

cinve

Documentos de Trabajo

**¿Experimentó Uruguay la Gran Moderación?
Un análisis de cambio estructural**

DT. 01/2010

Gonzalo Zunino
cinve

Marzo 2010

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

¿Experimentó Uruguay la Gran Moderación? Un análisis de cambio estructural¹

Gonzalo Zunino

Centro de Investigaciones Económicas - **cinve**

Marzo 2010

RESUMEN

El presente trabajo estudia la evolución de la volatilidad del producto y la inflación en Uruguay entre 1985 y 2009, con el objetivo de analizar si Uruguay formó parte del proceso internacional de estabilización macroeconómica observado en las últimas décadas, conocido como “la Gran Moderación”. El análisis realizado incluye en primer lugar la construcción de indicadores de volatilidad a partir de modelos univariados para posteriormente aplicar la metodología de cambio estructural endógeno propuesta en Bai y Perron (1998). Siguiendo dicha metodología se analiza la existencia de cambios estructurales en el comportamiento de la volatilidad del producto y la inflación en Uruguay.

Los resultados encontrados sugieren que el país habría presentado en los últimos años un proceso de estabilización de sus resultados macroeconómicos. Dicho proceso habría comenzado a partir de una fuerte moderación de las fluctuaciones de la inflación entre finales de 1993 y comienzos de 1994. Esta caída en la volatilidad se da en paralelo a la baja en los niveles de inflación posteriores a la instauración del plan de estabilización de 1990. El proceso de moderación de las fluctuaciones del nivel de actividad (representado a partir del componente cíclico del PIB) es, según las estimaciones, un hecho más reciente, que data de finales de 2003.

PALABRAS CLAVE

VOLATILIDAD MACROECONÓMICA, GRAN MODERACIÓN, MODELOS DE CAMBIO ESTRUCTURAL

¹ Esta investigación es producto del trabajo de Investigación Monográfico: “Volatilidad del producto y la inflación en Uruguay ¿Cuál fue el rol de la política monetaria?” presentado para obtener el título de la Licenciatura en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República. Agradezco especialmente el apoyo y los comentarios de Bibiana Lanzilotta quien ofició como tutora del trabajo monográfico.

1. INTRODUCCIÓN

Un importante número de investigaciones recientes han destacado el significativo proceso de estabilización de los resultados macroeconómicos observados desde los años ochenta en los países desarrollados, fenómeno al que la literatura ha denominado como la “Gran Moderación”. Adicionalmente, algunos estudios han identificado un proceso similar en países en desarrollo a partir de la segunda mitad de los noventa. En ambos casos, los estudios han destacado la reducción en la volatilidad macroeconómica, en particular en los resultados de inflación y del nivel de actividad.

La presente investigación se plantea como objetivo analizar la evolución de la volatilidad macroeconómica en Uruguay en el período comprendido entre 1985 y 2009, focalizándose (como lo ha hecho la literatura de la Gran Moderación) sobre los resultados vinculados a la actividad económica y la inflación. Se busca analizar si nuestro país ha presentado en los últimos años un proceso de reducción de la volatilidad macroeconómica que permita concluir que Uruguay está dentro del grupo de países emergentes que integró el proceso internacional de estabilización económica, es decir, formó parte del proceso de “*la Gran Moderación*”. Para ello, se siguió la propuesta metodológica planteada en Ceccetti et al. (2006). La misma, implica en primer lugar el cálculo de indicadores de volatilidad a partir de modelos univariados, para posteriormente aplicar la metodología de cambio estructural endógeno propuesta en Bai y Perron (1998). Siguiendo dicha metodología se analiza la existencia de cambios estructurales en el comportamiento de la volatilidad del producto y la inflación en el período de análisis.

El estudio de la evolución de la volatilidad macroeconómica se torna relevante al menos por dos razones. En primer término, es necesario considerar que la economía moderna ha destacado que las economías más volátiles suelen tener menores niveles de inversión y crecimiento económico de largo plazo. De esta forma, la evolución de la volatilidad económica, los procesos de estabilización y las políticas estabilizadoras se transforman en importantes elementos del análisis económico. En segundo lugar, el análisis realizado aporta elementos para evaluar diferentes políticas macroeconómicas que han perseguido objetivos de estabilización.

Este trabajo se estructura de la siguiente forma. La segunda sección, luego de esta introducción, realiza una reseña de la literatura de la Gran Moderación de forma de encuadrar el estudio sobre la evolución de la volatilidad para Uruguay en el contexto internacional. La tercera sección, analiza algunos trabajos previos referidos a la evolución de la volatilidad macroeconómica en Uruguay. En la sección cuarta se presenta la metodología econométrica utilizada para el análisis empírico, basada en la estimación del modelo de cambio estructural endógeno propuesto en Bai y Perrón (1998). La quinta sección presenta los resultados obtenidos en el análisis, en tanto la sexta plantea algunas reflexiones a modo de conclusión. El trabajo se acompaña de un anexo econométrico con el detalle de las estimaciones realizadas.

2. EL FENÓMENO DE LA GRAN MODERACIÓN

Desde los años 80 los países desarrollados asistieron a un proceso de mejoras en los resultados macroeconómicos, observándose una caída en la inflación, un mayor crecimiento económico y una disminución de la volatilidad de ambas variables. Esta reducción en la volatilidad de los resultados macroeconómicos fue denominada por la literatura como el fenómeno de la “Gran Moderación” y es ilustrativo de la mayor estabilidad económica que han presentado las economías desarrolladas desde la década de los 80, respecto de las tres décadas posteriores a la segunda guerra mundial. Si bien este proceso fue característico de los países desarrollados, algunos países emergentes también mostraron en la última década un mejor desempeño macroeconómico, con lo que el proceso podría estarse extendiendo a todo el mundo. En efecto, mientras que durante los ochenta dos terceras partes de los países del mundo presentaban una inflación superior al 10%, actualmente la proporción es de prácticamente un sexto. Además no solo la inflación es más baja, sino que en general el crecimiento ha sido mayor, y ambos más estables.

Es amplia la literatura que se abocó a dar cuenta del proceso, percibiéndose un amplio consenso en la existencia de dicha moderación en el caso de los países desarrollados. Los trabajos de Kim y Nelson (1999), McConnell y Perez Quiroz (2000) y Blanchard y Simon (2001) fueron pioneros en dar cuenta del fenómeno.

McConnell y Perez Quiroz (1999), trabajando con un modelo lineal, encuentran un quiebre estructural en la volatilidad del crecimiento del PIB de EEUU, en el primer trimestre de 1984. Plantean que la varianza del crecimiento del PIB entre mediados de 1953 y 1983 es más de 4 veces la del período que comienza en 1984. Kim y Nelson (1999) también encuentran un quiebre estructural en la volatilidad del producto norteamericano en el primer trimestre de 1984, trabajando con una aproximación bayesiana en un modelo no lineal de Markov-switching. Dentro del contexto del modelo Markov-switching plantean dos fuentes de caída en la volatilidad del crecimiento: una caída en la varianza de los shocks (que determina una menor volatilidad de la tasa de crecimiento independientemente de la fase del ciclo) y un estrechamiento del gap entre las tasas de crecimiento de los auges y de las recesiones. Los autores encuentran que a partir del quiebre estructural de 1984 la economía se vuelve más estable, observándose tanto un acercamiento entre las tasas de crecimiento de los auges y las recesiones, así como una menor volatilidad de la tasa de crecimiento. Blanchard y Simon (2001), también para el caso de los EEUU, dan cuenta de una importante caída en la volatilidad del crecimiento del PIB real desde mediados de los ochenta. No obstante, a diferencia de los trabajos anteriores, Blanchard y Simons encuentran una tendencia decreciente en la volatilidad del crecimiento desde la temprana post-guerra, interrumpida temporalmente durante los 70 y tempranos 80. Esta interpretación difiere de la que corresponde a la identificación de un salto discreto a mediados de los 80 planteada por los trabajos citados anteriormente. Plantean, a su vez, que la reducción de la volatilidad experimentada permitió a la economía de USA asistir a dos largos ciclos expansivos entre 1982 y 1999 (año en que se realiza el trabajo), determinando que las recesiones sean eventos menos frecuentes.

Si bien los primeros trabajos que abordaron el tema se refirieron a la economía de USA, el fenómeno de la estabilización no alcanzó solamente a dicho país. Existe una serie de trabajos que muestran que el proceso de estabilización fue común a la mayor parte de los países desarrollados. Stock y Watson (2003) dan cuenta del fenómeno para los países del G7, encontrando evidencia de una reducción en la volatilidad del crecimiento para Alemania, Italia, Japón, Reino Unido y USA. A su vez, Ceccetti et al. (2005), trabajando con un panel de 25 países señalan cambios en la volatilidad del crecimiento para estos países desde 1970. Aplicando técnicas de cambio estructural, encuentran que en 16 de estos países el crecimiento económico fue menos volátil hacia el año 2005 que veinte años atrás. Los quiebres hallados se ubican mayoritariamente entre la década del ochenta y la del noventa². Para los restantes nueve países incluidos en el análisis, la volatilidad se mantiene constante en el período de estudio³. La reducción de la volatilidad encontrada alcanza en promedio a 50%, y aunque no es analizado por los autores, se observa en sus resultados que la moderación en el nivel de actividad es prioritariamente un fenómeno de los países desarrollados. El cuadro 2.1 presenta la evolución del crecimiento y de la volatilidad para algunos de los países desarrollados más representativos.

Cuadro 2.1 - Volatilidad en los países del G7

	CANADÁ	FRANCIA	ALEMANIA	ITALIA	JAPÓN	REINO UNIDO	USA
Desvío Estandar 1960-1983	2.3	1.8	2.5	3.0	3.7	2.4	2.7
Desvío Estandar 1984-2002	2.2	1.4	1.5	1.3	2.2	1.7	1.7

Fuente: Tomado de Stock y Watson 2002.⁴

Para el caso de países emergentes la evidencia respecto al proceso de Gran Moderación es limitada. El trabajo de Ceccetti et al (2001) para México, y los de Betancourt et al (2006) y De Gregorio (2008) para Chile son pioneros en el estudio de la estabilización macroeconómica en países emergentes. Ceccetti et al. (2001) concluyen que México presentó durante la década del noventa una significativa reducción en la volatilidad del producto y la inflación. A su vez, los autores atribuyen en una parte significativa la mayor estabilidad a un incremento en la eficiencia de la política monetaria. En el caso de los trabajos de Betancourt et al y De Gregorio, ambos llaman la atención sobre la menor volatilidad observada en Chile tanto en la inflación como en la tasa de crecimiento económico a partir de mediados de la década del noventa. En particular, Betancourt et al. (2006) atribuyen un rol importante en el proceso de estabilización a las reformas estructurales ocurridas en Chile en el período, en la medida en que son contemporáneas al fenómeno observado. No obstante estos trabajos, el análisis de este fenómeno en países

² Los países para los que se encuentra una reducción de la volatilidad son Nueva Zelanda, Israel, Grecia, Sudáfrica, Holanda, Suecia, Alemania, Reino Unido, Australia, Corea del Sur, Dinamarca, USA, Finlandia, Canadá y España.

