

ANÁLISIS DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA EN URUGUAY A TRAVÉS DE PRUEBAS DE ESTABILIDAD PARAMÉTRICA

Centro de Investigaciones Económicas – Cinve

Setiembre 2010

Adrián Fernández¹

Gonzalo Zunino²

Bibiana Lanzilotta³

RESUMEN

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, explicando el interés académico y de los *policy makers* en el tema.

La persistencia inflacionaria ha sido modelizada en base a dos grandes aproximaciones: modelos nekeynesianos basados en una curva de Phillips, o modelos *forward-looking* fundados en la crítica de Lucas. La constancia de los parámetros en los procesos de generación de datos (PGD) de las variables macroeconómicas constituye un test sobre estas visiones antagónicas.

Este trabajo realiza una caracterización de la persistencia inflacionaria en Uruguay en los últimos 25 años, desde una óptica univariante. 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 multi-ecuacionales.

Tanto en el análisis univariante como multivariante se comprueba que el cambio en el régimen monetario *circa* de 2002 efectivamente ha modificado los PGDs, cuando se analizan los últimos 25 años.

¹ afernandez@cinve.org.uy

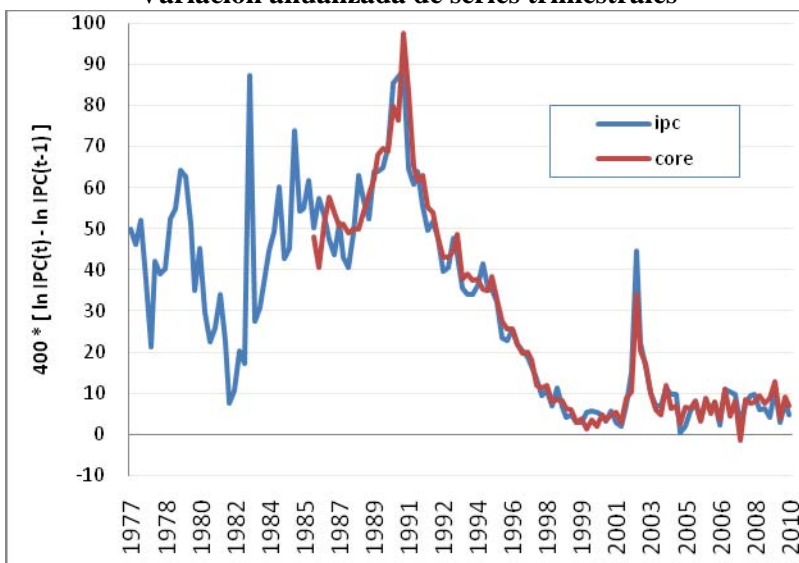
² gzunino@cinve.org.uy

³ bibiana@cinve.org.uy

1. Introducción

La inflación en Uruguay en los últimos 40 años presenta niveles elevados, que llegan a un pico máximo en torno a 90% a fines de 1990, tanto para el IPC como para una medida de inflación subyacente. Sin embargo, en el gráfico siguiente se perciben otros picos significativos, que corresponden a comienzos de planes de estabilización: fines de 1982 y tercer trimestre de 2002.

**Figura 1 - Uruguay: Inflación (IPC) e inflación subyacente.
Variación anualizada de series trimestrales**



Actualmente la inflación se ubica dentro del rango objetivo de la política monetaria, entre 6 y 7% anual. En los últimos 6 años la inflación ha oscilado en un rango entre 6 y 9%, pese a importantes cambios en los precios relativos: incremento de los salarios reales superior al 20% en el período, importantes modificaciones 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 experimentados por la economía uruguaya.

En este artículo se procura una caracterización de la inflación uruguaya, con especial énfasis en la persistencia. La pregunta relevante que se intenta responder es cuánto, si algo, ha cambiado la persistencia en la inflación, dilucidando si estos cambios pueden explicarse por modificaciones en el comportamiento de sus factores explicativos o, alternativamente, por modificaciones en el proceso generador de datos (PGD) de la inflación.

La característica de persistencia de 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 de investigación sobre el tema es la persistencia en la inflación de Estados Unidos, lo que ha llevado a algunos autores a afirmar que esta característica es “estructural” a la economía norteamericana.⁴ Trabajos recientes han encontrado una reducción de la persistencia, particularmente en países que han adoptado “objetivos de inflación”.

De esta manera, 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 en dos grandes grupos: las relacionadas con comportamientos de los agentes que, por distintos 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.

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).

El lado izquierdo de la bifurcación 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 su parte, para los autores que optan por la bifurcación de la derecha, entre los cuales se encuentran Finn E. Kydland, Edward C. Prescott y Thomas J. Sargent, creadores de la Curva de Phillips Neo-Keynesiana (New Keynesian Phillips Curve – NKPC), se enfatizan las expectativas *forward-looking*, que pueden modificarse en respuesta a cambios de política anticipados. 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 constantes inclinarían el debate hacia el lado “izquierdo” de la bifurcación, mientras que una curva de Phillips con quiebres (parámetros inestables) sería considerado una prueba favorable al lado “derecho”, 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 los últimos 25 años, varios fueron los regímenes monetario-cambiaros aplicados, y diverso el éxito obtenido en el logro de la estabilidad de precios. En ese contexto varios trabajos de investigación han abordado la caracterización del fenómeno inflacionario en Uruguay. No obstante, solo algunos ponen el foco en el análisis de la persistencia.

En el presente trabajo se realiza una caracterización de la persistencia inflacionaria en Uruguay en los últimos 25 años. Como se expresó antes, 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 sobre una óptica univariante. 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 multi-ecuacionales.

El documento se organiza como sigue. Este capítulo introductorio se complementa con una revisión de la evidencia internacional sobre el tema. A continuación se hace una presentación de la teoría económica relevante, asociando las distintas hipótesis con los procedimientos econométricos de validación. En el Capítulo 3 y 4 se presentan los antecedentes uruguayos y los resultados de los procedimientos econométricos propios de este artículo: caracterización univariante de la persistencia, análisis de eventuales cambios a partir de modelización ARIMA, investigación de quiebres en modelos

multiecuacionales a partir de la metodología de Qu y Perron (2007). Finalmente, se presentan las conclusiones del trabajo.

Evidencia internacional

Siguiendo a Cogley (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 así con la inflación, donde la tasa promedio se reduce a la mitad⁵.

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 (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.

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 1.28 en el Segundo, mientras que el desvío de la inflación (medida por el deflactor del PIB) pasó de 2.7 a 0.75. La media del crecimiento permaneció prácticamente incambiada para el PIB, mientras que se redujo a la mitad para la inflación. Resultados similares se observaron para otros países de la OCDE, Giannone (2008).

Si bien el resultado de las políticas económicas es evaluado en relación a objetivos de estabilidad con bajo desempleo (lo que generalmente está asociado con 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.⁷⁸ 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 (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”.

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 (2005) 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 persistencia inflacionaria, ha hecho fallar a los modelos multivariantes multi-ecuacionales (fundados en modelos macroeconómicos), que han perdido eficacia predictiva respecto de los modelos más sencillos, univariantes.

2. Marco teórico y metodológico

La modelización de la persistencia de la inflación puede realizarse a partir de varias estrategias. Como es tradicional, la elección de determinado marco teórico viene acompañada en general de una metodología econométrica específica para la contrastación empírica.

