambios experimentados en la misma. Para ello se siguieron diversas aproximaciones metodológicas univariantes, y una multivariante – multiecuacional.

Tanto el análisis univariante como multivariante comprueban que el cambio en el régimen monetario en torno al año 2002 efectivamente ha modificado el PGD asociado a la inflación. A su vez, todas las medidas de persistencia propuestas poseen un patrón de comportamiento similar. Previo al primer quiebre las medidas de persistencia son moderadas, incrementándose luego del mismo (década del 90). Se observa una nueva moderación de la persistencia a partir del segundo quiebre, post-devaluación 2002.

Ello sugiere la ocurrencia de al menos una alteración cambio en el comportamiento inflacionario y en el patrón de relacionamiento de las diferentes macro-variables en la economía uruguaya, que se ubicaría a comienzos de la última década. Es justamente desde ese momento cuando se comienza a percibir un cambio significativo en el régimen monetario-cambiario del país, acercándose a un régimen de metas de inflación. Este resultado es coincidente con evidencia internacional que en general sugiere que en países donde se han implementado regímenes de metas de inflación creíbles para los agentes, la persistencia de los shocks inflacionarios se habría reducido.

Este descenso de la inercia inflacionaria habilita una mayor eficacia de la política monetaria en el control de la inflación. En efecto, la menor propagación de los diversos shocks externos que puedan afectar la dinámica inflacionaria permite que las políticas de estabilización tengan hoy en día menores costos asociados.

Por último, los cambios estructurales detectados ponen una señal de alerta a la hora de modelos explicativos del comportamiento de la inflación **para muestras largas**, que abarquen observaciones provenientes de distintos regímenes; esto es, de distintos procesos de generación de datos.

Referencias bibliográficas

- Aboal, D., Lorenzo, F.; y Noya, N. (2002).** “La inflación como objetivo en Uruguay: Consideraciones sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria y cambiaria”. Una primera versión de este trabajo fue presentada en el seminario "Política económica y objetivos de inflación en Uruguay", organizado por CINVE y la Universidad ORT, 20 de junio del 2001. Versión de Junio de 2002.
- Angeloni, I. y Ehrmann, M. (2004).** “Euro Area Inflation Differentials.” European Central Bank, Working Paper Series, No. 388 / September 2004.
- Bai, J. y Perron, P. (1998),** “Estimating and testing linear models with multiple structural changes”, *Econometrica*, 66(1), pp 47–78.
- Bai, J. y Perron, P. (2003),** “Computation and analysis of multiple structural change models”, *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), pp 1–22.
- Benati, L. (2008),** “Investigating inflation persistence across monetary regimes”. Working Paper Series N° 851, European Central Bank.
- Borio, C. y Filardo, A.J. (2004).** “Looking back at the international deflation record”. *North American Journal of Economics and Finance*, 15 (2004) 287–311.
- Cancelo, J. R.; Fernández, A.; Groskoff, R.; Selves, R. y Villamonte, G. (1994).** “Precios Transables y No Transables. Un Enfoque ARIMA-IA.” IX Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Celasun, O.; Gelos, R. G. y Prati, A. (2004).** “Obstacles to Disinflation: What Is the Role of Fiscal Expectations?”. IMF Working Paper, WP/04/111, June 2004.
- Cogley, T.; Primiceri, G. E. y Sargent, T. J. (2010).** “Inflation-Gap Persistence in the US.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Volume 2, Number 1, January 2010 , pp. 43-69(27)
- Cogley, T. y Sbordone, A. M. (2008).** “Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve.” *American Economic Review*, 2008, 98:5, 2101–2126.
- Fernández R. (2002).** “Dos Modelizaciones de la Formación de Precios en Uruguay”. *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay, Segunda Época, Volumen IX Número 1, p. 93-144. Mayo 2002.
- Fuhrer, J. C. (2009).** “Inflation Persistence.” Federal Reserve Bank of Boston, Working Papers. No. 09-14.
- Fujii, E. (2004).** “Exchange Rate Pass-Through in the Deflationary Japan: How effective is the Yen’s Depreciation for Fighting Deflation?”. CESIFO Working Paper No. 1134. Category 6: Monetary Policy and International Finance. February 2004.
- Gordon, R. J. (2009).** “The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation.” Prior to submission as a NBER Working Paper. Northwestern University.
- Levin, A.T. y Piger, J. M. (2004).** “Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?” European Central Bank Working Paper No. 334. April 2004.