³ Los países para los que no encuentran evidencia de moderación son Chile, Perú, México, Noruega, Suiza, Japón, Bélgica, Francia y Austria.

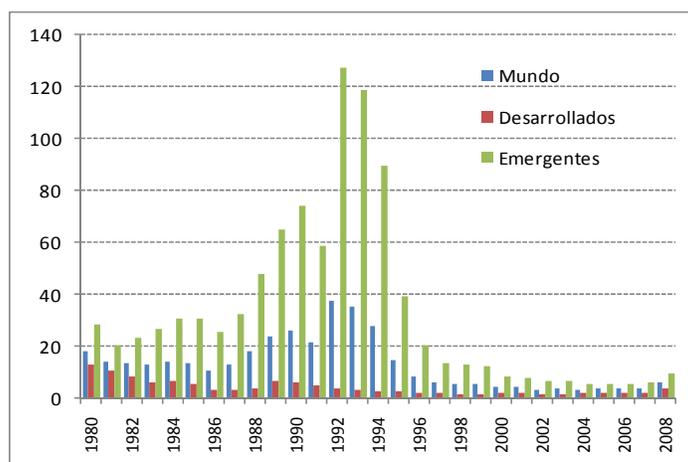
⁴ Los autores aclaran que la evolución simple del desvío estándar puede confundir cambios en la tendencia del crecimiento con cambios en la volatilidad por lo que la tabla solo constituye una aproximación primaria al análisis de evolución de la volatilidad.

emergentes ha sido poco extendido por lo que constituye una interesante línea de investigación a seguir. Dicho objetivo escapa a la presente investigación, que se concentra únicamente en el caso de Uruguay.

Referido a la evolución de la inflación también es amplia la literatura que da cuenta del proceso de reducción en su nivel y volatilidad. El trabajo de Rogoff (2003) representa una muy buena síntesis donde se analiza tanto a los países desarrollados como emergentes. El proceso de desinflación ha sido general, según destaca el autor, atendiendo a que de los 184 países miembros del IMF solo tres presentaban a 2003 (fecha del trabajo) una inflación superior al 40% anual. Para los países desarrollados el promedio de inflación pasó de un 9% en la primera mitad de la década del 80 a un 2% en la presente década. Esta caída en los niveles de inflación fue acompañada de una reducción en la persistencia de la inflación. En efecto, trabajando con datos mensuales desde 1960 hasta 2003 el autor no puede rechazar la hipótesis de existencia de una raíz unitaria (utilizando el test Augmented Dickey-Fuller) en las series de inflación para los países del G7. En contraste, rechaza la hipótesis de raíz unitaria para todos los países del grupo considerando el período 1981 a 2003.

Rogoff destaca adicionalmente la espectacular evolución en los países en desarrollo, los que pasaron de un promedio de inflación del 31% en los 80 a uno por debajo del 6% en 2003. Esta caída se magnifica cuando se considera que la evolución de la inflación en estos países asiste en los primeros años de la década del 90 a un brusco incremento, que lleva a que los registros de inflación superen en promedio 230% en Latinoamérica, 360% en las economías en transición (ex socialistas) y a 40% en África. El gráfico 2.2 muestra la evolución de la inflación por bloques de países.

Gráfico 2.2 – Inflación promedio por grandes bloques de países (en %)



Fuente: IMF

Tal como predice la teoría, la evidencia respalda la hipótesis de que esta significativa reducción de los niveles de inflación se vio acompañada de un igualmente importante proceso de reducción en su volatilidad. Analizando un conjunto de 24 países, que incluye

tanto economías desarrolladas como economías emergentes,⁵ Ceccetti et al. (2005) encuentran que en 21 de ellos la volatilidad de la inflación se redujo comparando la década del 90 con la del 80. A su vez la caída más grande en la volatilidad se observa en los países en donde la reducción de los niveles de inflación fue mayor.

Por último, algunos autores señalan la existencia de un fuerte vínculo entre la moderación en los resultados de inflación y nivel de actividad, analizando el fenómeno de la Gran Moderación como un todo interrelacionado de forma de buscar factores explicativos comunes. Blanchard y Simons (2001) analizan para los países del G7 la correlación entre la volatilidad del producto y la inflación, encontrando que se encuentran estrechamente vinculadas. Los autores sugieren una relación causal desde la volatilidad de la inflación a la del crecimiento económico, hipótesis compartida en De Gregorio (2008).

En síntesis, el fenómeno de la “Gran Moderación” podría considerarse como un hecho estilizado en los países desarrollados en la medida en que prácticamente no existe un debate en cuanto a la existencia de una mayor estabilidad económica en las últimas décadas. Este consenso se pierde cuando nos referimos a los países emergentes para los cuales existe, además, menor evidencia disponible. En principio, parecería que los países emergentes asistieron a un proceso de moderación en los resultados de inflación, siendo menos clara la evidencia respecto de la existencia de un proceso similar en la actividad económica.

⁵ Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Chile, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Irlanda, Israel, Italia, Japón, Corea, México, Holanda, Nueva Zelanda, Portugal, España, Suiza, Suecia, Reino Unido y USA.

3. ANTECEDENTES PARA URUGUAY

La volatilidad macroeconómica no ha sido un aspecto muy explorado en la investigación económica nacional; siendo por tanto, escasa la literatura focalizada en el tema. No obstante, existen trabajos que constituyen un marco de referencia para los resultados aquí presentados. En cuanto a la volatilidad del crecimiento económico, los trabajos de Kamil y Lorenzo (1998) y Pena (2004) aportan elementos importantes, más allá de que en ninguna de las dos investigaciones constituye el centro del análisis.

Kamil y Lorenzo (1998) realizan una descripción del ciclo macroeconómico de la economía uruguaya entre 1975 y 1994. La metodología de estimación de los componentes cíclicos se basa en la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott sobre los componentes de tendencia-ciclo de la serie previamente estimados a partir de modelos univariantes de forma reducida. En el marco de la caracterización del ciclo económico de Uruguay los autores hacen referencia a la evolución de la volatilidad en el período de estudio. Argumentan que los movimientos cíclicos de los componentes del producto están fuerte y positivamente autocorrelacionados lo que se refleja en una alta persistencia de las fluctuaciones del ciclo económico. Destacan la magnitud de la volatilidad cíclica, señalando que equivalen a casi el doble que las presentadas por los países industrializados. Plantean adicionalmente que el perfil de las fluctuaciones no fue constante en el período analizado, aportando evidencia respecto de que la volatilidad del componente cíclico se fue atenuando en el tiempo (específicamente afirman que se redujo en un 70% hacia el final de su período de estudio). Si bien no realizan un estudio de las causas que explican dicha reducción, proponen como hipótesis explicativas la aplicación de políticas económicas más activas, la reducción de los shocks de oferta que afectan a la economía así como el proceso de cambio estructural experimentado en la composición del producto a partir de un desplazamiento de recursos desde el sector manufacturero hacia el sector de servicios (menos volátil).

Pena (2004) utiliza un modelo de switching Markov con tres fases (recesión, crecimiento moderado y auges) para analizar la evolución del nivel de actividad económica en el Uruguay en el período 1975.I a 2003.IV y caracterizar el ciclo económico. Destaca la elevada volatilidad del crecimiento en el período de análisis. Según el autor, la alta volatilidad no compensada por las tasas medias de crecimiento justifica el bajo nivel de inversión de la economía. Señala a su vez que la elevada volatilidad en el nivel de actividad no constituye un elemento de sorpresa debido a que existen fundamentos teóricos que estipulan una relación inversa entre el tamaño de la economía y la volatilidad de los agregados económicos. Adicionalmente encuentra evidencia respecto de que no solo el crecimiento promedio varía entre las diferentes fases del ciclo estudiadas, sino también la volatilidad. La varianza estimada es máxima en los períodos de recesión mientras que la menor volatilidad se observaría en los períodos de fuerte crecimiento económico.

La volatilidad de la inflación es analizada en el trabajo de Della Mea y Pena (1996). Este trabajo busca aportar evidencia empírica respecto a la hipótesis de que tasas más elevadas de inflación conllevan una mayor variabilidad y por lo tanto una mayor dificultad para su predicción. Con este objetivo los autores estiman de formas alternativas la volatilidad de la

inflación en Uruguay durante el período 1973-1995, para analizar posteriormente la causalidad a la Granger entre inflación y volatilidad. En primer lugar, estiman modelos ARIMA con residuos GARCH de modo de estimar en forma conjunta la media y la varianza de la inflación. En la medida en que los autores no obtienen residuos blancos estimando un modelo para el período de análisis completo proceden a dividir el mismo en dos sub-períodos (1973:01-1983:12 y 1984:01-1995:05). Encuentran que el error estándar condicional mantiene un nivel medio similar en ambos sub-períodos aunque señalan una moderada disminución de la volatilidad en el segundo período. Por último, los autores encuentran evidencia a favor de la hipótesis de que mayores niveles de inflación son causantes de un mayor nivel de incertidumbre.

4. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

La estrategia empírica utilizada sigue la línea propuesta por Ceccetti et al. (2006) basada en el estudio de cambios estructurales sobre modelos de series de tiempo. La identificación de cambios estructurales se realizó a partir del modelo de cambio estructural desarrollado en el trabajo de Bai y Perron (1998). El primer punto de esta sección presenta el procedimiento metodológico propuesto por Ceccetti et al. (2006) para identificar y estimar cambios estructurales en la volatilidad del producto y la Inflación. Seguidamente se presentan las principales características del modelo de cambio estructural desarrollado en Bai y Perron (1998).

4.1 IDENTIFICACIÓN Y ESTIMACIÓN DE CAMBIOS EN LA VOLATILIDAD DEL PRODUCTO Y LA INFLACIÓN

El método propuesto por Ceccetti et al. (2006) tiene una lógica sencilla que puede dividirse en dos pasos. El primero consiste en estimar un modelo simple que nos aproxime al comportamiento de la serie cuya volatilidad se pretende estudiar, en este caso la inflación y el nivel de actividad económica. Una vez estimado el modelo, el segundo paso consiste en el análisis de los residuos que surgen del mismo, lo que nos permite extraer conclusiones sobre la evolución de la volatilidad en las series originales de estudio.

De esta forma la metodología utilizada comienza por estimar la ecuación 1 correspondiente a un modelo autorregresivo de orden uno -AR(1)- tanto para la serie representativa del nivel de actividad como para la inflación, con el objeto de contar con una sencilla modelización para las mismas.

$$(1) \quad y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde y_t corresponde a la variable de estudio (*nivel de actividad y precios al consumo alternativamente*), μ representa una constante, ρ el coeficiente de persistencia del modelo AR y ε_t representan innovaciones independientes del tiempo aunque no necesariamente idénticamente distribuidas.