En este capítulo desarrollaremos en una primera instancia un modelo sencillo, que nos permitirá presentar los principales aspectos de la modelización y la contrastación empírica. Luego se realizará una presentación más amplia de la literatura sobre este tema, discutiendo las opciones de contrastación y validación de los modelos.

Un modelo sencillo

En la medida que la política incida sobre la economía real (a partir de la política monetaria, el tipo favorito de medidas de los bancos centrales) su eficiencia variará sustancialmente de acuerdo al nivel de persistencia que presente la inflación: en el extremo, en ausencia de persistencia, la política tendrá el mayor impacto. De la misma forma puede razonarse sobre los efectos de choques exógenos al Proceso Generador de Datos (PGD) de la inflación, por ejemplo, variaciones en los precios internacionales.

Supongamos que la inflación, π_t , sigue un proceso AR(1):

$$(1) \pi_t = \mu^* + \alpha \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{con } \mu^* = \mu (1-\alpha)$$

donde ε_t es una variable que recoge los efectos exógenos.

Supongamos que para el proceso (1) se produce un choque (derivado de un incremento de precios internacionales, por ejemplo) en $t=T$ que provoca una variación τ por un solo período sobre ε_t .

Supongamos $|\alpha| < 1$ con un valor inicial de la inflación (en $T-1$) de μ . Es decir, la inflación se ubica en su valor de equilibrio. Dado el modelo simplificado que estamos analizando, y a la hipótesis de estacionariedad del proceso, no hay efectos permanentes sobre la inflación, aunque la rapidez de la convergencia al equilibrio dependerá de α . La inflación alcanza a $\mu + \tau$ en $t=T$. El incremento sobre la inflación inicial (τ) va disminuyendo de acuerdo a una progresión geométrica de razón α .

Si, por el contrario, el modelo de la inflación fuera de caminata al azar ($\alpha=1$), con un valor de $\pi_{T-1} = \mu$ (para hacerlo comparable con el caso anterior), el efecto “adicional” sería τ en cada uno de los períodos. La inflación alcanza inmediatamente su nuevo valor de equilibrio ($= \mu + \tau$).

Finalmente, en el caso de ausencia de componente autorregresivo ($\alpha=0$, $\mu=\mu^*$) el efecto sería simplemente τ en el primer período ($\pi_T = \mu + \tau$) y la inflación retorna inmediatamente al valor de equilibrio original.

Resulta así de fundamental importancia el análisis de la persistencia en la inflación. Si se acepta que el PGD puede ser descrito adecuadamente con un modelo univariante, el análisis de la persistencia se restringe al estudio de las propiedades de la parte autorregresiva del modelo y, en particular, de la raíz predominante del polinomio autorregresivo. Valores cercanos a uno (o, directamente, la existencia de una raíz unitaria) constituye una prueba de la existencia de persistencia.

Sin embargo, en la medida que nos alejamos de un modelo univariante para la explicación de la inflación el análisis se vuelve más complejo, ya que se debe aislar la incidencia de los componentes autorregresivos de la inflación, de la persistencia que se traslada a ésta por otros factores explicativos.

Supongamos que la inflación, π_t , puede explicarse por una Curva de Phillips *backward-looking*:

$$(2) \pi_t = \mu^* + \alpha \pi_{t-1} + \beta y_t + \varepsilon_t$$

$$(3) y_t = \gamma y_{t-1} + \eta_t \quad \text{con } \mu^* = \mu (1-\alpha) (1-\gamma)$$

con y_t una variable asociada al ciclo económico (o a la brecha de producto) y ε_t una variable que recoge efectos exógenos (precios internacionales, por ejemplo).

Sustituyendo adecuadamente se tiene que:

$$(4) \pi_t = \mu^* (1-\gamma) + (\alpha+\gamma) \pi_{t-1} - \alpha\gamma \pi_{t-2} + \varepsilon_t^*$$

o, en forma equivalente, $(1-\alpha L)(1-\gamma L)\pi_t = \mu^* (1-\gamma) + \varepsilon_t^*$ donde $\varepsilon_t^* = \varepsilon_t - \gamma \varepsilon_{t-1} + \beta \eta_t$.

Obsérvese que aún en el caso de ausencia de autocorrelación “propia” ($\alpha=0$), si los factores explicativos tienen persistencia ($\gamma > 0$, por ejemplo) los choques que éstos reciban se trasladarán a la inflación (es

suficiente que $\beta \neq 0$), y desde un análisis univariante, que debería aplicarse al modelo (4), se corroboraría la persistencia inflacionaria⁹.

Distintas estrategias de modelización

Surge de la discusión anterior que un primer aspecto a considerar es el tipo de modelos a desarrollar, en particular univariantes o multivariantes. Como plantea Giannone (2008), cuando los modelos contienen un número reducido de variables, se corre el riesgo de transferir los efectos de las variables omitidas a los choques exógenos. Esta es justamente la conclusión de su artículo: el hallazgo de algunos académicos referido a que sería la “buena suerte” la que explica la GM, está basado en modelos tanto univariantes como multivariantes de reducidas dimensiones, que son excesivamente ingenuos (*naive*). Sería posible construir un modelo en el cual la GM sea explicada por un cambio en la estructura, y no por cambios en los choques. Sin embargo, dicho modelo debería ser mayor que la escala media de los modelos DSGE (*dynamic stochastic general equilibrium*) usuales, de cinco o seis variables.

Dentro de los multivariantes, un gran número de trabajos optan por el modelo de Curva de Phillips (NKPC), en sus versiones puras *backward* o *forward-looking*, e, inclusive, en una formulación mixta (“híbrida”) que incluye ambos tipos de comportamiento.

La formulación híbrida es:

$$(5) \pi_t = \mu^* + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+1}^e + \beta y_t + \varepsilon_t$$

donde π_{t+1}^e corresponde a la expectativa de inflación para el período $t+1$. En numerosas aplicaciones se incluye una variable adicional que recoge efectos de precios internacionales, por ejemplo, y que es tratada como exógena.

Apelando a la hipótesis de expectativas racionales y previsión perfecta, para tener una versión operativa, generalmente se reformula (5) como:

$$(6) \pi_t = \mu^* + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+1} + \beta y_t + \gamma p_{t+1}^* + \varepsilon_t$$

⁹ Más allá del error de especificación que resultaría de considerar el modelo multivariante (2)-(3) como un modelo univariante.

En el caso de $\alpha_1 = 0$, la formulación (5) y (6) se transforma en una versión *forward-looking* pura, recogiendo los desarrollos de los teóricos de expectativas racionales.

La versión que incluye el término autorregresivo ($\alpha_1 \neq 0$) tiene sus fundamentos en las teorías de formación de precios neo-keynesianas, que incorporan precios “pegajosos” (*sticky prices*) derivados de mecanismos de indexación salarial, por ejemplo.

En el trabajo pionero de Calvo (1983) se desarrolla un modelo con rigideces en los ajustes de precios, lo que reconcilia la observación empírica con la escuela de expectativas racionales. Pero los modelos empíricos desarrollados a partir de estos supuestos son finalmente *forward-looking* puros. Estos modelos son generalmente criticados porque, contrastados con la realidad, generan muy poca persistencia, por lo que generalmente se introducen componentes *backward-looking*.

