

Universidad de la República,
Facultad de Ciencias Económicas y Administración

Tesis para optar al título de Licenciado en Economía.

VOLATILIDAD DEL CRECIMIENTO EN URUGUAY:
EVIDENCIA Y ANÁLISIS DE SUS FUENTES

Autores: IGNACIO SIMON, NICOLÁS TEXEIRA
Tutor: Ph.D. Fernando Borraz
Cotutor: Ph.D. Germán Cubas

Montevideo, Uruguay
2011

Página de aprobación

Título:

“Volatilidad del crecimiento en Uruguay: evidencia y análisis de sus fuentes.”

Autores:

Ignacio Simon

Nicolás Texeira

Tutor:

Fernando Borraz

Cotutor:

Germán Cubas

Carrera:

Licenciado en Economía

Puntaje:

Tribunal:

Fecha:

Agradecimientos

Deseamos agradecer, en primer lugar, a nuestros tutores por su guía y asistencia constante en la elaboración de este trabajo. Sin duda, su ayuda fue esencial para la consecución de la investigación. También, agradecemos profundamente las opiniones y comentarios de Diego Gianelli y Adrián Fernandez. Por último, queremos agradecer muy especialmente a nuestras familias y amigos, por su enorme e incondicional apoyo.

Tabla de contenido

Resumen	vii
1. Introducción	9
2. Antecedentes.....	12
2.1. Antecedentes nacionales	12
2.2. Antecedentes internacionales	17
3. Marco conceptual	24
3.1. El fenómeno de la volatilidad y su relación con el desempeño macroeconómico	24
3.2. Volatilidad del crecimiento y sus fuentes.....	28
4. Estrategia empírica.....	38
4.1. Análisis de la volatilidad	38
4.1.1. Metodologías no paramétricas.....	39
4.1.2. Metodologías paramétricas: modelización GARCH.....	42
4.2. Prueba de cambio estructural.....	50
4.2.1. Prueba de cambio estructural de Quandt-Andrews.....	52
5. Tratamiento de datos.....	58
6. Volatilidad del crecimiento del PIB en Uruguay	60
6.1. El crecimiento del PIB	61
6.2. Análisis no paramétrico de la volatilidad.....	64
6.2.1. Desviaciones estándar relativas por década	64
6.2.2. Desviaciones estándar relativas por ciclo de crecimiento.....	65

6.2.3. Ventanas móviles solapadas de desviación estándar.....	67
6.3. Análisis paramétrico de la volatilidad	70
6.3.1. Modelización GARCH y EGARCH.....	70
6.4. Prueba de quiebre estructural	74
6.5. Relación entre volatilidad del crecimiento y crecimiento del PIB... 81	
7. Fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB	84
7.1. Fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB de Uruguay.....	84
7.1.1. Fuentes domésticas de volatilidad del crecimiento	86
7.1.2. Fuentes externas de la volatilidad del crecimiento	91
8. Conclusiones	96
9. Bibliografía.....	101
Anexo I.....	106
Anexo II.....	107

Resumen

Este trabajo analiza la volatilidad del crecimiento del PIB de Uruguay en el período que abarca desde el primer trimestre de 1978 al primero de 2010, sus características más relevantes, así como su relación con el crecimiento económico, y sus fuentes. Se concluye que la volatilidad del crecimiento del PIB de Uruguay es un rasgo intrínseco del crecimiento, y que no ha experimentado una reducción similar a la de otros países, sobre todo desarrollados, en el marco del fenómeno de la Gran Moderación. Se concluye además acerca de un patrón asimétrico negativo de la volatilidad del crecimiento del PIB, así como un impacto negativo de la volatilidad del crecimiento sobre la media de éste. Por último, se encuentra evidencia que tanto las fuentes domésticas como las externas tienen un impacto relevante sobre el comportamiento de la volatilidad del crecimiento.

This work analyses the volatility of uruguayan GDP growth from the first quarter of 1978 to the first quarter of 2010, its most relevant features, its relationship with economic growth, as well as its sources. It is concluded that the volatility of uruguayan GDP growth is an intrinsic feature of economic growth, and that this volatility has not experienced the reduction observed in other countries, mainly developed ones, also called the “Great Moderation”. We also document an asymmetric negative pattern of GDP

growth volatility, as well as a negative impact of volatility on mean growth. Finally, evidence is found that both domestic and external sources have a significant impact on the behaviour of growth volatility.

Palabras clave: Volatilidad del Crecimiento, Crecimiento, PIB, GARCH, Fuentes de Volatilidad, Quiebre estructural.