El modelo autorregresivo estimado incorporará quiebres en los parámetros si estos son detectados según la metodología de Bai y Perron (1998) que se analiza en la siguiente sección. La posibilidad de incorporar quiebres permite mejorar la modelización del comportamiento de la serie, logrando que los residuos del modelo representen más adecuadamente su volatilidad, en la medida que evita que se vean distorsionados por una modelización inadecuada (cambio de tendencia o en el coeficiente de persistencia).

El resultado de este primer paso del procedimiento es una serie de residuos estimados $\hat{\varepsilon}$, que nos permitirá el estudio de la volatilidad de las series originales, dado que se vincula directamente al grado de incertidumbre que existe para predecir su comportamiento. A partir de esta serie de residuos, se realiza la transformación sugerida por McConnell y Perez

Quiroz (2000), $\sqrt{\pi/2}|\hat{\varepsilon}_t|$, la que según demuestran los autores, representa un estimador insesgado del desvío estándar de ε_t , cuando éste sigue una distribución normal. Estas estimaciones del desvío estándar de los residuos del modelo autorregresivo constituirán nuestro indicador de volatilidad.

El segundo paso del análisis consiste en la búsqueda de quiebres estructurales en el modelo representado por la ecuación 2 (modelo de solo constante) lo que denotaría cambios en la volatilidad media de la serie de residuos.

$$(2) \quad \sqrt{\pi/2}|\hat{\varepsilon}_t| = \alpha + u_t$$

Donde α es una constante que representa la media de los residuos y u_t representa innovaciones independientes del tiempo.

En la medida en que nuestra aproximación a la volatilidad se realizó por medio de los residuos del modelo estimado según (1), la existencia de quiebres en el parámetro α de la ecuación (desvío estándar medio) aporta evidencia estadística sobre alteraciones estructurales en la volatilidad media de las variables de estudio, en este caso nivel de actividad e Inflación.

4.2 ESTIMACIÓN DE CAMBIOS ESTRUCTURALES. MODELO DE BAI Y PERRON (1998).

Bai y Perron (1998) consideran la estimación de cambios estructurales múltiples en un modelo lineal estimado por el método de mínimos cuadrados. Dichas estimaciones incluyen la posibilidad de *cambio estructural parcial* (un set de coeficientes permanece incambiado en toda la muestra) y de *cambio estructural puro* (cambian todos los parámetros).

El modelo considerado es una regresión lineal múltiple con m quiebres estructurales, es decir $(m+1)$ regímenes diferentes.

$$(3) \quad y_t = x_t^a \beta + z_t^a \delta_j + u_t \quad t = T_{j-1}+1, \dots, T_j$$

Para $j=1, \dots, m+1$. En este modelo y_t es una observación de la variable dependiente en el momento t ; x_t ($p*1$) y z_t ($q*1$) son vectores de variables explicativas (covariables) y β y δ_j son los vectores de coeficientes, correspondientes. Por último u_t es el error del modelo en el momento t .

La ecuación representa el modelo de un *cambio estructural parcial* puesto que los coeficientes β no dependen de los regímenes j , permaneciendo constantes en todo el período. Cuando $p=0$ (no hay coeficientes β) estamos ante un modelo de *cambio estructural*

puro. Este último caso es el que se aplica en este trabajo y por lo tanto el que se desarrollará en forma más detallada. La versión del modelo se simplifica de la siguiente forma:

$$(4) \quad y_t = z_t' \delta_j + u_t$$

Cabe señalar que en el modelo los puntos de quiebre ($\mathbf{T}_1, \dots, \mathbf{T}_j$) son tratados explícitamente como desconocidos, es decir que se determinan endógenamente (se utiliza la convención de $T_0=0$ y $T_{m+1}=T$). El método de estimación consiste en hallar los coeficientes δ_j y los puntos de quiebre al mismo tiempo. En el procedimiento, la varianza de los errores u_t no necesita ser constante.

La metodología de estimación propuesta por los autores se basa en el principio de los mínimos cuadrados. Para cada partición m hay asociada una estimación mínimo-cuadrado de los parámetros (δ), obtenida a partir de la minimización de la suma de cuadrados de los residuos. Para la estimación de los puntos de quiebre (\mathbf{T}_i) se buscan las particiones \mathbf{T}_i que minimizan la suma de los residuos entre todas las particiones posibles. Bai y Perron (2003) presentan un algoritmo basado en el principio de programación dinámica para estimar los puntos de quiebre como minimizadores globales de la suma de cuadrados de residuos. Lo básico del método fue desarrollado por Guthery (1974), Bellman y Roth (1969) y Fisher (1958).

Los autores parten de la base de que en un *sample* de \mathbf{T} observaciones, el máximo número de segmentos posibles es $\mathbf{T}(\mathbf{T}+1)/2$. De esta forma, calculando el modelo para cada uno de los segmentos posibles realizaríamos una cantidad de operaciones mínimo cuadrado de orden \mathbf{T}^2 . La estimación del modelo para cada uno de estos segmentos tiene asociado un resultado de suma de residuos al cuadrado, siendo la suma de cuadrados de los residuos global una combinación lineal del resultado obtenido para diferentes segmentos que completen el *sample* total. El método de programación dinámica propuesto por los autores puede ser visto como una forma eficiente de comparar las posibles combinaciones posibles.

En la práctica no todos los segmentos posibles son relevantes, sino que eso dependerá de la distancia mínima exigida entre cada quiebre, denominada " h ", y el número de quiebres que sean buscados, denominado " m ". Al exigir un número h de observaciones entre cada quiebre, todos los segmentos con una menor cantidad de observaciones dejan de ser relevantes. También dejan de ser relevantes todos los segmentos que comiencen entre la segunda observación y la observación h , independientemente de su dimensión, puesto que no permiten la existencia de un segmento adicional del tamaño mínimo requerido (h) anterior a ellos, y por lo tanto no sería posible lograr una combinación de segmentos que ocupe toda la muestra.

Adicionalmente, al considerar la búsqueda de m de quiebres ($m+1$ segmentos), dejan de ser relevantes todos aquellos segmentos muy largos, tal que las observaciones del *sample* que no están incluidas en él, no alcancen para alojar los restantes m segmentos de tamaño al menos igual a h .

Una vez que tenemos la suma de cuadrados de los residuos para cada uno de los segmentos relevantes, el trabajo consiste en buscar la combinación lineal de ellos, que ocupando toda

la muestra, de por resultado la menor suma de cuadrados de los residuos, constituyendo de esta manera un mínimo global.

Test estadísticos para múltiples quiebres estructurales

En este trabajo 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(I+1/I)}** y contrasta la hipótesis nula de l quiebres estructurales contra la hipótesis alternativa de $l+1$ quiebres.

a) Test de inexistencia de quiebres contra un número fijo de quiebres

El test **supF** es un tipo de test que considera como hipótesis nula la inexistencia de quiebres en la serie ($m=0$) contra una hipótesis alternativa de un número fijo de quiebres ($m=k$). Toma como insumo la estimación del modelo de partición óptima con m quiebres realizada según la metodología descrita anteriormente.

En primer lugar se toman (T_1, \dots, T_k) particiones, tal que $T_i = [T\lambda_i]$ ($i=1, \dots, k$), donde $\lambda = T_i/T$. Adicionalmente R es una matriz, tal que $(R\delta)' = (\delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{k+1})$. El test queda definido de la siguiente forma para el modelo general:

$$(5) \quad F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T} \left(\frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \hat{\delta}' R' (R \hat{V}(\hat{\delta}) R')^{-1} R \hat{\delta}$$

Donde $\hat{V}(\hat{\delta})$ es una estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de $\hat{\delta}$ que es robusta a la presencia de correlación serial y heteroscedasticidad. La estimación corresponde a:

$$(6) \quad \hat{V}(\hat{\delta}_i) = p \lim T (\bar{Z}' M_X \bar{Z})^{-1} \bar{Z}' M_X \Omega M_X \bar{Z} (\bar{Z}' M_X \bar{Z})^{-1}$$

$$\text{donde } \Omega = E(UU') \text{ y } M_X = I - X(X'X)^{-1} X'.$$

Siguiendo a Andrews (1993) los autores plantean que minimizar la suma de cuadrados es equivalente a maximizar el test. En este sentido la lógica de la prueba es sencilla. Se concluye a favor de la hipótesis alternativa (existencia de K quiebres estructurales en los coeficientes del modelo sujetos cambio) cuando la suma de cuadrados obtenida de la estimación del modelo con quiebres estructurales es significativamente más pequeña que la

suma de residuos al cuadrado obtenida de la estimación del modelo para el período completo. La distribución asintótica del test depende de la imposición del tamaño mínimo de las particiones h , que se denotará como $\varepsilon = h/T$. En el caso de un modelo de *cambio estructural puro* (el que se aplica en esta investigación), el test se simplifica al considerar que $p=0$ y no existe matriz X asociada a las variables determinantes cuyos coeficientes (β) permanecen fijos en todo el período. Este test es una generalización del test **supF** considerado por Andrews et. al. (1993) para el caso de un único quiebre $K=1$.

Varias versiones del test pueden ser construidas dependiendo de los supuestos realizados sobre los datos y los errores entre segmentos pues estos implican diferentes especificaciones en la construcción de la estimación de $\hat{V}(\hat{\delta})$ que surgen de la versión general presentada anteriormente⁶.

En la construcción de los test, los autores no consideran imponer la restricción de que los regresores z_t tengan la misma distribución entre segmentos, aun si la tuvieran. Las distribuciones asintóticas y valores críticos para el test, son presentados en Bai y Perron (1998) para $\varepsilon=0.05$ (con $\varepsilon=h/T$), valores de k desde 1 a 9 y valores de q desde 1 a 10. Cabe señalar que un valor tan pequeño de ε solo puede ser utilizado en el caso base en donde la distribución de los errores es homogénea entre segmentos y no existe correlación serial. Cuando la varianza de los errores es diferente entre segmentos o existe correlación serial debe ser usado un valor alto de ε . El código Gauss desarrollado por Perron aplicado en este trabajo genera estimaciones de valores críticos para $\varepsilon=0.1$, $\varepsilon=0.15$, $\varepsilon=0.2$ y $\varepsilon=0.25$. Las distribuciones asintóticas presentadas son únicamente válidas para el caso de datos sin tendencia. El caso de datos con tendencia es discutido en Bai (1999) quien proporciona diferentes distribuciones asintóticas. Cabe puntualizar que cuando $\varepsilon=0.1$, el máximo número de quiebres que pueden ser buscados son 8. En caso de considerar la posibilidad de 9 quiebres solamente existiría una partición posible correspondiente a $\hat{\lambda}_1 = 0,1, \dots, \hat{\lambda}_9 = 0,9$. Por el mismo motivo, para el caso de $\varepsilon=0.15$, el máximo número de quiebre posibles es 5, para $\varepsilon=0.2$ es 3 y para $\varepsilon=0.25$ es 2.

b) Test de l quiebres contra l+1 quiebres

Como se mencionó anteriormente, Bai y Perron (1998) proponen un test de l quiebres estructurales contra la hipótesis de $l+1$ quiebres en los coeficientes del modelo estimado, al que denominan **supF_{T(l+1/l)}**. El método consiste en la aplicación de $l+1$ test donde la hipótesis nula es la inexistencia de cambios estructurales contra una hipótesis alternativa de un cambio simple, por lo que el test toma la misma forma presentada para el test **supF** tomado $K=1$. De esta forma, existen las mismas opciones respecto a la especificación de la distribución de los errores y datos entre segmentos. El test es aplicado a cada segmento que

⁶ Ver Bai y Perron (2003) pp. 10 por un detalle completo de las especificaciones de la matriz $\hat{V}(\hat{\delta})$ ante diferentes supuestos referidos a la distribución de los datos y los errores entre segmentos.

contiene las observaciones \hat{T}_{i-1} a \hat{T}_i ($i = 1, \dots, l+1$) donde las particiones \hat{T}_i son calculadas a partir del algoritmo de minimización global de suma de cuadrados.