En Calvo (2001) se realiza una reseña de los resultados de la literatura a la fecha. Se plantea que en los países industrializados la evidencia sobre si son necesarios términos en la inflación pasada en los modelos formulados, es mixta. Cogley y Sbordone (2007) encuentran que, luego de descontar los efectos de cambios en el objetivo de inflación, una versión *forward-looking* pura de NKPC se ajusta bien a los datos norteamericanos para el período 1954-2003.

Stock y Watson (2008) realizan una reseña de la literatura desde 1993 de la evaluación de proyecciones de precios para Estados Unidos, reestimando los modelos con datos y metodología consistentes. Su conclusión es que los pronósticos basados en la curva de Phillips (los autores denominan así a los modelos de inflación que incorporan una variable de actividad; es decir, modelos tanto *backward* como *forward-looking*) en general son mejores que otros procedimientos, pero su desempeño es errático, en ciertos períodos con resultados peores que modelos univariados.

Medición de la persistencia y validación de los modelos

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 modelización 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 aplicación de 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 presenta una paradoja: la utilización de NKPC sin quiebres puede llevarse adelante sólo si en el período considerado se han producido intervenciones

¹⁰ La referencia es Stock y Watson (2007).

“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 adquiere relevancia las pruebas de estabilidad paramétricas para modelos multiecuacionales. A tales efectos, se procedió a realizar un análisis de cambio estructural basado en 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 multi-ecuacionales 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 endogenidad 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 variables como el ciclo de actividad.

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 también es sencilla. 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 está 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. La estimación de las particiones óptimas, del supLR test y de sus valores críticos se realizó adaptando a los modelos aquí estudiados el código GAUSS desarrollado por Qu y Perron para aplicaciones empíricas de su trabajo de 2007.

3. Evidencia para Uruguay

Uruguay ha registrado durante la segunda mitad del Siglo XX altos niveles inflacionarios durante períodos muy prolongados. Distintos intentos estabilizadores en los últimos 40 años intentaron 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 el sistema nuevamente de flotación, y de transición hacia el objetivo manifestado por las autoridades de un sistema de objetivos de inflación. Véase Zunino (2009) para la descripción de la evolución de la inflación en el período.

Persistencia de la inflación

Distintos trabajos sobre datos uruguayos confirman la existencia de raíces unitarias en los modelos explicativos de la inflación. En Canelo *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 un 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 de un proceso autorregresivo para la tasa de inflación, que varía en el tiempo. La evolución en el tiempo de la estimación de este coeficiente (medida de la inercia) le permite afirmar que ésta no ha sido estable de acuerdo a los contrastes empleados. 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 1980-81 y finalmente volvió a crecer en 1982. Por su parte, en el plan implementado por la administración Lacalle, 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 cuando el grado de persistencia inflacionaria no se modificó 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 (corrida en la primera diferencia del índice) en términos retrasados a la propia inflación como también 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, tomando el período muestral comprendido entre el primer trimestre de 1991 y el 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. De acuerdo al artículo, la evidencia 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). 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.

Fechamiento de puntos de quiebres

Las técnicas que se utilizarán para la determinación de los puntos de quiebre no requieren la determinación exógena (*a priori*) de las fechas. No obstante es dable pensar, y es parte del objetivo de esta investigación testearlo, que los sucesivos cambios en los regímenes monetario-cambiaros sucedidos en los últimos 25 años han causado cambios en el comportamiento inflacionario y en la forma en que interactúan las variables macroeconómicas, de acuerdo a los diversos modelos macroeconómicos de referencia. Por ende, en lo que sigue, se revisan dichos regímenes monetario-cambiaros por los que ha atravesado nuestra economía, y sus principales características.

Entre 1985 y 2009 la economía uruguaya se guió por tres regímenes monetario- cambiario diferentes, aunque aún dentro de un mismo régimen existieron etapas con matices diferentes en la conducción monetaria.

Cuadro 1 - Regímenes Monetario-Cambiario entre 1985 y 2010

	1985-1990	1990-2002	2003-2007	2007-2010
Régimen cambiario	Target sobre el tipo de cambio real	Bandas Cambiarias deslizantes	Flotación Administrada	Flotación Administrada
Política Monetaria	Subordinada al manejo cambiario	Subordinada al manejo cambiario	Agregados Monetarios	Régimen de Tasas de interés

Fuente: Adaptado de Aboal (2006) y Zunino (2010).

Entre 1985 y la instauración del plan de estabilización de 1990, el manejo monetario-cambiario de la economía se basó en metas sobre el tipo de cambio real. Esta política (que daba mayor prioridad al objetivo de crecimiento que a la estabilización de precios) estaba orientada a evitar un deterioro del tipo de cambio real y se implementó mediante un manejo implícito del tipo de cambio nominal que suponía

flexibilidad al alza y rigidez a la baja. Por definición, este esquema cambiario restringía las posibilidades de realizar política monetaria autónoma en la medida en que los agregados monetarios se transformaban en una variable endógena a las metas cambiarias. El período se caracterizó por un fuerte desequilibrio en las cuentas fiscales todo lo cual generaba un marco propicio para una escalada de los precios.

El **Plan de estabilización de 1990-2002**, iniciado por la Administración Lacalle, fue implementado en un contexto de inflación alta y crónica (con aceitados mecanismos de indexación), una elevada dolarización, significativo grado de apertura, y fuerte deterioro de las cuentas públicas. El nuevo esquema monetario-cambiario estaba basado en un esquema de bandas cambiantes deslizantes. Asumía el compromiso de ubicar el tipo de cambio nominal dentro del rango establecido (mediante intervenciones de la autoridad monetaria en el mercado de cambios), lo que dejaba un reducido margen para desarrollar política monetaria activa. La amplitud de la banda se fijó en principio en un 7%, en tanto que el desplazamiento de las mismas siguió un criterio “*forward looking*”. La instauración del plan de estabilización implicó una mayor disciplina en las cuentas públicas (elemento necesario para la credibilidad de la política anti-inflación), y cambios en la estructura impositiva. El plan fue exitoso en términos de los objetivos inflacionarios, en tanto que el tipo de cambio se mantuvo sistemáticamente dentro de las bandas.

Esta situación comienza a revertirse a partir de la devaluación del real en 1999 (como consecuencia de la crisis financiera internacional iniciada en Rusia). La modificación del contexto no alteró en nada los parámetros de la política cambiaria, en tanto comenzaron a percibirse presiones alcistas sobre el tipo de cambio y el país entra en una fase de recesión económica. A mediados del 2001 el contexto se vuelve más crítico a partir de la crisis financiera y devaluación en Argentina, lo cual condujo a que el BCU duplicara el ancho de la banda de flotación y aumentara la pauta devaluatoria. No obstante, los efectos de la crisis en Argentina llegaron por varios canales e impactaron rápidamente sobre el Uruguay; a mediados de 2002 se abandonó el sistema cambiario de bandas, dejando flotar el tipo de cambio nominal.