1. Introducción

Un tema cada vez más presente en el debate económico a nivel académico refiere a la volatilidad del crecimiento de los países en desarrollo, así como las características y fuentes de este fenómeno. Para los países desarrollados, este fenómeno ha sido estudiado en profundidad en el contexto de la hipótesis de la Gran Moderación, que postula una reducción sostenida y generalizada de la volatilidad de las variables macroeconómicas, primordialmente del crecimiento del PIB, como consecuencia de un número de factores.

Carbajal y de Melo (2007) afirman que Uruguay se ha caracterizado tradicionalmente por presentar un patrón de crecimiento altamente volátil. Períodos de fuerte crecimiento en la historia del país han finalizado prematuramente, seguidos de importantes caídas del producto que han llegado a los dos dígitos. De esta forma, el estudio de la volatilidad adquiere relevancia ya que “[...] la presencia de volatilidad incide sobre las expectativas de los agentes, desincentivando la realización de proyectos de inversión de largo alcance, lo que a su vez retroalimenta en el mediano y largo plazo el crecimiento no sostenible” (Carbajal y de Melo, 2007:6).

Así, el objetivo del presente trabajo es analizar y caracterizar el fenómeno de la volatilidad del crecimiento del PIB de Uruguay en el período desde el primer trimestre de 1978 al primero de 2010, así como las fuentes que están detrás de este fenómeno. La motivación para estudiar la volatilidad del crecimiento del PIB y sus fuentes se basa en los escasos estudios que se han llevado adelante en relación a este tema, así como la extensa literatura que documenta los efectos nocivos que tiene un exceso de volatilidad no sólo sobre el crecimiento (Martín y Rogers, 2000), sino además sobre el bienestar y la distribución del ingreso (CEPAL, 2008).

En este sentido, la hipótesis que orientará este trabajo es que la volatilidad es un rasgo característico del crecimiento del PIB uruguayo y, en consecuencia, que Uruguay no ha experimentado una moderación en la volatilidad del crecimiento durante los últimos treinta años. Junto a esto se considerará la posibilidad de una relación bidireccional entre el crecimiento y su volatilidad, adoptando la hipótesis que la volatilidad del crecimiento afecta a éste en forma negativa, y que una mejora en el crecimiento disminuye la volatilidad del crecimiento del PIB. Por otro lado, la segunda hipótesis de este trabajo es que existen fuentes de volatilidad tanto domésticas como externas que han jugado un rol preponderante en el comportamiento de la volatilidad del crecimiento del PIB.

El trabajo se organizará de la siguiente forma. En la sección 2 se llevará adelante una reseña de los principales antecedentes bibliográficos nacionales e internacionales vinculados al fenómeno de la volatilidad. En la sección 3 se analizará el marco conceptual referente al fenómeno de la volatilidad, su relación con el crecimiento económico y las fuentes detrás de este fenómeno. Por otro lado, en la sección 4 se presenta la estrategia metodológica adoptada para la medición de la volatilidad y su relación con otras variables, mientras que en la sección 5 se exponen los datos utilizados y su tratamiento en el trabajo. En la sección 6 se aplica la estrategia adoptada previamente en la sección 4, en función del objetivo de la medición de la volatilidad y la existencia de cambios en su patrón de comportamiento, analizándose sus resultados, mientras que la sección 7 se ocupa del análisis de las fuentes de volatilidad del PIB. Por último, en la sección 8 se examinan las implicancias de los resultados hallados previamente.

2. Antecedentes

En esta sección se llevará adelante una reseña de los principales antecedentes nacionales vinculados al estudio del fenómeno de la volatilidad macroeconómica, con especial énfasis en la volatilidad del PIB. En segundo lugar, se analizarán los antecedentes internacionales más destacados en relación a la búsqueda de quiebres estructurales en la volatilidad del PIB en el contexto del fenómeno de la Gran Moderación.

2.1. Antecedentes nacionales

Son escasos los estudios a nivel nacional que abordan el fenómeno de la volatilidad macroeconómica para el caso de Uruguay, y más aún que refieran a la volatilidad del crecimiento del PIB. En su mayor parte, estos trabajos incluyen el estudio de la volatilidad como una dimensión en el análisis de cierto fenómeno, aunque no suele ser el objeto de estudio per se.

A modo de síntesis de los antecedentes nacionales, las investigaciones de Kamil y Lorenzo (1998) y Carbajal y de Melo (2007), avanzan en el estudio de la volatilidad cíclica y su relación con otras variables

macroeconómicas domésticas y externas. Por otro lado, Pena (2004) es pionero en el estudio de la volatilidad de la tasa de crecimiento del PIB, mientras que Zunino (2009) se destaca por enfocar su trabajo específicamente en la volatilidad cíclica y sus fuentes, dentro de la hipótesis de la Gran Moderación, con especial énfasis en el rol de la Política Monetaria.