Se concluye a favor de un modelo con $l+1$ quiebres si el mínimo valor de la suma de cuadrados de los residuos (en todos los segmentos donde un quiebre adicional es incluido) es significativamente más pequeño que la suma de cuadrados de los residuos en el modelo con l quiebres. Valores críticos asintóticos son provistos por Bai y Perron con un $\epsilon=0,05$ y q desde 1 a 10. Valores críticos adicionales para $\epsilon=0,1$ $\epsilon=0,15$ $\epsilon=0,2$ y $\epsilon=0,25$ son obtenidos a partir del código Gauss utilizado. También para este test es válida la recomendación de utilizar únicamente un valor reducido de ϵ en el caso donde no exista correlación serial de los errores y estos se distribuyan en forma homogénea en los diferentes segmentos.

c) Procedimiento para estimar la existencia y número de quiebres estructurales.

Bai y Perron (2003) recomiendan para aplicaciones empíricas utilizar de forma combinada los dos test anteriormente presentados. Plantean utilizar el test **supF** 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 sola aplicación secuencial 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 de quiebres (esto ocurre, por ejemplo, cuando dos quiebres están presentes y el valor de los coeficientes retornan a los valores originales luego del segundo quiebre). 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)**.

Procedimientos comúnmente utilizados para determinar cambios estructurales se basan en criterios de información. Yao (1988) sugiere utilizar el Criterio de Información Bayesiano (BIC) mientras que Liu et al. (1997) sugiere una modificación del criterio Schwarz (LWZ). En general seleccionar la cantidad de quiebres utilizando el criterio BIC arroja buenos resultados cuando hay quiebres presentes, pero es menos eficiente bajo la hipótesis nula de inexistencia de quiebres, especialmente si hay correlación serial. El criterio LWZ es mejor (siempre con correlación serial) bajo la hipótesis nula, pero impone una alta penalización que se traslada a malas performances en caso de que existan quiebres. Adicionalmente, los procedimientos basados en criterios de información, a diferencia del método secuencial, no permiten tomar en cuenta potencial heterogeneidad entre segmentos. En general el procedimiento secuencial tiene mejor performance por lo que siguiendo la recomendación de Bai y Perron (2003) es el procedimiento que se utilizará en el presente trabajo.

5. ANÁLISIS EMPÍRICO: EVOLUCIÓN DE LA VOLATILIDAD MACROECONÓMICA EN URUGUAY 1985-2009

5.1 DATOS UTILIZADOS EN EL ANÁLISIS

Siguiendo la metodología presentada en el capítulo anterior, se estudió por separado, a partir de modelos univariados de cambio estructural endógeno, la evolución de la volatilidad del nivel de actividad y la inflación.

Para analizar la evolución de la volatilidad de la inflación se trabajó con una serie de brecha de inflación, calculada a partir de la aplicación de un filtro de Hodrick-Prescott sobre el crecimiento interanual del Índice de Precios al Consumo del Instituto Nacional de Estadística (INE). Las estimaciones se realizaron con datos mensuales para el período 1985:01-2009:06. El objetivo fue analizar la volatilidad de la inflación comparativamente con los valores establecidos como meta por parte de la autoridad monetaria. Considerando la falta de información respecto de los registros de inflación asumidos como objetivo por el Banco Central en gran parte del período de estudio, se optó por tomar la tendencia de la serie como representativa del valor target⁷. Por lo tanto se estudió la volatilidad de la inflación respecto de su tendencia de largo plazo.

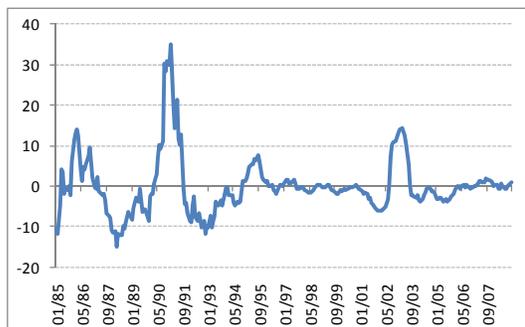
Por su parte, para analizar la volatilidad del nivel de actividad se utilizó una serie de brecha de producto calculada también a partir de la aplicación de un filtro de Hodrick-Prescott, en este caso, sobre una serie desestacionalizada del Índice de Volumen Físico del PIB. Se utilizaron datos de frecuencia trimestral para el período 1985:I-2009:II. Al igual que para la inflación, se utilizó una estimación de la brecha de producto a los efectos de analizar la volatilidad respecto de algún valor establecido como objetivo por parte de la autoridad monetaria. De esta forma, se estaría suponiendo que el Banco Central tiene como objetivo que el producto observado se ubique en torno a su nivel de tendencia. El cuadro 5.1.1 muestra las dos series utilizadas en el análisis⁸.

⁷ La decisión de eliminar del análisis el componente de tendencia de la serie se torna relevante, principalmente durante los primeros años de la década del noventa, puesto que a partir de la instauración del plan de estabilización, la inflación adquiere una clara tendencia a la baja que se prolonga durante varios años. De ser tenido en cuenta en el análisis el componente de tendencia, se estaría sobre-estimando la varianza de la serie en dicho período.

⁸ A los efectos de corroborar la robustez de los resultados se realizaron estimaciones alternativas utilizando la serie de inflación interanual (con tendencia) para estudiar la volatilidad de los precios y la tasa de crecimiento desestacionalizada del índice de volumen físico del PIB para analizar la volatilidad del nivel de actividad.

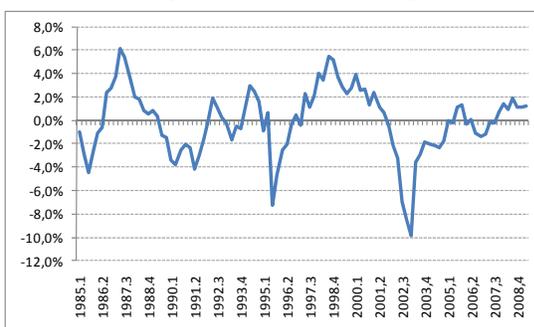
Cuadro 5.1.1 – Series analizadas

Gráfico 5.1.1 – Brecha de inflación interanual (en %)



Fuente: Elaboración propia en base a datos INE.

Gráfico 5.1.2 – Componente Cíclico del PIB (en % de la tendencia)



Fuente: Elaboración propia en base a datos BCU.

Cabe destacar finalmente que se decidió trabajar con la inflación en términos interanuales, a los efectos de dejar de lado la volatilidad de corto plazo intra-anual asociada a fenómenos estacionales, que no debería constituir un objetivo para la política económica. En este sentido, es importante señalar que el presente análisis se centra en el proceso de volatilidad de mediano y largo plazo asociado a los componentes cíclicos de las series⁹, sobre la que si tiene sentido considerar la intervención de políticas macroeconómicas de estabilización.

5.2 EVOLUCIÓN DE LA VOLATILIDAD CÍCLICA DEL PIB

Siguiendo la metodología desarrollada en la sección anterior, el primer paso del análisis consistió en la estimación de un modelo autorregresivo de orden uno para la serie de brecha de producto. En la estimación se analizó la existencia de quiebres estructurales¹⁰ de modo de permitir modificaciones del modelo en el período de estudio. Considerar la presencia de cambios estructurales, tiene por objetivo captar las transformaciones en el comportamiento de la serie, de forma de no confundir, por ejemplo, cambios de tendencia o en la persistencia, con movimientos en la volatilidad, como ocurriría de trabajar directamente con una serie de desvío estándar por ventanas móviles.

La estimación del modelo, que se presenta en el cuadro 5.2.1, junto con los test de cambio estructural realizados, arrojó la existencia de un quiebre estructural, cuya estimación puntual corresponde al primer trimestre de 2003. Esto indica que el comportamiento del

⁹ La reducción del componente estacional del PIB que se observara a partir de las Cuentas Nacionales 1997 (probablemente explicada por una mayor calidad de los datos), no influye en los resultados obtenidos en este trabajo que como se indicó se concentra en la volatilidad cíclica dejando de lado las fluctuaciones estacionales.

¹⁰ El análisis de quiebres estructurales en la serie se realizó según la metodología de minimización global de la suma de cuadrados desarrollado por Bai y Perron (2003), presentada en la sección anterior. Se permitió la existencia de hasta tres quiebres estructurales ($m=3$) con la restricción de que la mínima distancia entre quiebres fuera de 19 observaciones ($h=19$), es decir un 20% del total de la muestra.

componente cíclico del PIB sería estadísticamente diferente en el período posterior a 2003:01, respecto al período comprendido entre 1985:I y 2002:IV. Específicamente se observa que el coeficiente de persistencia sería significativamente más reducido a partir del cambio estructural hallado. Las salidas completas de las estimaciones (que incluyen los valores críticos para los test de cambio estructural) se presentan en el Anexo 1. Las estimaciones se realizaron utilizando un código GAUSS desarrollado por Perron para la aplicación empírica del modelo de cambio estructural desarrollado en Bai y Perron (1998).

Una vez estimado el modelo para la serie representativa del componente cíclico del PIB, el segundo paso del análisis, consistió en la construcción de una serie de residuos a partir de los errores del modelo estimado. Seguidamente se aplicó a dicha serie la transformación de McConell y Perez Quiroz (2002)¹¹ la cual representa un estimador insesgado del desvío estándar de los residuos del modelo¹² (ε_t), cuando estos son normales¹³. Por último, sobre la nueva serie construida, que constituye un indicador de volatilidad del componente cíclico del PIB, se realizó un análisis de cambio estructural, considerando un modelo solo con constante (ver ecuación 2). De esta forma se analizó si la volatilidad promedio del componente cíclico del PIB mostró cambios estructurales, ya sea al alza o a la baja, en el período de estudio.