Luego de la macro-devaluación del año 2002, en un contexto de crisis financiera, inflación creciente, recesión real y un nivel de reservas sumamente deteriorado, se adoptó un régimen de tipo de cambio flexible con manejo activo de la política monetaria. El nuevo esquema monetario cambiario supuso un cambio radical en la forma de manejo de la política monetaria en Uruguay. Dicho régimen que se prolonga hasta la actualidad observó a lo largo del período algunos matices en algunos aspectos de la conducción monetaria.

En un comienzo (fines 2002) se utilizó la Base Monetaria (BM) como ancla del sistema, con un objetivo intermedio sobre los medios de pago (M1). Se comenzaron a definir metas indicativas de inflación, fortaleciéndose la comunicación con los agentes (publicación de un informe de política monetaria).

Durante el año 2003 se avanzó en diferenciar los instrumentos de regulación monetaria de los instrumentos de financiamiento del gobierno, dejando para el primer objetivo las letras de regulación monetaria en moneda nacional.

Hacia 2004 se pasa de una meta puntual sobre la BM a un rango meta, procurando un mayor margen de acción para cumplir el objetivo inflacionario, fortaleciéndose el compromiso con dicha meta. En esta etapa se incrementaron los instrumentos de manejo de liquidez (repos y la facilidad marginal). No obstante, este esquema mostró una seria incapacidad para manejar la meta intermedia (M1), lo que llevó a que el año 2005 se sustituyera a la BM como agregado monetario meta.

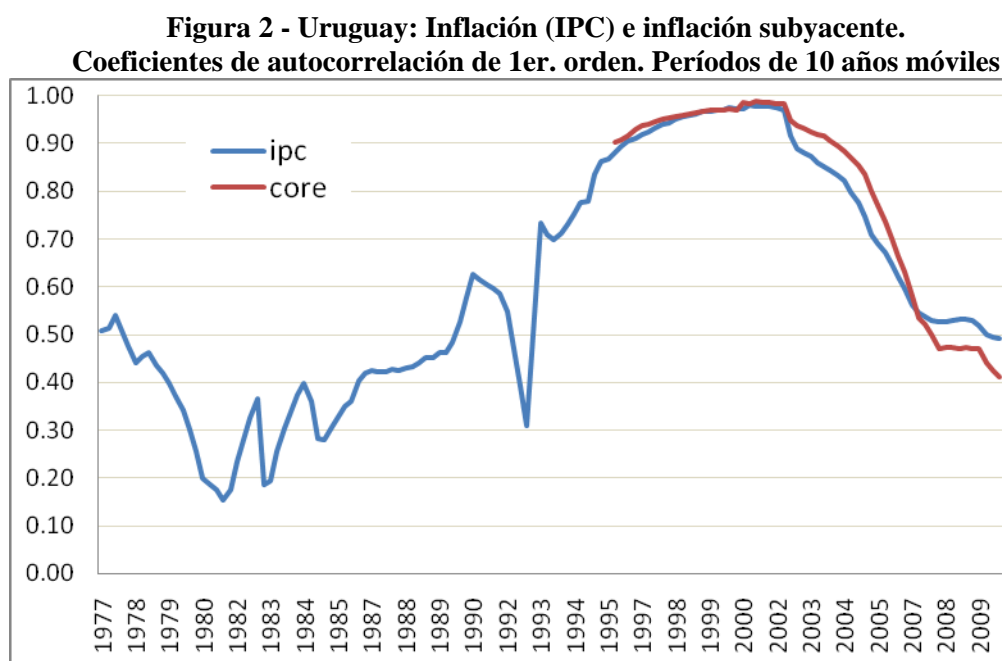
A partir de 2006 el BCU refuerza su compromiso con el cumplimiento de las metas de inflación, que pasan a ser el único objetivo (los agregados monetarios pasan a ser metas instrumentales). No obstante, diversas dificultades de implementación (diferencias observadas entre las metas y el efectivo crecimiento del M1, así como el rezago en la divulgación de los datos) condujeron a que partir de setiembre de 2007 finalmente se implementara un régimen de tasas de interés. La meta operativa pasó a ser la tasa interbancaria a un día, lo cual facilitaba la transmisión de señales de política monetaria (al ser un dato de fácil interpretación y acceso). Los instrumentos utilizados con el fin de manejar la liquidez fueron las operaciones de mercado abierto y las facilidades de depósito y crédito mediante repos. Este nuevo régimen de tasas se prolonga hasta la actualidad, con una breve interrupción hacia finales de 2008.

En cuanto al régimen cambiario, el carácter administrado del régimen de flotación se ha observado claramente en frecuentes intervenciones de mercado del BCU, las que en principio han buscado reducir la volatilidad cambiaria sin asumir el objetivo de alterar la tendencia del tipo de cambio.

4. Resultados

Para el análisis de la persistencia desde una óptica univariante se trabajó con dos series para aproximar la inflación: el Índice de Precios del Consumo (IPC) y un índice que intenta capturar la inflación subyacente (“core”), ambos en periodicidad trimestral, el primero desde 1977; el segundo, por disponibilidad de datos, desde 1986.¹¹

Un primer análisis de la persistencia surge del cálculo de los coeficientes de autocorrelación de primer orden, tomando períodos móviles de 10 años (40 trimestres). Los resultados de este cálculo se incluyen en el gráfico siguiente.



Fuente: Cálculos propios.

Más allá de algún *outlier* (en el decenio finalizado en 1992), el gráfico muestra un período de altos niveles de persistencia asociados al Plan de Estabilización de 1990, a pesar de que se observaba concomitantemente una tendencia marcadamente descendente de la inflación. Por otro lado, a pesar del

¹¹ La primera serie está disponible desde la década de 1930, pero se entendió pertinente centrar el análisis desde el intento estabilizador de fines de los 80s (la “tablita”). No se incluyeron otros índices como el deflactor del PIB, lo que es común en la literatura comparada, por disponibilidad de los datos. Ver el Anexo A para una descripción completa de los datos.

repunte inflacionario de 2002, luego de la macro-devaluación el coeficiente de autocorrelación muestra una clara tendencia descendente, ubicándose actualmente (fines de 2009) por debajo de 0,5. 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.

En primer lugar, siguiendo a Fuhrer (2009) se estimaron modelos AR puros sobre la inflación (la primer diferencia del logaritmo), tanto medida por el IPC como por la inflación subyacente. Se probaron distintas especificaciones (desde AR(1) a AR(6)) y se eligió aquella que minimizaba el Akaike Information Criterion (AIC)¹². Una vez estimados los modelos, se analizó la suma de coeficientes y la raíz predominante del polinomio autorregresivo.

Dado que el objetivo es analizar la eventual modificación de los PGDs, a partir de los cuales se modificaría también la persistencia, por el método de la grilla se corrieron modelos con cambios en los parámetros, investigando la posibilidad de 1 y 2 quiebres. Para el primer caso se probaron especificaciones de modelos AR de orden 1 a 6, y en el segundo caso modelos AR de orden 1 a 3. En todos los casos se habilitó la modificación de todos los parámetros. Finalmente para 1 y 2 quiebres se eligió el modelo que minimizaba el AIC.

A continuación se presentan los principales resultados. Como puede observarse en el cuadro siguiente, en el caso del IPC para el cual se dispone del período más amplio, cuando sólo se habilita un quiebre éste es identificado (como más probable) sobre finales de la “tablita”, cuando se pasa a un régimen de flotación del tipo de cambio. Inclusive, cuando se especifican 2 quiebres en los modelos, se estima un probable quiebre adicional antes de la aplicación del Plan de Estabilización de 1990. En el caso de la inflación subyacente, donde el período considerado comienza en 1986, el quiebre es identificado a fines del Plan de Estabilización de 1990.