Lucas, R. E., Jr. (1976). “Econometric policy evaluation: a critique,” Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 7-33.

Masoller, A. (1997). “Una medición de la Credibilidad de los Programas de Estabilización en Uruguay: 1978-82 y 1990-95.” *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay. 2da.Época, Volumen IV, Número 1, Mayo 1997.

Perron, P. (1989). “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”. *Econometrica*, Vol. 57, No. 6 (November 1989), 1361-1401.

Pincheira, P. (2008). “Evolución de la persistencia inflacionaria en Chile” Banco Central de Chile. Documentos de Trabajo. N° 505. Diciembre 2008

Qu, Z. y Perron, P. (2007). “Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions”. *Econometrica*, Vol. 75, No. 2 (March, 2007), 459–502

Tubio, M. y Borraz, F. (2009). “La tasa natural de desempleo en Uruguay”. <http://www3.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2009/iees03j3601009.pdf>

Stock, J.H. y Watson M. (2007). “Why has inflation become harder to forecast?” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39: 3-34.

Varela, G. y Iglesias, C. (2003). “Mecanismos de transmisión de la política monetario-cambiaria a precios”. Banco Central de Uruguay. *Revista de Economía*. Segunda Época. Vol. X, N° 1.

Vergara González, R. (2008). “Persistencia inflacionaria y credibilidad de la política monetaria en América Latina”. Instituto L.R.Klein – Centro Gauss. Facultad de CC.EE. y EE. Universidad Autónoma de Madrid

Zivot, E. y Andrews, D. D. K. (1992). “Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”. *Journal of Business and Economic Statistics*, July 1992, Vol. 10, No. 3.

Zunino, G. (2010). “¿Experimentó Uruguay la Gran Moderación? Un análisis de cambio estructural”. Serie de documentos de trabajo de CINVE, DT 01/2010.

ANEXO I- Descripción de los datos

Serie	Descripción	Fuente
π	Diferencia logarítmica del índice de precios al consumo (IPC)	INE
y	Índice de volumen físico del Producto Interno Bruto (PIB)	BCU
com	Índice de precios de commodities alimenticios	IMF
seas	Dummies estacionales	
δ	Diferencia logarítmica del tipo de cambio nominal	BCU
i^*	Tasa de interés internacional, representada por la tasa Libor a 180 días	British Bankers Association (Banco Central de Chile)
π^*	Inflación internacional (CPI USA)	Bureau of Labor Statistics
wt	Precio del Barril de Petróleo West Texas.	Banco Central de Chile

ANEXO II- Contrastes de cambio estructural

Modelos Uniecuacionales. Bai y Perron (1998)

Se utilizan dos tipos de contrastes estadísticos propuestos en Bai y Perron (1998), vinculados a la identificación de quiebres estructurales en modelos lineales estimados por mínimos cuadrados. El primero, denominado **supF**, es un tipo de test que considera como hipótesis nula la inexistencia de quiebres estructurales en los coeficientes del modelo estimado ($m=0$), contra una hipótesis alternativa de un número fijo de quiebres ($m=k$). El segundo test es denominado por los autores **supF_T(l+1/l)** y contrasta la hipótesis nula de l quiebres estructurales contra la hipótesis alternativa de $l+1$ quiebres. Adicionalmente, se sigue la recomendación de Bai y Perron (2003) quienes proponen utilizar de forma combinada los tests anteriores. Plantean utilizar el test **supF** con $k>1$, en primer lugar para determinar la existencia de quiebres, y luego aplicar en forma secuencial el test **supF(l/l+1)** para estimar la cantidad de quiebres presentes en el período de estudio.

Los autores argumentan que la aplicación secuencial únicamente del test **supF(l+1/l)** puede llevar a subestimar la existencia de quiebres. El problema se da en presencia de múltiples quiebres, dado que ciertas configuraciones de cambios dificultan rechazar la hipótesis nula de 0 versus 1 quiebre. Sin embargo, en estos casos no es difícil rechazar la hipótesis nula de 0 quiebres contra una alternativa de un alto número (esto ocurre, por ejemplo, cuando dos quiebres están presentes y el valor de los coeficientes retornan a los valores originales luego del segundo). De esta forma, se recomienda realizar primero el test **supF** con un número de quiebres mayor a uno, para concluir si al menos un quiebre está presente. Si se concluye a favor de la existencia de al menos un quiebre, entonces su número puede ser decidido a partir de un examen secuencial aplicando el test **supF(l+1/l)**, ignorando el resultado del test **supF(1/0)**.