Cuadro 5.2.1 – Modelo estimado y Test de cambio estructural para el componente cíclico del PIB

PIB				
<i>m=3</i>	<i>h=19</i>			
<i>supFT(1)</i>	<i>supFT(2)</i>	<i>supFT(3)</i>	<i>SupFτ(2/1)</i>	<i>SupFT(3/2)</i>
16,22	21,41	13,71	14,43	3,30
Número de quiebres seleccionados por el criterio secuencial 1				
Parámetros estimados para el modelo				
\hat{T}	$\mu 1$	$\rho 1$	$\mu 2$	$\rho 2$
2003:I	-0,01	0,92	0,00	0,52
[2002:III-2003:IV]	[-0,49]	[13,54]	[0,187]	[6,78]

Fuente: Elaboración propia. / m denota en número de quiebres testeado y h la mínima cantidad de observaciones exigida para la conformación de un segmento. Nota: Las estimaciones se realizaron al 1% de significación.

Utilizando el criterio secuencial de Bai y Perron (1998), desarrollado anteriormente, se encontró un cambio estructural en el indicador de volatilidad. La estimación puntual del quiebre se ubica en el tercer trimestre de 2003 y señala una reducción de la volatilidad cíclica del orden del 43%. En efecto, mientras que la volatilidad promedio durante el primer

¹¹ Ver ecuación 3.2 del capítulo 3.

¹² Utilizaremos este indicador para aproximarnos a la volatilidad del nivel de actividad dado que como se explicó en el capítulo 3 al surgir de los residuos del modelo, este indicador no confunde cambios en la tendencia del PIB con incrementos de la volatilidad.

¹³ Se analizó la normalidad de los residuos utilizando el test Jarque-Bera. No se pudo rechazar la hipótesis nula de normalidad al 5% de significación.

período encontrado representa 1,5 puntos porcentuales de la tendencia, en el segundo período es de 0,9 puntos porcentuales. Como se puede observar, el quiebre en el indicador de volatilidad se produce prácticamente en simultáneo con el cambio estructural en el modelo correspondiente a la Brecha de producto. Es decir que a partir de 2003 parece haberse dado un cambio en el comportamiento promedio de la Brecha de Producto, que a su vez fue acompañado por un descenso de su volatilidad. El cuadro 5.2.2 presenta los resultados del modelo estimado para la volatilidad y de los test de cambio estructural.

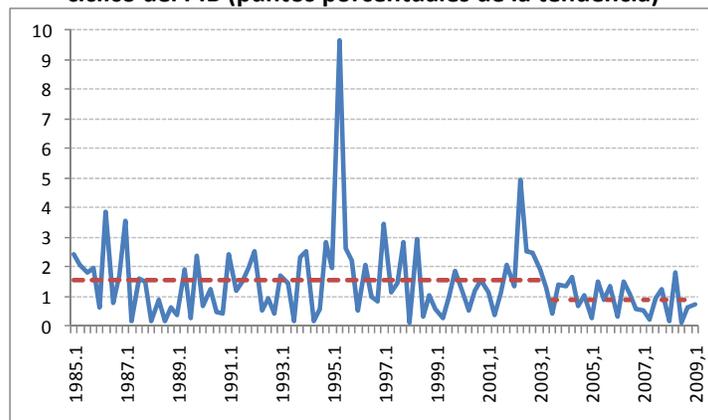
En el gráfico 5.2.1 se representa la serie del indicador de volatilidad (construido a partir de la transformación de McConell y Perez Quiroz) conjuntamente con la volatilidad promedio para cada período. Como se puede observar en el gráfico, el indicador de volatilidad presenta una trayectoria estable sobre el nivel promedio en cada uno de los períodos, destacándose únicamente dos valores atípicos correspondientes a la crisis del Tequila de 1995 y a la crisis de 2002.

Cuadro 5.2.2 - Modelo estimado y Test de cambio estructural para el indicador de volatilidad cíclica del PIB

$m=3$	$h=19$			
$supFT(1)$	$supFT(2)$	$supFT(3)$	$SupF_T(2/1)$	$SupFT(3/2)$
12,24	1,86	4,47	2,07	2,16
Número de quiebres seleccionados por el criterio secuencial 1				
Parámetros estimados para el modelo con un quiebre				
\hat{T}		$\mu 1$		$\mu 2$
2003:III		1,6		0,9
[2003:II-2004:IV]		[9,767]		[8,2052]

Fuente: estimaciones propias. /Nota: Las estimaciones se realizaron al 1% de significación. /m denota en número de quiebres testeado y h la mínima cantidad de observaciones exigida para la conformación de un segmento

Gráfico 4.3.1 – Indicador de volatilidad de McConell y Perez Quiroz para el componente cíclico del PIB (puntos porcentuales de la tendencia)



Fuente: estimaciones propias

En síntesis, los resultados obtenidos señalan que en los últimos años Uruguay habría presentado una reducción en la volatilidad de su actividad económica en línea con el fenómeno de estabilización observado a nivel internacional. El hecho de que la mayor estabilidad del nivel de actividad sea reciente, es coincidente con la evidencia disponible para el caso de países emergentes en donde la moderación se ha observado principalmente desde finales de la década del noventa o comienzos de la presente década. Cabe señalar que estos resultados son robustos a distintas especificaciones del modelo estimado y ante la utilización de diferentes series como representativas del nivel de actividad económica¹⁴.

Es necesario, sin embargo, hacer dos consideraciones que pueden relativizar en cierta forma la evidencia hallada. En primer lugar, la cantidad de observaciones en el período de baja volatilidad es reducida (comprende 23 trimestres), lo que no abarca un ciclo económico completo. En segundo lugar y vinculado a lo anterior, durante el período de menor volatilidad (2003:III-2009:II) el país atravesó por una etapa de fuerte crecimiento económico. Siguiendo a Pena (2001) las etapas del ciclo económico de fuerte crecimiento corresponderían a la fase de menor volatilidad lo que podría cuestionar el carácter estructural de la moderación señalada.

5.3 EVOLUCIÓN DE LA VOLATILIDAD DE LA INFLACIÓN

El procedimiento utilizado para analizar la evolución de la volatilidad de inflación, fue exactamente el mismo que para el componente cíclico del PIB. Aquí se exponen los principales resultados obtenidos, en tanto que en el Anexo 2 se presentan las salidas completas de las estimaciones realizadas.

Nuevamente el primer paso del análisis consistió en estimar un modelo autorregresivo de orden uno. Se analizó la existencia de quiebres estructurales en los coeficientes del modelo autorregresivo¹⁵, no encontrando ningún quiebre en el período de estudio. Esto indicaría que la persistencia de la brecha de inflación ha permanecido estable entre 1985 y 2009. El cuadro 5.3.1 presenta el modelo estimado junto con los resultados de los test de cambio estructural.

¹⁴ Cabe señalar que se realizaron tres estimaciones alternativas para probar la robustez de los resultados: En primer lugar, se realizó el mismo ejercicio anterior pero cambiando la especificación del modelo AR(1) en la primera etapa, por una especificación levemente más compleja $y_t = c + \rho y_{t-1} + \rho y_{t-4} + \varepsilon_t$. En segundo lugar, se realizaron estimaciones tomando como serie de referencia para el nivel de actividad la tasa de crecimiento desestacionalizada del índice de volumen físico del PIB. Por último se realizaron estimaciones tanto para la brecha de producto como para la tasa de crecimiento desestacionalizada del IVF del PIB para el período 1985:I-2008:IV utilizando la serie base 1983, de modo de analizar si los resultados podrían verse significativamente alterados por el cambio de Base de Cuentas Nacionales. Los resultados son similares en todos los casos, aunque en el caso de la Brecha de producto base 1983, si bien la partición que minimiza la suma de cuadrados es similar, el test de cambio estructural es levemente no significativo.

¹⁵ Se testeó la existencia de hasta tres quiebres estructurales ($m=3$), con la restricción de que la cantidad de observaciones entre dos quiebres consecutivos debe ser de al menos 57 observaciones ($h=57$), es decir de al menos el 20% del total de la muestra.

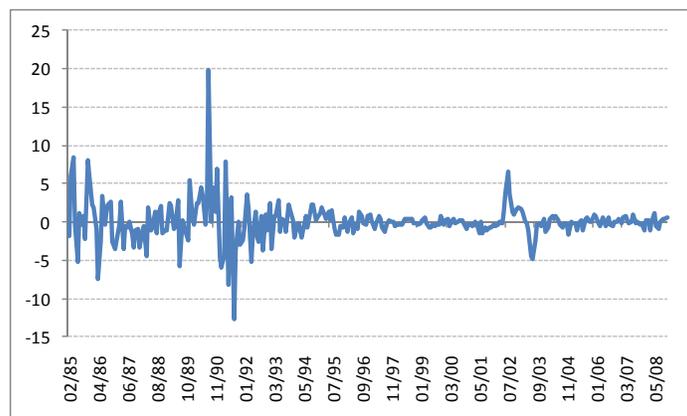
Cuadro 5.3.1 – Modelo estimado y Test de cambio estructural para la brecha de inflación

$m=3$	$h=57$			
$supFT(1)$	$supFT(2)$	$supFT(3)$	$SupF\tau(2/1)$	$SupFT(3/2)$
11,54	8,69	17,36	12,18	36,46
Número de quiebres seleccionados por el criterio secuencial 0				
Parámetros estimados para el modelo con un quiebre				
	$\mu 1$		$\rho 1$	
	0,5821		0,9324	
	[0,2639]		[44,869]	

Fuente: Elaboración propia.

El segundo paso del análisis se basó en estudiar la serie de residuos obtenidos a partir del modelo estimado. El gráfico 5.3.1 presenta la serie de residuos del modelo estimado, donde visualmente se aprecia una clara no estacionariedad en varianza. No obstante, los siguientes pasos de la metodología nos permiten complementar con test estadísticos la percepción visual de una reducción de la volatilidad de la inflación en la segunda mitad de la muestra.

Gráfico 5.3.1 – Residuos del modelo autorregresivo para la brecha de inflación interanual (en puntos porcentuales de inflación)



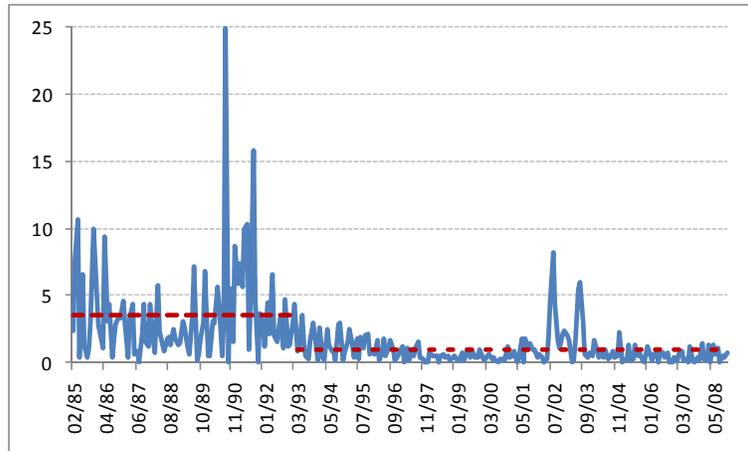
Fuente: estimaciones propias

A partir de la serie de residuos obtenida se realizó la transformación de McConell y Perez Quiroz (2002) de modo de obtener una nueva serie conformada por estimaciones insesgadas del desvío estándar de los residuos para cada observación. Siguiendo la metodología de Ceccetti et al. (2006) se procedió a estudiar la existencia de quiebres estructurales sobre un modelo que incluye solamente una constante, de modo de analizar si el desvío estándar promedio de la inflación presentó en el período considerado algún quiebre estructural.