La medición de la persistencia, tanto a partir de la suma de los coeficientes autoregresivos, como de la raíz predominante (de módulo principal), indica importantes cambios de acuerdo a los distintos programas de estabilización en el caso de la inflación subyacente, no así para el IPC.

Para el índice completo, en general se observan valores estables de la persistencia, con la suma de coeficientes cercana a 1 y, en forma correspondiente, la raíz principal también cercana a 1. La excepción corresponde al modelo AR(1) estimado para el período 1983Q1-1988Q3, donde aparentemente se habría observado una reducción significativa de la persistencia. La segunda excepción corresponde al modelo

¹² Como se aplicó la misma metodología para el análisis de quiebres, se utilizó una versión modificada del $AIC = (SRC/No.Obs) + 2 * (No.Cof/No.Obs.)$ donde SRC - Suma de Residuos al Cuadrado.

AR(4) para el período 1977Q4-1983Q1, donde la raíz predominante es imaginaria, pero con módulo cercano a 1.

Cuadro 2 – Modelos AR estimados para $\Delta\log(\text{IPC})$ y para $\Delta\log(\text{Indice Core})$

	Modelo	# Quiebres	Período		Suma Coef AR		Raíz Principal	
			Com	Final	Valor	Std Err		
IPC	AR(3)	---	1977Q4	2009Q4	0.9306	0.0431	0.96	
IPC	AR(4)	---	1977Q4	2009Q4	0.9332	0.0438	0.96	
IPC	AR(4)	1	1977Q4	1983Q1	0.2521	0.2997	0.98	
			1983Q2	2009Q4	0.9683	0.0344	0.98	
IPC	AR(1)	---	1977Q4	2009Q4	0.8762	0.0432	0.88	
IPC	AR(1)	2	1977Q4	1982Q4	0.7708	0.1491	0.77	
			1983Q1	1988Q3	-0.2639	0.1875	-0.26	
			1988Q4	2009Q4	0.9493	0.0304	0.95	
CORE	AR(2)	---	1989Q4	2009Q4	0.9528	0.0279	0.96	
CORE	AR(1)	1	---	1989Q4	2009Q4	0.9483	0.0286	0.95
			1989Q4	2002Q3	0.9491	0.0348	0.95	
			2002Q4	2009Q4	0.3457	0.1092	0.35	
CORE	AR(3)	2	---	1989Q4	2009Q4	0.9517	0.0280	0.96
			1989Q4	1998Q4	0.9818	0.0501	0.98	
			1999Q1	2002Q3	1.3303	0.6232	No estac	
			2002Q4	2009Q4	0.3735	0.1313	-0.65	

Fuente: Cálculos propios.

Los cambios más importantes en la persistencia se observan en la inflación subyacente. Aquí claramente los modelos estimados están indicando una significativa reducción de la persistencia desde la aplicación de la flotación y la transición a objetivos de inflación desde 2002.

Pruebas de cambio estructural – modelos univariados¹³

Detectados eventuales puntos de quiebre en modelos univariantes, una prueba adicional fue validar dichos cambios. Para ello, estos modelos AR se estimaron tanto sobre la serie original de inflación como sobre una serie de inflación tendencial (*core-inflation*). Se estimaron modelos autorregresivos sencillos AR(1) a

¹³ Los programas y estimaciones no se incluyen en el documento, pero pueden ser solicitados a los autores. Los programas utilizados son adaptaciones de los códigos GAUSS desarrollados por P. Perrón para aplicaciones empíricas de Bai y Perón (1998) y Z. Qu, para aplicaciones empíricas de Qu y Perrón (2007) <http://people.bu.edu/perron/code.html>.

efectos de simplificar la interpretación de los resultados. Sobre estos modelos se analizó la existencia de quiebres estructurales sobre en los coeficientes del modelo estimado, utilizando la metodología de Bai y Perron (1998). Mientras que la existencia de quiebres estructurales en la constante del modelo se vincularía principalmente a cambios en el nivel de inflación, quiebres en el coeficiente autorregresivo puede ser interpretado directamente como transformaciones en la persistencia inflacionaria.

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)**.

Como puede observarse en los cuadros 3 y 4 a continuación, utilizando el criterio secuencial de Bai y Perron se detectaron dos quiebres estructurales en los parámetros de la modelización autorregresiva, tanto de la diferencia logarítmica del IPC como de la *core*. El fechado de los quiebres coincide exactamente en ambos modelos, correspondiendo el primer quiebre al tercer trimestre de 1990, en tanto que el segundo quiebre fue estimado en el segundo trimestre de 2002.

Estos dos quiebres estructurales determinan la existencia de tres sub-periodos entre 1986 y 2010 con un comportamiento significativamente diferente de la inflación en general y de la persistencia inflacionaria en particular. El primer período, que se extiende hasta el tercer trimestre de 1990, se caracteriza por un

elevado valor de la constante del modelo, y por un elevado coeficiente de persistencia, tanto en el caso de la inflación como de la *core*. El segundo período se observa una fuerte reducción de la constante del modelo, pero sin embargo se mantiene un elevado coeficiente de persistencia que desciende solo levemente. Nuevamente el resultado es muy similar para el caso del IPC y de la *core*. Por último, el período comprendido desde el tercer trimestre de 2002, hasta la actualidad se caracteriza por mantener una reducida constante en el modelo conjuntamente con un coeficiente de persistencia significativamente inferior respecto a los períodos anteriores. Estos resultados son auspiciosos respecto del comportamiento actual de la inflación.

Cuadro 3 – Test de cambio estructural y parámetros estimados para la inflación (1986-2010)

m=3	h=20				
test					
	SupF(1)	SupF(2)	SupF(3)	SupF(2/1)	SupF(3/2)
inflación	68,21	52,68	37,22	34,73	13,42
número de quiebres estimados por el criterio secuencial 2					
T1	T2				
1990/03	2002/02				
μ_1	ρ_1	μ_2	ρ_2	μ_3	ρ_3
0,2	0,94	0,029	0,9	0,021	0,47

Cuadro 4 – Test de cambio estructural y parámetros estimados para la inflación subyacente (*core*) (1986-2010)

m=3	h=20				
test					
	SupF(1)	SupF(2)	SupF(3)	SupF(2/1)	SupF(3/2)
core	23,53	28,49	29,7	30,61	11,14
número de quiebres estimados por el criterio secuencial 2					
T1	T2				
1990/03	2002/02				
μ_1	ρ_1	μ_2	ρ_2	μ_3	ρ_3
0,22	0,95	0,016	0,93	0,021	0,37

De la comparación de estos resultados con la grilla aplicada a distintas especificaciones de modelos AR (ver Cuadro 2), cabe resaltar la correspondencia en el caso de la inflación subyacente, donde se encuentra

prácticamente el mismo quiebre (2002/03) y también la significativa reducción de la persistencia para el último sub-período. Sin embargo, los resultados son contradictorios con los recogidos para el IPC.