Modelos Multiecuacionales. Qu y Perron (2007)

El método propuesto por Qu y Perron (2007) constituye una extensión a modelos multiecuacionales del método propuesto en Hawkins (1976) y Bai y Perrón (2003a), basado en un algoritmo de programación dinámica. A partir de este algoritmo se procede a buscar una estimación que constituya una maximización global de la función de verosimilitud. La operativa del procedimiento es sencilla: una vez establecida la cantidad de quiebres a testear (m) y una cantidad de observaciones mínima entre dos quiebres estructurales (h), se procede a realizar una estimación segmento por segmento entre todos los segmentos

relevantes. Posteriormente se calcula la función de verosimilitud total para cada estimación particionada, como la suma de la verosimilitud estimada para cada uno de los segmentos que completan el período. Seguidamente, se escoge aquella estimación particionada que maximice la función de verosimilitud y que constituye la partición óptima.

Por último, los autores proponen un test (supLR test) para testear la hipótesis de existencia de k quiebres estructurales versus una hipótesis de inexistencia de quiebres. La intuición del test es la siguiente: cuando la función de verosimilitud global de la estimación por particiones es significativamente mayor que la función sin quiebres, se concluirá sobre la existencia de cambio estructural y el fechado de los mismos estará determinado por las particiones óptimas estimadas en la parte anterior; por el contrario, si la verosimilitud de la estimación por particiones no es significativamente diferente de la estimación sin quiebres, no se rechazará la hipótesis de inexistencia de quiebres.

ANEXO III- Estimaciones

Estimaciones de cambio estructural. Salidas del programa Bai y Perrón (2003)

1. Modelo ARIMA (1,0,0) para la inflación (dlog(IPC)).

The options chosen are:

h = 26.0000

eps1 = 0.2000

The maximum number of breaks is: 3.0000

Output from the global optimization

The model with 1.0000 breaks has SSR : 1007.9484

The dates of the breaks are: 30.0000

The model with 2.0000 breaks has SSR : 952.5503

The dates of the breaks are:

30.0000

98.0000

The model with 3.0000 breaks has SSR : 917.3151

The dates of the breaks are:

27.0000

54.0000

98.0000

Output from the testing procedures

a) supF tests against a fixed number of breaks

The supF test for 0 versus 1.0000 breaks (scaled by q) is: 12.5568

The supF test for 0 versus 2.0000 breaks (scaled by q) is: 41.5883

The supF test for 0 versus 3.0000 breaks (scaled by q) is: 27.7678

The critical values at the 10.0000 % level are (for k=1 to 3.0000):

9.3700 7.9100 6.4300

The critical values at the 5.0000 % level are (for k=1 to 3.0000):

10.9800 8.9800 7.1300

The critical values at the 2.5000 % level are (for k=1 to 3.0000):

12.5900 10.0000 7.9200

The critical values at the 1.0000 % level are (for k=1 to 3.0000):

14.9200 11.3000 8.9500

supF(i+1|i) tests using global optimizers under the null

The supF(2.0000 | 1.0000) test is : 71.6069

It corresponds to a new break at: 98.0000

The supF(3.0000 | 2.0000) test is : 3.7230

It corresponds to a new break at: 57.0000

The critical values of supF(i+1|i) at the 10.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:

9.3700 10.9200 11.9000

The critical values of supF(i+1|i) at the 5.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:

10.9800 12.5500 13.4600

The critical values of supF(i+1|i) at the 2.5000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:

12.5900 14.2200 15.3900

The critical values of supF(i+1|i) at the 1.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:

14.9200 16.6900 17.4100

Output from the sequential procedure at significance level 5.0000 %

The first break found is at: 30.0000
The next break found is at: 98.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 2.0000

Output from the estimation of the model selected by the
sequential method at significance level 5.0000 %

Valid cases: 131 Dependent variable: Y
Missing cases: 0 Deletion method: None
Total SS: 5303.977 Degrees of freedom: 125
R-squared: 0.820 Rbar-squared: 0.813
Residual SS: 952.550 Std error of est: 2.761
F(6,125): 95.171 Probability of F: 0.000
Durbin-Watson: 2.020