Kamil y Lorenzo (1998) describen los rasgos más relevantes de la evolución tendencial y de las fluctuaciones cíclicas del PIB y de otras variables macroeconómicas de la economía uruguaya en el período 1975-1994, con el fin de obtener una caracterización del ciclo macroeconómico, así como de sus regularidades empíricas.

Con el objetivo de estimar los componentes cíclicos finales de cada serie, los autores proceden en tres etapas. En primer lugar, especifican y estiman un modelo univariante ARIMA para cada serie analizada. Luego, mediante un procedimiento de extracción de señales basados en modelos univariados de forma reducida, estiman un componente tendencia-ciclo específico para cada serie y, finalmente, aplican un filtro Hodrick-Prescott sobre este último para cada serie, para estimar los componentes cíclicos finales de aquellas.

Del análisis de estos autores se derivan una serie de conclusiones en relación a la volatilidad cíclica (representada por la desviación estándar del ciclo en el período). En primer lugar, concluyen que el ciclo económico es un rasgo clave de la economía nacional, esto es, se han producido en el período importantes desviaciones del PIB real respecto a su tendencia, debido a una clara secuencia de recesiones y expansiones. También observan que los movimientos cíclicos del producto están fuerte y positivamente autocorrelacionados, lo cual deriva en una alta persistencia en las fluctuaciones del ciclo. Por otra parte, destacan que la volatilidad cíclica de Uruguay durante el período estudiado es el doble que la que presentan las economías desarrolladas. Por último, sugieren un cambio en el patrón temporal de la volatilidad cíclica hacia fines del período considerado, aportando evidencia a favor de que la amplitud de las fluctuaciones cíclicas se han reducido en un 70% hacia finales de la muestra (1998).

Pena (2004), utilizando un modelo de *switching* de Markov, modeliza la tasa de crecimiento trimestral desestacionalizada del PIB de Uruguay en el período que abarca desde el primer trimestre de 1975 al último de 2003, como un proceso autoregresivo de orden 2 (AR(2)), con tres estados posibles. Estos tres estados son: recesión, crecimiento moderado, y auge; y en cada uno de estos estados puede variar no solamente la media del proceso, sino también su varianza.

Con datos del valor esperado de la varianza del término de error del modelo, construye una aproximación a la volatilidad de la tasa de crecimiento. Así, muestra evidencia de una alta volatilidad de la economía uruguaya en el período analizado, que sólo se suaviza en los períodos de auge o crecimiento alto, y que se vuelve máxima en los períodos de recesión. Concluye que los altos niveles de volatilidad de la economía son los responsables de las bajas tasas de inversión, y están directamente relacionados con el hecho que Uruguay es una economía pequeña.

Carbajal y de Melo (2007), en un estudio comparativo de la economía uruguaya en relación a la neozelandesa, y siguiendo el marco de análisis desarrollado por Fanelli (2006), concluyen a favor de la hipótesis acerca que las características de la arquitectura financiera uruguaya, en interacción con las características estructurales del sector externo, implican una mayor volatilidad cíclica de esta economía respecto a la de Nueva Zelanda. La interacción de los mencionados factores promueve una volatilidad adicional, es decir, una dinámica que amplifica la volatilidad económica.

Además, concluyen acerca de una relación de causalidad bidireccional entre los factores institucionales y la volatilidad. También encuentran que la volatilidad cíclica de Uruguay es superior a la de Argentina y Brasil, lo cual muestra que “esta economía [la uruguaya], lejos de contrarrestar,

estaría amplificando los shocks externos que recibe debido a características particulares de la economía doméstica” (Carbajal y de Melo, 2007:16).

Finalmente, analizando la volatilidad cíclica por períodos, sostienen que la misma fue alta en el período correspondiente a los años entre ambas guerras mundiales, para luego volver a bajar durante la vigencia de Bretton Woods, para finalmente volver a aumentar en el período 1973-2004.

Con datos más recientes Zunino (2009), utilizando una metodología univariada, construye un indicador de volatilidad para la brecha del producto y la inflación en el período 1985-2009. Con este indicador, prueba la hipótesis de existencia de quiebre estructural en el patrón de volatilidad cíclica de ambas variables en dicho período.

En base a lo anterior, concluye que Uruguay asistió a un proceso de moderación de sus variables macroeconómicas (inflación y PIB), en consonancia con el proceso sucedido en otros países, principalmente Estados Unidos. Éste se inicia en una reducción tanto en los niveles como en la volatilidad de la inflación hacia principios de los noventa, posterior a la entrada en vigencia del plan de estabilización, para luego observarse

una moderación de la volatilidad en los niveles de actividad económica hacia finales de 2003.