Por último cabe destacar la significativa correspondencia entre el fechado de los quiebres y la existencia de cambios de régimen monetario en nuestro país, en tanto el primer quiebre encontrado se asocia a la instauración del plan de estabilización de 1990 y el segundo al abandono de las bandas cambiarias por un régimen de flotación administrada del tipo de cambio nominal con política monetaria activa.

Es destacable a su vez, 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 influenciadas por ninguna hipótesis a priori de los investigadores.

Pruebas de estabilidad paramétrica para modelos multi-ecuacionales

Los modelos macroeconómicos multi-ecuacionales considerados fueron en todos los casos tomados de investigaciones previas nacionales e internacionales, vinculadas al análisis de la política monetaria y de los efectos inflacionarios sobre las economías de diferentes *shocks* externos. Todos los modelos fueron estimados con datos trimestrales para el período 1994.1-2009.4. A pesar de que la metodología utilizada nos permite testear la existencia de múltiples quiebres estructurales, dada la restringida cantidad de observaciones y el elevado número de parámetros a estimar en algunos de los modelos considerados se testeó la posibilidad de un único quiebre estructural ($m=1$). A su vez, dependiendo de la cantidad de parámetros de los modelos analizados la dimensión mínima de los segmentos exigida varió entre el 20% y el 35% de la muestra ($h=12$ a $h=21$).

Habilitar la posibilidad de testear un solo quiebre estructural supone dos limitaciones a nuestro análisis. En primer lugar, en las últimas dos décadas en el Uruguay existió más de una transformación en el régimen monetario, lo que, siguiendo el argumento propuesto anteriormente y en general un razonamiento basado en la crítica de Lucas, habilitaría a pensar en la posibilidad de más de un cambio estructural en el período considerado.

Pese a que las restricciones derivadas de la falta de datos nos impiden realizar una prueba más ambiciosa, la presente resulta una primera aproximación al análisis de cambio estructural en estimaciones de modelos multiecuacionales para la economía uruguaya.

En segundo lugar, cabe señalar que bajo determinada evolución de las macro-variables, es posible que el procedimiento rechace la hipótesis de existencia de un quiebre estructural versus una hipótesis nula de ningún quiebre, cuando sin embargo, no se rechazaría la hipótesis de k (con $k > 1$) quiebres. En este sentido, trabajando con $m=1$ se incrementa la probabilidad de cometer el error de rechazar la existencia de quiebres, cuando realmente se tienen quiebres estructurales en el período de análisis. Esta crítica solo implicaría un reparo a los resultados obtenidos si indicaran la inexistencia de quiebres.

El análisis de cambio estructural se realizó sobre ocho especificaciones de modelos multi-ecuacionales diferentes, de las cuales cinco corresponden a modelos a-teóricos de vectores autorregresivos (VAR) y tres a modelos estructurales, compuestos de una ecuación representativa de la curva de Phillips y una representativa de la demanda agregada (IS). Dos de los modelos incluyen una ecuación adicional que representa el equilibrio monetario-cambiario de la economía. La inclusión de modelos VAR a-teóricos se realiza a los efectos de considerar si los resultados de inestabilidad paramétrica resultan robustos a especificaciones sin aprioris respecto a la forma estructural de la economía.

Las variables consideradas en cada uno de los casos se especifican en los cuadros 5a y 5b. Los modelos VAR estimados corresponden a especificaciones propuestas en los trabajos de Betancourt *et al.* (2006), para el caso de Chile, Babihuga y Gelos (2009), y Carlomagno *et al.* (2010) para la economía uruguaya. Esta última modelización se estimó en tres formas alternativas: diferencias logarítmicas de las series originales, en diferencias logarítmicas sobre series corregidas por *outliers*, y utilizando los logaritmos de las series en niveles¹⁴. Los modelos estructurales están inspirados en los trabajos de Ceccetti *et al.* (2001), quienes realizan un análisis de eficiencia de la política monetaria para un panel de 24 países y en Ochoa (2009) quien analiza la eficiencia de la política monetaria en la economía Chilena.

Cuadro 5a – Modelo estimados - Vectores Autorregresivos (VAR)

Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5	
Betancourt et al (2006)		Babihuga y Gelos (2009)		Carlomagno et al. (2010)		Carlomagno et al. (2010)		Carlomagno et al. (2010)	
endógenas	exógenas	endógenas	exógenas	endógenas	exógenas	endógenas	exógenas	endógenas	exógenas
dlog(pib)	dlog(wt)	dlog(wt)		dlog(pib)	dlog(wt)	log(pib)	log(wt)	dlog(pib)	dlog(wt)
dlog(tasa)	dlog(pali)	dlog(pali)		dlog(ubi)	d(seas)	log(ubi)	seas	dlog(ubi)	d(seas)
dlog(M1)		dlog(ciclo)		dlog(tcr)		log(tcr)		dlog(tcr)	
dlog(IPC)		dlog(tc)		dlog(tasa)		log(tasa)		dlog(tasa)	
dlog(TCR)		dlog(M1)		dlog(ipc)		log(ipc)		dlog(ipc)	
		dlog(ipc)						series corregidas por outliers	

¹⁴ McCallum (1993) propone que la estimación en niveles es adecuada si el término de error de cada ecuación del VAR resulta estacionaria y no hay correlación serial en los errores.

Cuadro 5b – Modelos estimados - estructurales

Modelo 1		Modelo 2			Modelo 3		
Ceccetti et al (2001)		Ochoa (2009)			Ochoa (2009) - modificado		
IS	curva de Phillips	IS	curva de Phillips	mercado de cambios	IS	curva de Phillips	mercado de cambios
ciclo -1	infla -1	ciclo -1	ciclo -1	ciclo -1	ciclo -1	ciclo -1	ciclo -1
ciclo -2	infla -2	ciclo -2	ciclo -2	ciclo -2	ciclo -2	ciclo -2	ciclo -2
ciclo -4	infla -4	ciclo -4	ciclo -4	ciclo -4	ciclo -4	ciclo -4	ciclo -4
tasa-1	ciclo -1	infla -1	infla -1	infla -1	infla -1	infla -1	infla -1
tasa-2	ciclo-2	infla -2	infla -2	infla -2	infla -2	infla -2	infla -2
infla-1	tasa-1	infla -4	infla -4	infla -4	infla -4	infla -4	infla -4
infla-2	tasa-2	dev -1	dev -1	dev -1	dev -1	dev -1	dev -1
dlog(tcr)	dlog(ims)	dev -2	dev -2	dev -2	dev -2	dev -2	dev -2
	dlog(pali)	dev -4	dev -4	dev -4	dev -4	dev -4	dev -4
	dlog(tcr)	tasa-1	tasa-1	tasa-1	tasa-1	tasa-1	tasa-1
		tasa-2	tasa-2	tasa-2	tasa-2	tasa-2	tasa-2
		dlog(pib*)	dlog(pib*)	dlog(pib*)	dlog(pib*)	dlog(pib*)	dlog(pib*)
		fed	fed	fed	fed	fed	fed
		dlog(wt)	dlog(wt)	dlog(wt)	dlog(wt)	dlog(wt)	dlog(wt)

Como se puede observar en el cuadro 6, en todas las especificaciones analizadas, se detectó la existencia de un quiebre estructural en los parámetros del modelo siguiendo la metodología de Qu y Perron (2007).