Variable	Standard Estimate	Standard Error	Prob t-value	Standardized > t	Cor with Estimate	Dep Var
X1	7.188399	1.165310	6.168656	0.000	0.338391	0.514137
X2	0.351522	0.098930	3.553252	0.001	0.194919	0.500024
X3	0.436742	0.592751	0.736806	0.463	0.030953	0.673871
X4	0.950117	0.051235	18.544394	0.000	0.779051	0.804595
X5	1.141429	0.726453	1.571235	0.119	0.056355	0.096297
X6	0.356851	0.240316	1.484924	0.140	0.053259	0.095523

Confidence intervals for the break dates

The 95% C.I. for the 1.0000 th break is: 28.0000 59.0000
The 95% C.I. for the 2.0000 th break is: 95.0000 100.0000

2. Modelo SARIMA (0,0,0)(1,0,0) para la inflación(dlog(IPC)).

The options chosen are:

h = 25.0000
eps1 = 0.2000

The maximum number of breaks is: 3.0000

Output from the global optimization

The model with 1.0000 breaks has SSR : 997.4231

The dates of the breaks are: 27.0000

The model with 2.0000 breaks has SSR : 941.1777

The dates of the breaks are:

25.0000

52.0000

The model with 3.0000 breaks has SSR : 904.0961

The dates of the breaks are:

25.0000

51.0000

95.0000

Output from the testing procedures

a) supF tests against a fixed number of breaks

 The supF test for 0 versus 1.0000 breaks (scaled by q) is: 8.1938
 The supF test for 0 versus 2.0000 breaks (scaled by q) is: 9.0872
 The supF test for 0 versus 3.0000 breaks (scaled by q) is: 17.8421

The critical values at the 10.0000 % level are (for k=1 to 3.0000):
 11.5900 9.9300 8.2100
 The critical values at the 5.0000 % level are (for k=1 to 3.0000):
 13.4700 11.0900 9.1200
 The critical values at the 2.5000 % level are (for k=1 to 3.0000):
 15.2800 12.2500 9.9100
 The critical values at the 1.0000 % level are (for k=1 to 3.0000):
 17.6000 13.4000 10.9100

supF(1+1|i) tests using global optimizers under the null

 The supF(2.0000 | 1.0000) test is : 43.5664
 It corresponds to a new break at: 95.0000
 The supF(3.0000 | 2.0000) test is : 27.6613
 It corresponds to a new break at: 95.0000

The critical values of supF(i+1|i) at the 10.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
 11.5900 13.4300 14.4300
 The critical values of supF(i+1|i) at the 5.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
 13.4700 15.2500 16.3600
 The critical values of supF(i+1|i) at the 2.5000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
 15.2800 17.0800 18.1000
 The critical values of supF(i+1|i) at the 1.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
 17.6000 19.3500 20.0200

Output from the sequential procedure at significance level 5.0000 %

 The first break found is at: 25.0000
 The next break found is at: 51.0000
 The next break found is at: 95.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at:3

Output from the estimation of the model selected by the sequential method at significance level 5.0000 %

 Valid cases: 128 Dependent variable: Y
 Missing cases: 0 Deletion method: None
 Total SS: 5281.061 Degrees of freedom: 116
 R-squared: 0.829 Rbar-squared: 0.813
 Residual SS: 904.096 Std error of est: 2.792
 F(12,116): 46.799 Probability of F: 0.000
 Durbin-Watson: 2.027

Variable	Standard Estimate	Standard Error	Prob t-value	Standardized > t	Cor with Estimate	Dep Var
X01	7.187693	1.580722	4.547095	0.000	0.312828	0.454363
X02	0.347465	0.110007	3.158585	0.002	0.175062	0.441283
X03	-0.036158	0.112235	-0.322164	0.748	-0.017366	0.405726
X04	6.413832	2.803951	2.287427	0.024	0.284675	0.723606

X05	0.662507	0.164923	4.017061	0.000	0.486330	0.729043
X06	-0.050328	0.179442	-0.280471	0.780	-0.035280	0.715974
X07	0.559863	0.681916	0.821014	0.413	0.032326	0.337811
X08	1.160307	0.321362	3.610588	0.000	0.509408	0.415022
X09	-0.229291	0.262759	-0.872629	0.385	-0.121663	0.405140
X10	0.993149	0.954038	1.040995	0.300	0.049661	0.097528
X11	0.363059	0.244369	1.485699	0.140	0.054879	0.096744
X12	0.058553	0.240338	0.243626	0.808	0.008971	0.074399