A partir del análisis de los diferentes *supF* test se rechazó la hipótesis de no existencia de quiebres estructurales en el modelo para la volatilidad de la inflación. Posteriormente,

aplicando el procedimiento secuencial a partir de los test $supF(I/I+1)$ se determinó la existencia de un único quiebre. El cuadro 5.3.2 presenta el modelo estimado, en tanto el gráfico 5.3.2 muestra la serie del estimador de McConnell y Perez Quiroz para la volatilidad de la inflación, conjuntamente con el coeficiente estimado para cada uno de los sub-períodos encontrados.

Gráfico 5.3.2 – Indicador de volatilidad de McConnell y Perez Quiroz del Desvío para la inflación interanual (puntos porcentuales de inflación)



Fuente: Estimaciones propias

Cuadro 5.3.2 – Modelo estimado y test de cambio estructural para la volatilidad de la brecha de inflación

$m=5$		$h=43$		
$supFT(1)$	$supFT(2)$	$supFT(3)$	$supFT(4)$	$supFT(5)$
40,60	21,71	23,05	19,08	21,10
$SupFT(2/1)$	$SupFT(3/2)$	$SupFT(4/3)$	$SupFT(5/4)$	
5,281	5,280	0,522	35,638	
Número de quiebres seleccionados por el criterio secuencial 1				
Parámetros estimados para el modelo con un quiebre				
\hat{T}	$\mu 1$	$\mu 3$		
1993-03	3,497	0,915		
[1992-11 ; 1994-09]	[15,213]	[5,5284]		

Fuente: elaboración propia¹⁶. Los test se realizaron al 1% de significación, en tanto que los intervalos de confianza para el punto de quiebre se expresan con un 90% de confianza

El quiebre estructural de la volatilidad promedio de la inflación se ubica en marzo de 1993. Tenemos de esta forma dos sub-períodos en los que la volatilidad de la inflación muestra un comportamiento estadísticamente diferente. En el primer período que va desde enero de 1985 hasta marzo de 1993 el desvío estándar promedio de los residuos del modelo se ubica en 3,49 puntos porcentuales de inflación. La volatilidad se reduce significativamente (73%)

¹⁶ Los intervalos de confianza para los quiebres están expresados con un 90% de confianza. Los valores críticos para los test se presentan en el punto 2 del anexo, junto con la salida completa de la estimación.

hacia el segundo período que va desde el quiebre encontrado hasta el final del período de estudio (junio de 2009). El desvío estándar promedio en este caso se ubica en 0,915 puntos porcentuales de inflación¹⁷.

En síntesis, la evidencia encontrada indica un fuerte proceso de reducción de la volatilidad de la inflación con un quiebre estructural a partir del año 1993. Cabe destacar que la reducción de la volatilidad de la inflación ocurre conjuntamente con una significativa reducción del nivel de la inflación. En efecto, hacia marzo de 1993 la inflación se ubicaba levemente por encima del 50% anual, lo que representa una caída muy importante respecto de los valores superiores al 100% observados entre 1990 y 1991, pero también respecto al promedio de todo el período de alta volatilidad (1985-1993) que se ubicó en 79%. En este sentido, estos resultados se encuentran en sintonía con la evidencia presentada en Della Mea y Pena (1996) que plantea una clara asociación entre el nivel de la inflación y su volatilidad.

5.4 SÍNTESIS DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS

La evidencia presentada indica que el Uruguay habría experimentado en los últimos años un proceso de estabilización de sus resultados macroeconómicos representados a partir del componente cíclico del PIB y la inflación. Estos resultados proponen que la evolución de la volatilidad económica en los últimos años en el Uruguay está en línea con la tendencia observada en las últimas décadas a nivel internacional. También la evidencia muestra que la economía uruguaya se habría estabilizado recientemente y no desde la década de los ochenta como señala la literatura para el caso de los países desarrollados. Esta característica se encuentra en sintonía con los resultados obtenidos en estudios para países emergentes que muestran una moderación más reciente. En este sentido, la evolución de la volatilidad macroeconómica en el Uruguay, en principio, no presenta aspectos muy novedosos que la diferencien de los países emergentes para los cuales se ha estudiado el tema y que fueran analizados en la segunda sección.

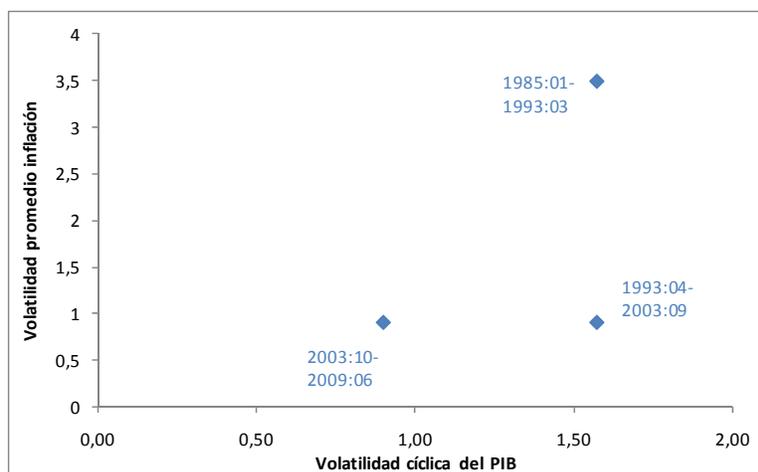
Otro elemento a destacar de los resultados encontrados es que el proceso de moderación no se da en forma simultánea en ambos indicadores. En efecto, mientras que la estabilización en los resultados de inflación se observan desde comienzos de los noventa, la mayor estabilidad del nivel de actividad es un evento mucho más reciente (desde mediados de 2003). De esta forma en el período de análisis quedan conformados tres sub-períodos diferenciados por su nivel de volatilidad. El primer sub-período comprendido entre 1985 y 1993 se caracteriza por una elevada volatilidad tanto de la inflación como del nivel de actividad. En el segundo período -ubicado entre 1993 y 2003- la volatilidad de la inflación se reduce sustancialmente pero la volatilidad de la actividad económica se mantiene en niveles elevados. Por último, a partir del año 2003 se observa un contexto de reducida

¹⁷ También en este caso se realizaron estimaciones alternativas para contrastar la robustez de los resultados. En primer lugar, se probó especificar un modelo $y_t = c + \rho y_{t-1} + \rho y_{t-12} + \varepsilon_t$, (donde y_t representa la brecha de inflación) en la primera etapa del análisis. En segundo lugar se realizaron las mismas estimaciones pero para la serie de inflación interanual (en lugar de la brecha de inflación). En ambos casos los resultados obtenidos son muy similares.

volatilidad tanto de la inflación como del nivel de actividad. Cabe señalar que la secuencia temporal de reducción en la volatilidad de la inflación seguida de una moderación del nivel de actividad tampoco constituye un fenómeno peculiar del Uruguay; generalmente ocurrió de esa forma a nivel internacional, proponiéndose incluso en algunos trabajos (Blanchard y Simons (2001) y De Gregorio (2008)) la existencia de una relación causal desde la volatilidad de los precios a la volatilidad del nivel de actividad.

El gráfico 5.4.1 ubica los diferentes puntos de performance en términos de estabilidad macroeconómica hallados, en un cuadrante que combina en el eje de las abscisas la variabilidad de la inflación con la variabilidad del componente cíclico del PIB en el eje de las ordenadas. En este gráfico los puntos más cercanos al origen indican mayor estabilidad macroeconómica, en tanto que los puntos más alejados del origen son indicativos de mayor volatilidad. Como se puede apreciar claramente, la performance macroeconómica es notoriamente más estable en el período 2003.II-2008.IV que en el resto de los sub-períodos observados. A su vez, se observa que el peor desempeño en términos de volatilidad macroeconómica se da a comienzos del período de estudio.

Gráfico 5.4.1 – Puntos de Performance en términos de estabilidad Macroeconómica para el período (1985-2009)



Fuente: Estimaciones propias

6. CONCLUSIONES

Este trabajo se planteó como objetivo analizar mediante modelos de cambio estructural endógeno la evolución de la volatilidad del producto y la inflación en Uruguay entre 1985 y 2009 tratando de aportar elementos que permitan concluir si Uruguay siguió la tendencia internacional de estabilización macroeconómica conocida en la literatura como el proceso de la “Gran Moderación”. El análisis se focalizó sobre la volatilidad de la actividad económica y de la inflación, aspectos que fueron asumidos como representativos de la volatilidad macroeconómica del país.

La evidencia encontrada en este trabajo sugiere que efectivamente Uruguay habría participado del proceso de estabilización macroeconómica integrándose tardíamente al mismo. Esta integración tardía al fenómeno de la gran moderación es coincidente con lo ocurrido la mayor parte de los países emergentes para los que hay evidencia disponible. En el período de estudio (1985-2009) se encuentran tres períodos diferenciados en cuanto a su volatilidad macroeconómica. Los años comprendidos entre 1985 y 1993 se caracterizan por una elevada volatilidad tanto del nivel de actividad como de la inflación. Entre 1993 y 2003 se observa un período intermedio con una significativa reducción de la volatilidad de la inflación que coexiste con una volatilidad elevada del nivel de actividad. Por último, a partir de 2003 se encuentra una reducción de la volatilidad en el nivel de actividad en tanto se mantiene una volatilidad reducida de la inflación, dando por resultado el período de mayor estabilidad macroeconómica de los años analizados.

Cabe señalar que la evidencia encontrada no aporta información respecto de las causas explicativas de la mayor estabilidad, ni por tanto, de su carácter estructural o coyuntural. Se dedica únicamente a señalar tal fenómeno como un hecho estilizado del comportamiento macroeconómico reciente en el país; el análisis de sus causas será objeto de próximas investigaciones.