Cuadro 6 – Test de Cambio estructural Qu y Perron

Modelo	SupLR test	quiebre estructural al 5% de significación	Fecha	IC 95%
VAR 1	161,3	si	1999 Q4	1999Q3-2000Q1
VAR 2	134,1	si	2000 Q3	2000Q2-2000Q4
VAR 3	179,8	si	2000 Q2	2000Q1-2000Q3
VAR 4	295,7	si	2001 Q4	2001Q3-2002Q1
VAR 5	165,1	si	2000 Q4	2000Q3-2001Q4
ESTRUCTURAL 1	111,5	si	2002 Q3	2002Q2-2002Q4
ESTRUCTURAL 2	97,8	si	2001 Q2	2001Q1-2001Q3
ESTRUCTURAL 3	97,8	si	2001 Q2	2001Q1-2001Q3

Fuente: Estimaciones propias.

Este resultado indica la existencia de un cambio en el patrón de relacionamiento de las diferentes macrovariables en la economía uruguaya, que se ubicaría a comienzos de la última década. Si bien la existencia de un quiebre estructural es un resultado robusto a las diferentes modelizaciones, no existe una coincidencia total en cuanto a la estimación de la fecha en la que se produciría este quiebre. No obstante, las fechas de quiebre se ubican todas ellas entre el cuarto trimestre de 1999 y el tercer trimestre del 2002, dependiendo del modelo considerado. Por ende, si bien las fechas de quiebre no coinciden

completamente, se verifica una importante coincidencia respecto de que el comportamiento macroeconómico del Uruguay durante los 90 resultaría significativamente diferente del observado en los años post- crisis financiera del 2002.

Cabe destacar que en todos los casos la fecha del quiebre se produce durante el prolongado período de recesión registrado en el país entre 1999 y 2002. Es justamente durante este período que se comienza a percibir una transformación significativa en el régimen monetario-cambiario del país. En efecto, si bien el régimen de bandas cambiarias deslizantes recién será abandonado en junio de 2002, ya desde la devaluación de Brasil en 1999, y principalmente a partir de la devaluación y crisis financiera Argentina de 2001, comenzaron a percibirse transformaciones en el funcionamiento del régimen y en las expectativas de los agentes.

En este sentido, podría argumentarse que si bien el cambio de régimen se produce en junio de 2002, existe un amplio período de transición entre 1999 y 2002, donde se venía preparando el abandono del régimen cambiario de bandas. Es justamente en este período de transición donde se estimaron los quiebres en todos los modelos testeados. De esta forma, los resultados encontrados 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.

5. Síntesis de resultados y conclusiones

La caracterización de la persistencia inflacionaria en Uruguay en los últimos 25 años tuvo como objetivo principal identificar los cambios experimentados y dilucidar el origen de los mismos. Esto es, distinguir si éstos se derivan de modificaciones en el comportamiento de sus factores explicativos o, alternativamente, de modificaciones en el proceso generador de datos de la inflación. Para ello se siguieron diversas aproximaciones metodológicas univariantes, y multivariantes – multiecuacionales (aplicando la metodología sugerida por Qu y Perron (2007)).

Tanto en el análisis univariante como multivariante se comprueba que el cambio en el régimen monetario *circa* de 2002 efectivamente ha modificado los PGDs. En lo que sigue se resumen los principales resultados hallados.

En un primer análisis de la persistencia, siguiendo a Fuhrer (2009) se realizó a partir de la estimación de modelos AR puros sobre la inflación (medida por el IPC y por la inflación subyacente), analizándose la suma de los coeficientes autorregresivos, y la raíz predominante (de módulo principal). Los resultados mostraron importantes cambios de acuerdo a los distintos programas de estabilización en el caso de la inflación subyacente: una significativa reducción de la persistencia desde la aplicación de la flotación y la transición a objetivos de inflación desde 2002. No ocurre lo mismo en el caso del IPC global para el que se observan valores estables de la persistencia.

Investigando la posibilidad de 1 y 2 quiebres, para el caso del IPC (para el cual se dispone del período más amplio: 1977-2010), cuando sólo se habilita un quiebre éste es identificado (como más probable) sobre finales de la “tablita”, cuando se pasa a un régimen de flotación del tipo de cambio. Cuando se especifican 2 quiebres, se estima una probable quiebre adicional antes de la aplicación del Plan de Estabilización de 1990. En el caso de la inflación subyacente, donde el período considerado comienza en 1986, el quiebre es identificado a fines del Plan de Estabilización de 1990.

Un segundo análisis de la persistencia se basó en la testeo de cambios estructurales sobre modelos univariantes siguiendo la metodología de Qu y Perrón, para el período I.1986-II.2010. Los resultados coinciden parcialmente con los hallados a través de la primera aproximación univariante. Tanto para la inflación global como para la *core*, a partir de esta metodología se detectaron (endógenamente) dos quiebres estructurales. El fechado de los quiebres coincide exactamente en ambos casos: tercer trimestre de 1990 y segundo trimestre de 2002.

Estos dos quiebres determinan la existencia de tres sub-periodos entre 1986 y 2010 con un comportamiento significativamente, tanto de la inflación global como de la subyacente. El primer período -entre I.1986 a III.1990- se caracteriza por un alto nivel inflacionario y una elevada persistencia. El primer quiebre encontrado se asocia claramente a la instauración del plan de estabilización de 1990. En el segundo período (III.1991 a II.2002) se observa una fuerte reducción de la constante del modelo, pero se mantiene un elevado coeficiente de persistencia que desciende solo levemente. Este segundo período se corresponde con vigencia del plan de estabilización hasta el abandono de las bandas cambiarias. Por último, el tercer período (III.2002 a II.2010), en el cual está vigente un régimen de flotación administrada del tipo de cambio nominal con política monetaria activa, se caracteriza por mantener una reducida constante en el modelo (reducido nivel inflacionario) conjuntamente con un coeficiente de persistencia significativamente inferior respecto a los períodos anteriores.

Dadas las limitaciones del enfoque univariante para el testeado de cambios estructurales se complementó el análisis con una aplicación de la metodología de Qu y Perron (2007) para testear cambios estructurales en modelos multi-ecuacionales. Debido a restricciones en la disponibilidad de datos estas estimaciones abarcaron un período relativamente corto (I.1994 a IV.2009, con datos trimestrales), por lo que si bien la metodología permite testear la existencia de múltiples quiebres estructurales, sólo se pudo estimar la existencia de un único quiebre estructural, lo cual impone algunas limitaciones al análisis.

Se testearon ocho especificaciones de modelos multi-ecuacionales: cinco corresponden a modelos a-téoricos de vectores autorregresivos (VAR) y otras tres a modelos estructurales. En todas las especificaciones analizadas se detectó la existencia de un quiebre estructural en los parámetros del modelo. No obstante, no existe una coincidencia total en cuanto a la estimación de la fecha en la que se produciría este quiebre, el cual se estima entre el cuarto trimestre de 1999 y el tercer trimestre del 2002, dependiendo del modelo considerado.

Los resultados derivados de las tres aproximaciones empíricas llevadas a cabo coinciden respecto de que la persistencia inflacionaria y el comportamiento macroeconómico del Uruguay durante los 90 son significativamente diferentes de los observados en los años post-crisis financiera del 2002. Como lo demuestran los resultados, la persistencia inflacionaria es notoriamente más reducida a partir de mediados de 2002 que en las décadas previas.