Confidence intervals for the break dates

The 95% C.I. for the 1.0000 th break is: 21.0000 59.0000

The 95% C.I. for the 2.0000 th break is: 50.0000 81.0000

The 95% C.I. for the 3.0000 th break is: 93.0000 98.0000

3. Modelo SARIMA (1,0,0) (1,0,0) para la inflación(dlog(IPC)).

The options chosen are:

h = 25.0000

eps1 = 0.2000

The maximum number of breaks is: 3.0000

Output from the global optimization

The model with 1.0000 breaks has SSR : 1553.6366

The dates of the breaks are: 67.0000

The model with 2.0000 breaks has SSR : 1288.0592

The dates of the breaks are:

25.0000

50.0000

The model with 3.0000 breaks has SSR : 1194.7202

The dates of the breaks are:

25.0000

50.0000

75.0000

Output from the testing procedures

a) supF tests against a fixed number of breaks

The supF test for 0 versus 1.0000 breaks (scaled by q) is: 58.8020

The supF test for 0 versus 2.0000 breaks (scaled by q) is: 29.5712

The supF test for 0 versus 3.0000 breaks (scaled by q) is: 30.7352

The critical values at the 10.0000 % level are (for k=1 to 3.0000):

9.3700 7.9100 6.4300

The critical values at the 5.0000 % level are (for k=1 to 3.0000):

10.9800 8.9800 7.1300

The critical values at the 2.5000 % level are (for k=1 to 3.0000):

12.5900 10.0000 7.9200

The critical values at the 1.0000 % level are (for k=1 to 3.0000):

14.9200 11.3000 8.9500

supF(l+1|l) tests using global optimizers under the null

The supF(2.0000 | 1.0000) test is : 19.5662

It corresponds to a new break at: 92.0000

The supF(3.0000 | 2.0000) test is : 31.5074

It corresponds to a new break at: 75.0000

The critical values of supF(i+1|i) at the 10.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
9.3700 10.9200 11.9000

The critical values of supF(i+1|i) at the 5.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
10.9800 12.5500 13.4600

The critical values of supF(i+1|i) at the 2.5000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
12.5900 14.2200 15.3900

The critical values of supF(i+1|i) at the 1.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
14.9200 16.6900 17.4100

Output from the sequential procedure at significance level 5.0000 %

The first break found is at: 67.0000

The next break found is at: 92.0000

Output from the estimation of the model selected by the sequential method at significance level 5.0000 %

Valid cases:	128	Dependent variable:	Y
Missing cases:	0	Deletion method:	None
Total SS:	5281.061	Degrees of freedom:	122
R-squared:	0.714	Rbar-squared:	0.702
Residual SS:	1510.022	Std error of est:	3.518
F(6,122):	50.779	Probability of F:	0.000
Durbin-Watson:	1.004		

Variable	Standard Estimate	Standard Error	Prob t-value	Standardized > t	Cor with Estimate	Dep Var
X1	7.990754	1.201592	6.650140	0.000	0.569339	0.913561
X2	0.376983	0.087558	4.305539	0.000	0.368610	0.900280
X3	0.184621	1.175168	0.157102	0.875	0.008035	0.114400
X4	0.610629	0.235178	2.596460	0.011	0.132800	0.139235
X5	2.473940	0.872122	2.836691	0.005	0.129207	0.118787
X6	-0.091407	0.295782	-0.309034	0.758	-0.014076	0.081569

Confidence intervals for the break dates

The 95% C.I. for the 1.0000 th break is: 67.0000 77.0000

The 95% C.I. for the 2.0000 th break is: 74.0000 93.0000

Estimaciones de cambio estructural. Salida del programa Qu y Perrón (2007)

The basic specifications for testing and estimation:

- (1) M= 2.000
- (2) Trimming= 0.200
- (3) T= 127.000
- (4) The covariance matrix of errors is not allowed to change
- (5) The number of coefficients (beta) in each regime is: 45.000

* OUTPUT FROM THE UNRESTRICTED MODEL: TESTING and ESTIMATION *

 a) SupLR test for structural changes in the regression coefficients
 (Number of changing parameters 45.000)

 The SupLR test for 0 versus 1.000 break 72.421
 The SupLR test for 0 versus 2.000 break 233.059

 The critical values at the 10.000 % level are (for 1 to 2.000 breaks)
 4.813 7.025

The critical values at the 5.000 % level are (for 1 to 2.000 breaks)
 2.851 3.299

The critical values at the 2.500 % level are (for 1 to 2.000 breaks)
 0.232 -1.325