BIBLIOGRAFÍA

- Andrews, D. (1993): "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point". Econometrica 61: 821–856.*
- Bai J. (1999). "Likelihood ratio tests for multiple structural changes". Journal of Econometrics 91: 299–323.*
- 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.*
- Bellman R y Roth R. (1969). "Curve fitting by segmented straight lines". Journal of the American Statistical Association 64: 1079–1084.*
- Bernanke, B. (2004), "The Great Moderation", comentarios del Presidente de la Reserva Federal en el encuentro de Eastern Economic Association, Washington, DC.*
- Betancour, C., De Gregorio, J. y Medina, J. (2008), "The Great Moderation and the Monetary Transmission Mechanism in Chile," BIS Papers No. 35, Bank of International Settlements, pp. 159-178.*
- Blanchard, O. y Simon, J. (2001) "The Long and large decline in U.S. Output Volatility". Brookings papers on Economic Activity, Vol. 2001, N°1, pp 135-164.*
- Cecchetti, S. y Ehrmann, M. (2000). "Does inflation targeting increase output volatility? An international comparison of policy-makers' preferences and outcomes". Banco Central de Chile. Documentos de Trabajo N° 69. Abril de 2000*
- Cecchetti S.G, Flores-Lagunes, A. y Krause, S. (2001). "Has Monetary Policy Become More Efficient in Mexico?". Central Bank of Mexico Research Document Series, 2001-01.*
- Cecchetti S.G, Flores-Lagunes, A. y Krause, S. (2004), "Has monetary policy become more efficient? A cross-country analysis". NBER Working Paper No 10973.*
- Cecchetti S.G, Flores-Lagunes, A. y Krause, S. (2005), "Sources of Changes in the Volatility of Real Growth," en C. Kent y D. Norman (eds.), The Changing Nature of the Business Cycle, Presentado en la conferencia realizada en el H.C. Coombs Centre for Financial Studies, Reserve Bank of Australia.*
- Clarida, R. Galí, J. y Gertler, M. (2000): "Monetary Policy Rules and macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," Quarterly Journal of Economics, CXV, 147–180.*
- Dalsgaard, T. Elmeskov, J. y Park, CY (2002). "Ongoing changes in the business cycle: evidence and causes" OECD Economics Department Working Paper N° 315.*
- De Gregorio, J. (2008), "Gran Moderación y Riesgo Inflacionario: Una mirada desde Economías Emergentes". Documentos de Política Económica. Banco Central de Chile. N° 24, Mayo 2008.*

Della Mea, U. y Pena, A. (1996): "Explorando la incertidumbre inflacionaria: 1973-1995". Revista de Economía, Segunda Época Vol. III N° 2, Banco Central del Uruguay, Mayo 1998

Dynan, K. Elmendorf, D. y Sichel, D (2005). "Can financial innovation explain the reduced volatility of economic activity? Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (Financial Innovation, Risk and Fragility) University of Rochester, 15-16 April

Fisher, WD.(1958). "On grouping for maximum homogeneity". Journal of the American Statistical Association 53: 789–798.

Gali, J. y Gambetti, L. (2007), "On the Sources of the Great Moderation," Economics Working Papers N° 1041, Universitat Pompeu Fabra.

Gambetti, L. Pappa, E. y Canova, F. (2006): "The Structural Dynamics of US Output and Inflation: What Explains the Changes?" Journal of Money Credit, and Banking, forthcoming.

Gonçalves, C y Salles, J. (2008). "Inflation targeting in emerging economies: What do the data say?" Journal of development economics 85, pp. 312-318.

Guthery, S (1974). "Partition regression". Journal of the American Statistical Association 69 : 945-947

Kamil, H. y Lorenzo, F. (1998) "Caracterización de las fluctuaciones cíclicas en la economía uruguaya". Revista de Economía, Segunda Época Vol. V N° 1, Banco Central del Uruguay, Mayo 1998

Kent, C. Smith, K y Holoway, J. "Declining output volatility: What role for structural change? Reserve Bank of Australia, Reserch Discussion Papper 2005-08.

Kim, C. y Nelson, C. (1999), "Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov Switching Model of the Business Cycle," The Review of Economics and Statistics 81(4) pp. 608-616.

Liu, J. Wu, S. Zidek, JV. (1997). "On segmented multivariate regressions". Statistica Sinica 7: 497–525.

McConnell, MM. y Perez-Quiros (2000), "Output fluctuations in the United States: what has changed since the early 1980s?", American Economic Review, 90(5), pp 1464–1476.

Ochoa, J. (2009), "Eficiencia de la política monetaria en Chile ¿existieron mejoras?" Economía Chilena 12(1): 39-49.

Pena, A. (2004). "El ciclo económico en Uruguay – Un modelo de Switching regimes". XIX Jornadas de Economía, Banco Central del Uruguay. Agosto 2004

Perotti, R. (2005). "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries". Centre for Economic Policy Research Discussion Paper N° 4842.

Rogoff, K. (2004). "Globalization and Global Disinflation," in *Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy*, pp. 77-112. Federal Reserve Bank of Kansas City.

Sims, C. y Zha, T. (2006): "Were There Regime Switches in U.S. Monetary Policy?," *American Economic Review*, forthcoming.

Stock, J. y Watson, M. (2003). "Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations," en *Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy*, pp. 9-56, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Summers, . (2005), "What Caused The Great Moderation? Some Cross-Country Evidence," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, tercer trimestre, pp. 5-32.

Yao, Y. (1988): "Estimating the number of change-points via Schwarz' criterion". *Statistics and Probability Letters* 6: 181–189.

Zunino, G. (2009), "Volatilidad del Producto y la inflación en Uruguay: ¿Cuál fue el rol de la política monetaria". *Monografía UDELAR, Facultad Ciencias Económicas y Administración*

ANEXO ECONOMETRICO

1. ANÁLISIS DE CAMBIO ESTRUCTURAL PARA EL NIVEL DE ACTIVIDAD

1.1 Salida del Modelo AR(1) para la Brecha de Producto

The options chosen are:

h = 19.0000

eps1 = 0.2000

hetdat = 1.0000

hetvar = 1.0000

hetomega = 1.0000

hetq = 1.0000

robust = 0.0000 (prewhit = 1.0000)

The maximum number of breaks is: 3.0000

Output from the global optimization

The model with 1.0000 breaks has SSR : 0.0221

The dates of the breaks are: 72.0000

The model with 2.0000 breaks has SSR : 0.0195

The dates of the breaks are:

52.0000

72.0000

The model with 3.0000 breaks has SSR : 0.0184

The dates of the breaks are:

25.0000

51.0000

72.0000

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: 16.2249

The supF test for 0 versus 2.0000 breaks (scaled by q) is: 21.4121

The supF test for 0 versus 3.0000 breaks (scaled by q) is: 13.7056

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

b) Dmax tests against an unknown number of breaks

The UDmax test is: 21.4121

(the critical value at the 10.0000 % level is: 9.6600)

(the critical value at the 5.0000 % level is: 11.1600)

(the critical value at the 2.5000 % level is: 12.6800)

(the critical value at the 1.0000 % level is: 14.9200)

The WDmax test at the 10.0000 % level is: 25.3643
(The critical value is: 10.4600)

The WDmax test at the 5.0000 % level is: 26.1809
(The critical value is: 12.1500)

The WDmax test at the 2.5000 % level is: 26.9578
(The critical value is: 13.8700)

The WDmax test at the 1.0000 % level is: 28.2716
(The critical value is: 16.5200)

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

The supF(2.0000 | 1.0000) test is : 14.4283

It corresponds to a new break at: 52.0000

The supF(3.0000 | 2.0000) test is : 3.3043

It corresponds to a new break at: 25.0000

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 10.0000 %

The first break found is at: 72.0000

The next break found is at: 52.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 2.0000

Output from the sequential procedure at significance level 5.0000 %

The first break found is at: 72.0000

The next break found is at: 52.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 2.0000

Output from the sequential procedure at significance level 2.5000 %

The first break found is at: 72.0000

The next break found is at: 52.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 2.0000

Output from the sequential procedure at significance level 1.0000 %

The first break found is at: 72.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the repartition procedure for the 10.0000 % significance level

The updated break dates are :

52.0000

72.0000

Output from the repartition procedure for the 5.0000 % significance level

The updated break dates are :

52.0000

72.0000

Output from the repartition procedure for the 2.5000 % significance level

The updated break dates are :

52.0000

72.0000

Output from the repartition procedure for the 1.0000 % significance level

The updated break dates are : 72.0000

Output from the estimation of the model selected by the sequential method at significance level 1.0000 %

Valid cases: 97 Dependent variable: Y
Missing cases: 0 Deletion method: None
Total SS: 0.080 Degrees of freedom: 93
R-squared: 0.724 Rbar-squared: 0.715
Residual SS: 0.022 Std error of est: 0.015
F(4,93): 60.895 Probability of F: 0.000
Durbin-Watson: 1.876

Variable	Standard Estimate	Standard Error	Prob t-value	Standardized > t	Cor Estimate	with Dep Var
X1	-0.001091	0.001820	-0.599750	0.550	-0.032731	0.012810
X2	0.915121	0.060858	15.036874	0.000	0.820619	0.818802
X3	0.000365	0.003279	0.111321	0.912	0.006452	-0.072210
X4	0.522758	0.131179	3.985076	0.000	0.230954	0.228757

Corrected standard errors for the coefficients

The corrected standard error for coefficient 1.0000 is: 0.0020

The corrected standard error for coefficient 2.0000 is: 0.0662

The corrected standard error for coefficient 3.0000 is: 0.0018

The corrected standard error for coefficient 4.0000 is: 0.0739

Confidence intervals for the break dates

The 95% C.I. for the 1.0000 th break is: 66.0000 97.0000

The 90% C.I. for the 1.0000 th break is: 68.0000 90.0000

1.2 Salida del Modelo de solo constante para el indicador de volatilidad de la Brecha de producto

The options chosen are:

h = 19.0000

eps1 = 0.2000

hetdat = 1.0000

hetvar = 1.0000

hetomega = 1.0000

hetq = 1.0000

robust = 1.0000 (prewhit = 1.0000)

The maximum number of breaks is: 3.0000

Output from the global optimization

The model with 1.0000 breaks has SSR : 0.0146

The dates of the breaks are: 74.0000

The model with 2.0000 breaks has SSR : 0.0139

The dates of the breaks are:

35.0000

54.0000

The model with 3.0000 breaks has SSR : 0.0137

The dates of the breaks are:

35.0000

54.0000

74.0000

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: 12.2429

The supF test for 0 versus 2.0000 breaks (scaled by q) is: 1.8551

The supF test for 0 versus 3.0000 breaks (scaled by q) is: 4.4731

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

6.7200 5.5900 4.3700

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

8.2200 6.5300 5.0800

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

9.7700 7.4900 5.7300

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

11.9400 8.7700 6.5800

b) Dmax tests against an unknown number of breaks

The UDmax test is: 12.2429

(the critical value at the 10.0000 % level is: 6.9600)

(the critical value at the 5.0000 % level is: 8.4300)

(the critical value at the 2.5000 % level is: 9.9400)

(the critical value at the 1.0000 % level is: 12.0200)

The WDmax test at the 10.0000 % level is: 12.2429
(The critical value is: 7.6700)

The WDmax test at the 5.0000 % level is: 12.2429
(The critical value is: 9.2700)

The WDmax test at the 2.5000 % level is: 12.2429
(The critical value is: 10.9300)

The WDmax test at the 1.0000 % level is: 12.2429
(The critical value is: 13.1600)

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

The supF(2.0000 | 1.0000) test is : 2.0686
It corresponds to a new break at: 39.0000
The supF(3.0000 | 2.0000) test is : 2.1635
It corresponds to a new break at: 74.0000