Ello sugiere la ocurrencia de un 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-cambiarío del país. Una posible explicación de este fenómeno

puede estar asociada al descenso de la inercia o persistencia de los índices salariales, verificada justamente en el mismo período. No obstante, esta hipótesis no ha sido probada en este trabajo y será objeto de futuras investigaciones.

El 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 menos costos asociados.

Por último, los cambios estructurales detectados (al menos uno entre 1994 y 2010) ponen una señal de alerta a la hora de interpretar los efectos de la política monetaria sobre macrovariables **en modelos estimados para muestras largas**, que abarquen observaciones provenientes de distintos regímenes: éstos es, de distintos procesos de generación de datos.

Bibliografía

- Aboal, Diego; Lorenzo, Fernando; y Noya, Nelson (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.
- Aboal, Diego; Lanzilotta, Bibiana; y Perera, Marcelo (2006). “Flotación de Jure o de Facto?: la Política Monetaria en el Período Pos-Crisis en Uruguay.” CINVE, Mayo de 2006.
- Angeloni, Ignazio; and Ehrmann, Michael (2004). “Euro Area Inflation Differentials.” European Central Bank, Working Paper Series, No. 388 / September 2004.
- Babihuga R. y Gelos G. (2009), “Commodity Prices: Their Impact on inflation in Uruguay”. XXIV Jornadas de Economía. Banco Central del Uruguay. Benati, Luca (2008). “Investigating inflation persistence across monetary regimes.” *Quarterly Journal of Economics*, 123(3): 1005-1060, August.
- Borio, Claudio; Filardo, Andrew J. (2004). Looking back at the international deflation record”. *North American Journal of Economics and Finance*, 15 (2004) 287–311.
- Carlomagno, G., Lanzilotta, B., Zunino, G (2010). ¿Existe margen de acción para la política monetaria en Uruguay? Los canales de transmisión analizados a partir de modelos S-VAR y S-VEC. Serie de documentos de trabajo de cinve.
- Calvo, G.A., Celasun, O., Kumhof, M. (2002). “A theory of rational inflationary inertia”. In: Aghion, P., Frydman, R., Stiglitz, J., Woodford, M. (Eds.), *Knowledge, Information and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps*. Princeton University Press, Princeton.
- Calvo, G. A. (1983). “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-393.
- Cancelo, José Ramón; Fernández, Adrián; Groskoff, Rosa; Selves, Ricardo; Villamonte, Gretel (1994). “Precios Transables y No Transables. Un Enfoque ARIMA-IA.” IX Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.
- Celasun, Oya; Gelos, R. Gaston; and Prati, Alessandro (2004). “Obstacles to Disinflation: What Is the Role of Fiscal Expectations?”. IMF Working Paper, WP/04/111, June 2004.
- Cogley, Timothy; Primiceri, Giorgio E.; Sargent, Thomas J. (2010). “Inflation-Gap Persistence in the US.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Volume 2, Number 1, January 2010, pp. 43-69(27)
- Cogley, Timothy; and Sbordone, Argia M. (2008). “Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve.” *American Economic Review*, 2008, 98:5, 2101–2126.
- Fernández Castro, Rossana (1997). “El Plan de Estabilización de 1990.” *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay. 2da. Época, Volumen IV, Número 2, Noviembre 1997.

- Fernández Castro, Rosanna (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, Jeffrey C. 2009. “Inflation Persistence.” Working Papers. No. 09-14. Federal Reserve Bank of Boston.
- Fujii, Eiji. 2003. “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.
- Giannone, Domenico; Lenza, Lenza; and Reichlin, Reichlin (2008). “Explaining the Great Moderation. It is not the Shocks.” European Central Bank, Working Paper Series, No. 865 / February 2008.
- Gordon, Robert J. (2009). “The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation.” Prior to submission as a NBER Working Paper. Northwestern University.
- Levin, Andrew T.; and Piger, Jeremy M. 2004. “ Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?” ECB Working Paper No. 334. April 2004.
- Loschiavo, Gonzalo Varela; Iglesias, Cecilia Vera (2003). “Mecanismos de transmisión de la política monetario-cambiaria a precios”. *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay. 2da.Época, Volumen X, Número 1, Mayo 2003.
- Lucas, Robert E., Jr. (1976). “Econometric policy evaluation: a critique,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 7-33.
- McCallum, B. (1993). “Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Some Critical Issues.” Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review 79.
- Masoller, Andres (1997). “Una medición de la Credibilidad de los Programas de Estabilización en Uruguay: 1978-82 y y 1990-95.” *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay. 2da.Época, Volumen IV, Número 1, Mayo 1997.
- Ochoa, J. (2009), “Eficiencia de la política monetaria en Chile ¿existieron mejoras?” *Economía Chilena* 12(1): 39-49.
- Parrado, E. (2001), “Shocks Externos y Transmisión de la Política Monetaria en Chile,” *Economía Chilena* 4(3): 29-52.
- Perron, Pierre (1989). “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”. *Econometrica*, Vol. 57, No. 6 (November 1989), 1361-1401.
- Qu, Zhongjun; and Perron, Pierre (2007). “Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions”. *Econometrica*, Vol. 75, No. 2 (March, 2007), 459–502
- Stock, J.H.; and M. Watson (2007). “Has inflation become harder to forecast?” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39: 3-34.

Stock, J.H.; and M. Watson (2007). "Phillips Curve Inflation Forecasts". Prepared for the Federal Reserve Bank of Boston Conference, "Understanding Inflation and the Implications for Monetary Policy: A Phillips Curve Retrospective," June 9-11, 2008.

Tubio, Magdalena; y Borraz, Fernando (2009). "La tasa natural de desempleo en Uruguay".

Zivot, Eric; and Andrews, Donald 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". DT 01/201. Serie de documentos de trabajo de CINVE.

ANEXO- FUENTE DEL DATOS

Serie	Descripción	Fuente
<i>infla</i>	diferencia logarítmica del índice de precios al consumo (IPC)	INE
<i>core inflation</i>	Diferencia logarítmica del IPC excluidos los rubros de Alimentos, Bebidas y Tabaco, y Transporte y Comunicaciones.	Estimación propia en base a INE
<i>pib</i>	índice de volumen físico del Producto bruto interno	BCU
<i>cilco</i>	Aplicación de filtro Hodrick-Prescott sobre la serie de ivf del PIB	Estimación propia en base a BCU
<i>tasa</i>	Tasa activa promedio del sistema bancario	BCU
<i>ims</i>	índice medio de salarios	INE
<i>pali</i>	Índice de precios de commodities alimenticios	IMF
<i>tcr</i>	Tipo de cambio real Uruguay-USA	Estimación propia en base a BCU, INE y FED
<i>pib*</i>	índice de volumen físico del PIB de Brasil	IPEA
<i>M1</i>	Medios de Pago	BCU
<i>seas</i>	Dummies estacionales	
<i>dev</i>	Diferencia logarítmica del tipo de cambio nominal	BCU
<i>fed</i>	Tasa de interés 1 día de USA	FED
<i>wt</i>	Precio del Barril de Petróleo West Texas.	Banco Central de Chile