The critical values at the 1.000 % level are (for 1 to 2.000 breaks)
 9.746 13.963

 b) The WDmax test for up to 2.000 breaks

 The WDmax test at the 10.000 %level is 159.698
 (The critical value is 36.547)

 The WDmax test at the 5.000 %level is 201.392
 (The critical value is 37.967)

 The WDmax test at the 2.500 %level is 72.421
 (The critical value is 38.758)

 The WDmax test at the 1.000 %level is 162.676
 (The critical value is 48.385)

 c) The output from the seq(l+1|l) test

 The Seq(2.000 | 1.000) test is : 182.597
 (The critical values are-1864680.295 -9142928.169 -7327691.420 -326866907.461)

 Output from the estimation procedures allowing 2.000 breaks

 The estimated breaks are: 28.000 92.000

 Confidence intervals for the break dates are:

The 95% C.I. for the 1.000 th break is:	27.000	29.000
The 90% C.I. for the 1.000 th break is:	27.000	29.000
The 95% C.I. for the 2.000 th break is:	91.000	93.000
The 90% C.I. for the 2.000 th break is:	91.000	93.000

Modelos Multiecuacionales estimados. (Considerando los quiebres detectados)

	Período 1979.1 - 1986.1			Período 1986.2 - 2002.1			Período 2002.2 - 2010.4		
	γ	π	δ	γ	π	δ	γ	π	δ
$\gamma(-1)$	-0.144	0.330	0.673	0.638	0.022	-0.039	0.597	-0.059	-0.217
$\gamma(-2)$	0.322	0.018	0.050	0.188	-0.028	-0.010	-0.113	-0.019	-0.365
$\gamma(-4)$	-0.071	-0.023	0.092	-0.325	0.017	-0.007	-0.106	-0.022	-0.322
$\pi(-1)$	0.661	-0.245	-1.788	-0.141	0.692	0.159	0.066	0.025	-0.553
$\pi(-2)$	0.890	0.077	-0.376	0.360	-0.061	-0.130	0.304	0.200	-0.490
$\pi(-4)$	0.513	0.154	0.211	0.404	0.077	0.176	0.076	0.046	0.396
$\delta(-1)$	0.179	0.311	0.639	-0.107	0.149	0.514	-0.277	0.168	0.643
$\delta(-2)$	-0.413	-0.003	0.109	-0.226	0.146	0.191	-0.215	-0.045	-0.046
$\delta(-4)$	0.029	0.041	-0.052	-0.366	0.019	-0.062	-0.016	-0.039	-0.383
com(-3)	0.207	-0.041	0.679	0.048	0.026	0.063	-0.039	-0.008	0.073
wt(-1)	0.339	0.316	-0.157	-0.052	-0.004	0.011	-0.055	0.009	-0.059
π^*	3.698	-5.261	-11.292	1.377	1.691	0.114	0.770	0.727	-0.633
i^*	0.002	0.003	-0.008	0.002	0.000	0.003	0.000	0.000	0.002
c	-0.481	0.183	0.882	-0.009	-0.012	-0.012	0.025	0.017	0.053
psc	0.003	-0.002	-0.020	-0.003	0.000	0.001	-0.003	-0.001	-0.001
R2	0.879	0.828	0.979	0.719	0.975	0.935	0.969	0.863	0.893
S.E equation	0.052	0.037	0.030	0.029	0.011	0.014	0.013	0.010	0.041
Akaike AIC	-2.921	-3.580	-3.981	-4.007	-5.955	-5.502	-5.570	-6.145	-3.260

γ representa el crecimiento interanual del PIB, π la inflación trimestral, δ la depreciación trimestral de la moneda nacional respecto al dólar, **com** la variación trimestral real del precio de los *commodities* alimenticios, **wt** la variación trimestral real del precio internacional del petróleo en su variedad West Texas, π^* la inflación trimestral de USA, i^* la tasa de interés libor a 180 días, **c** la constante del modelo y **psc** una variable *dummy* que capta el efecto de la semana de pascua.

Para un mejor ajuste de las estimaciones antes de analizar las funciones de Impulso-Respuesta se incorporaron correcciones por valores atípicos en las siguientes fechas: **Período 1979.1-1986.1**: 1980.3; 1982.1 y 1982.4. **Período 1986.2-2002.1**: 1990.2 y 1991.1. **Período 2002.2-2010.4**: 2002.3 y 2008.4.