The critical values of supF(i+1|i) at the 10.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
6.7200 8.1300 9.0700
The critical values of supF(i+1|i) at the 5.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
8.2200 9.7100 10.6600
The critical values of supF(i+1|i) at the 2.5000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
9.7700 11.3400 12.3100
The critical values of supF(i+1|i) at the 1.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
11.9400 13.6100 14.3100

Output from the sequential procedure at significance level 10.0000 %

The first break found is at: 74.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the sequential procedure at significance level 5.0000 %

The first break found is at: 74.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the sequential procedure at significance level 2.5000 %

The first break found is at: 74.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the sequential procedure at significance level 1.0000 %

The first break found is at: 74.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the repartition procedure for the 10.0000 % significance level

The updated break dates are : 74.0000

Output from the repartition procedure for the 5.0000 % significance level

The updated break dates are : 74.0000

Output from the repartition procedure for the 2.5000 % significance level

The updated break dates are : 74.0000

Output from the repartition procedure for the 1.0000 % significance level

The updated break dates are : 74.0000

Output from the estimation of the model selected by BIC

There are no breaks in this model and estimation is skipped

Output from the estimation of the model selected by the sequential method at significance level 10.0000 %

Valid cases: 95 Dependent variable: Y
Missing cases: 0 Deletion method: None
Total SS: 0.015 Degrees of freedom: 93
R-squared: 0.047 Rbar-squared: 0.037
Residual SS: 0.015 Std error of est: 0.013
F(2,93): 2.291 Probability of F: 0.107
Durbin-Watson: 1.919

Variable	Standard Estimate	Standard Error	Prob t-value	Standardized > t	Cor with Estimate	Dep Var
X1	0.015726	0.001456	10.801128	0.000	0.726983	0.726983
X2	0.009097	0.002733	3.328656	0.001	0.224039	0.224039

Corrected standard errors for the coefficients

The corrected standard error for coefficient 1.0000 is: 0.0017

The corrected standard error for coefficient 2.0000 is: 0.0008

Confidence intervals for the break dates

The 95% C.I. for the 1.0000 th break is: 73.0000 133.0000

The 90% C.I. for the 1.0000 th break is: 73.0000 117.0000

for the 5.0000 % level, the model is the same as for the 10.0000 % level.
The estimation is not repeated.

for the 2.5000 % level, the model is the same as for the 5.0000 % level.
The estimation is not repeated.

for the 1.0000 % level, the model is the same as for the 2.5000 % level.
The estimation is not repeated.

2. ANÁLISIS DE CAMBIO ESTRUCTURAL PARA LA INFLACIÓN

2.1 Salida del Modelo AR(1) para la Brecha de Inflación

The options chosen are:

h = 57.0000

eps1 = 0.2000

hetdat = 1.0000

hetvar = 1.0000

hetomega = 1.0000

hetq = 1.0000

robust = 0.0000 (prewhit = 1.0000)

The maximum number of breaks is: 3.0000

Output from the global optimization

The model with 1.0000 breaks has SSR : 1694.4522

The dates of the breaks are: 72.0000

The model with 2.0000 breaks has SSR : 1652.1000

The dates of the breaks are:

72.0000

139.0000

The model with 3.0000 breaks has SSR : 1620.2315

The dates of the breaks are:

72.0000

139.0000

220.0000

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: 11.5379

The supF test for 0 versus 2.0000 breaks (scaled by q) is: 8.6902

The supF test for 0 versus 3.0000 breaks (scaled by q) is: 17.3604

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

b) Dmax tests against an unknown number of breaks

The UDmax test is: 17.3604

(the critical value at the 10.0000 % level is: 9.6600)

(the critical value at the 5.0000 % level is: 11.1600)

(the critical value at the 2.5000 % level is: 12.6800)

(the critical value at the 1.0000 % level is: 14.9200)

The WDmax test at the 10.0000 % level is: 25.2982

(The critical value is: 10.4600)

The WDmax test at the 5.0000 % level is: 26.7346
(The critical value is: 12.1500)

The WDmax test at the 2.5000 % level is: 27.5970
(The critical value is: 13.8700)

The WDmax test at the 1.0000 % level is: 28.9405
(The critical value is: 16.5200)

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

The supF(2.0000 | 1.0000) test is : 12.1841
It corresponds to a new break at: 139.0000
The supF(3.0000 | 2.0000) test is : 36.4570
It corresponds to a new break at: 220.0000

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 10.0000 %

The first break found is at: 72.0000
The next break found is at: 139.0000
The next break found is at: 220.0000
The sequential procedure has reached the upper limit

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 3.0000

Output from the sequential procedure at significance level 5.0000 %

The first break found is at: 72.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the sequential procedure at significance level 2.5000 %

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 0.0000

Output from the sequential procedure at significance level 1.0000 %

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 0.0000

Output from the repartition procedure for the 10.0000 % significance level

The updated break dates are :
72.0000

139.0000
220.0000

Output from the repartition procedure for the 5.0000 % significance level

The updated break dates are : 72.0000

Output from the repartition procedure for the 2.5000 % significance level

The sequential procedure found no break and
the repartition procedure is skipped.

Output from the repartition procedure for the 1.0000 % significance level

The sequential procedure found no break and
the repartition procedure is skipped.

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

Valid cases: 287 Dependent variable: Y
Missing cases: 0 Deletion method: None
Total SS: 14540.491 Degrees of freedom: 283
R-squared: 0.883 Rbar-squared: 0.882
Residual SS: 1694.452 Std error of est: 2.447
F(4,283): 536.372 Probability of F: 0.000
Durbin-Watson: 1.817

Variable	Standard Estimate	Error	Prob t-value	Standardized > t	Cor with Estimate	Dep Var
X1	0.628622	0.288387	2.179786	0.030	0.044234	0.051136
X2	1.004690	0.028860	34.811986	0.000	0.706441	0.706873
X3	-0.162982	0.166882	-0.976629	0.330	-0.019818	-0.023675
X4	0.862078	0.028330	30.429702	0.000	0.617494	0.617617

Corrected standard errors for the coefficients

The corrected standard error for coefficient 1.0000 is: 0.4390

The corrected standard error for coefficient 2.0000 is: 0.0439

The corrected standard error for coefficient 3.0000 is: 0.1227

The corrected standard error for coefficient 4.0000 is: 0.0208

Confidence intervals for the break dates

The 95% C.I. for the 1.0000 th break is: 53.0000 134.0000

The 90% C.I. for the 1.0000 th break is: 60.0000 116.0000

for the 1.0000 % level, the model is the same as for the 2.5000 % level.

The estimation is not repeated.

2.2 Salida del Modelo de solo constante para el indicador de volatilidad de la Brecha de inflación

The options chosen are:

h = 57.0000

eps1 = 0.2000

hetdat = 1.0000

hetvar = 1.0000

hetomega = 1.0000

hetq = 1.0000

robust = 1.0000 (prewhit = 1.0000)

The maximum number of breaks is: 3.0000

Output from the global optimization

The model with 1.0000 breaks has SSR : 1475.6497

The dates of the breaks are: 98.0000

The model with 2.0000 breaks has SSR : 1464.1547

The dates of the breaks are:

98.0000

224.0000

The model with 3.0000 breaks has SSR : 1461.4449

The dates of the breaks are:

88.0000

145.0000

208.0000

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: 40.5950

The supF test for 0 versus 2.0000 breaks (scaled by q) is: 31.7169

The supF test for 0 versus 3.0000 breaks (scaled by q) is: 28.2170

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

6.7200 5.5900 4.3700

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

8.2200 6.5300 5.0800

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

9.7700 7.4900 5.7300

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

11.9400 8.7700 6.5800

b) Dmax tests against an unknown number of breaks

The UDmax test is: 40.5950

(the critical value at the 10.0000 % level is: 6.9600)

(the critical value at the 5.0000 % level is: 8.4300)

(the critical value at the 2.5000 % level is: 9.9400)

(the critical value at the 1.0000 % level is: 12.0200)

The WDmax test at the 10.0000 % level is: 43.3909

(The critical value is: 7.6700)

The WDmax test at the 5.0000 % level is: 45.6582
(The critical value is: 9.2700)

The WDmax test at the 2.5000 % level is: 48.1117
(The critical value is: 10.9300)

The WDmax test at the 1.0000 % level is: 51.2023
(The critical value is: 13.1600)

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

The supF(2.0000 | 1.0000) test is : 5.2813
It corresponds to a new break at: 224.0000
The supF(3.0000 | 2.0000) test is : 0.1209
It corresponds to a new break at: 167.0000

The critical values of supF(i+1|i) at the 10.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
6.7200 8.1300 9.0700
The critical values of supF(i+1|i) at the 5.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
8.2200 9.7100 10.6600
The critical values of supF(i+1|i) at the 2.5000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
9.7700 11.3400 12.3100
The critical values of supF(i+1|i) at the 1.0000 % level are (for i=1 to 3.0000) are:
11.9400 13.6100 14.3100

Output from the sequential procedure at significance level 10.0000 %

The first break found is at: 98.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the sequential procedure at significance level 5.0000 %

The first break found is at: 98.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the sequential procedure at significance level 2.5000 %

The first break found is at: 98.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the sequential procedure at significance level 1.0000 %

The first break found is at: 98.0000

The sequential procedure estimated the number of breaks at: 1.0000

Output from the repartition procedure for the 10.0000 % significance level

The updated break dates are : 98.0000

Output from the repartition procedure for the 5.0000 % significance level

The updated break dates are : 98.0000

Output from the repartition procedure for the 2.5000 % significance level

The updated break dates are : 98.0000

Output from the repartition procedure for the 1.0000 % significance level

The updated break dates are : 98.0000

Output from the estimation of the model selected by the
sequential method at significance level 10.0000 %

Valid cases:	287	Dependent variable:	Y
Missing cases:	0	Deletion method:	None
Total SS:	1905.856	Degrees of freedom:	285
R-squared:	0.226	Rbar-squared:	0.223
Residual SS:	1475.650	Std error of est:	2.275
F(2,285):	41.544	Probability of F:	0.000
Durbin-Watson:	1.789		

	Standard	Prob	Standardized	Cor with		
Variable	Estimate	Error	t-value	> t	Estimate	Dep Var
X1	3.496921	0.229856	15.213518	0.000	0.650474	0.650474
X2	0.915046	0.165515	5.528467	0.000	0.236377	0.236377

Corrected standard errors for the coefficients

The corrected standard error for coefficient 1.0000 is: 0.3769
The corrected standard error for coefficient 2.0000 is: 0.1451

Confidence intervals for the break dates

The 95% C.I. for the 1.0000 th break is: 93.0000 123.0000
The 90% C.I. for the 1.0000 th break is: 94.0000 116.0000

for the 5.0000 % level, the model is the same as for the 10.0000 % level.
The estimation is not repeated.

for the 2.5000 % level, the model is the same as for the 5.0000 % level.
The estimation is not repeated.

for the 1.0000 % level, the model is the same as for the 2.5000 % level.
The estimation is not repeated.