Posteriormente, construye una frontera de volatilidad del producto y la inflación a partir de técnicas de control óptimo, para concluir que la política monetaria jugó un rol determinante en la reducción de la volatilidad del producto y la inflación en el período, dando cuenta de alrededor de un 60% de la reducción de aquellas, y descartando de ese modo la hipótesis que factores exógenos, como menores shocks internacionales, fueron la causa mayoritaria de la reducción de la volatilidad macroeconómica en Uruguay.

2.2. Antecedentes internacionales

Hacia principios de la década de los ochenta, varios países desarrollados experimentaron una marcada reducción en la volatilidad de sus variables macroeconómicas, observada en primera instancia para el crecimiento del PIB en Estados Unidos, así como la inflación y ciertos componentes de la demanda agregada. Este fenómeno de reducción generalizada de la volatilidad macroeconómica fue denominado en la literatura como la “Gran Moderación”, y fue señalado por primera vez por Kim y Nelson (1999), McConnell y Perez-Quiroz (2000) y Blanchard y Simon (2001).

Es amplia la literatura que luego documentó el fenómeno de la Gran Moderación. En relación a la misma se pueden citar cuatro características principales. En primer lugar, la mayoría de estos trabajos se desarrollaron para economías desarrolladas, sobre todo la de Estados Unidos, mientras que los análisis del fenómeno para países emergentes son poco numerosos y recientes. En segundo lugar, los estudios combinan diferentes metodologías, que van desde modelos univariados hasta métodos multivariados para analizar el fenómeno de la volatilidad macroeconómica, con especial énfasis en la volatilidad del nivel de actividad económica, representado a través PIB. En tercer lugar, la mayoría de los estudios comparten el interés en la búsqueda de un quiebre estructural en la volatilidad macroeconómica, de modo de verificar la hipótesis de la “Gran Moderación” para sus casos de estudio. Finalmente, esta literatura se ha enfocado tanto en la volatilidad cíclica del PIB como en la volatilidad de la tasa de crecimiento del mismo, con mayor énfasis en esta última.

De Gregorio (2008) resume en tres las posibles causas del fenómeno de la Gran Moderación: la primera refiere a que la reducción en la volatilidad es consecuencia de “*shocks* menos significativos en magnitud y frecuencia” (De Gregorio, 2008: 2), o simplemente “buena suerte”. En segundo lugar, cambios estructurales y tecnológicos permanentes e independientes de las políticas macroeconómicas, por ejemplo, las

mejoras surgidas en los manejos de inventarios, podrían ser otra causa. Por último, mejoras en la conducción de la política monetaria serían una posible tercer causa de reducción en la volatilidad.

Kim y Nelson (1999) fueron pioneros en indagar acerca del fenómeno de la Gran Moderación y las consecuencias de éste para la economía estadounidense. De esta forma, trabajando con datos trimestrales de la tasa de crecimiento del PIB real de Estados Unidos, en el período que va del segundo trimestre de 1953 al primero de 1997, y empleando una aproximación bayesiana en un modelo de *switching* de Markov, encuentran evidencia de la existencia de un quiebre en la volatilidad del crecimiento hacia el primer trimestre de 1984. Además, hallan que junto a la caída en la volatilidad mencionada anteriormente, se suscitó una reducción de la brecha entre las tasas de crecimiento de los auges y las recesiones.

McConnell y Perez-Quiroz (2000), trabajando también con una aproximación bayesiana de *switching* de Markov, encuentran un punto de quiebre en la volatilidad del crecimiento de la economía norteamericana hacia el primer trimestre de 1984.

Blanchard y Simon (2001), con datos desde la segunda mitad del siglo XX en adelante para la economía estadounidense, y utilizando modelos

autorregresivos, sostienen que la reducción en la volatilidad observada en los Estados Unidos es mejor representada como parte de una tendencia declinante en el tiempo más que como un quiebre discreto, y que la alta volatilidad observada hacia fines de los setentas y principios de los ochentas sólo constituye una irregularidad. Por otra parte, argumentan que una menor volatilidad del crecimiento con una tasa media de crecimiento incambiada en el tiempo, tuvo como consecuencia pocas y más cortas recesiones.

Stock y Watson (2002) también avanzan en el estudio de la volatilidad del crecimiento para Estados Unidos. Estos autores encuentran mediante métodos univariados y multivariados, evidencia de una caída discreta en la volatilidad del crecimiento en este país hacia mediados de 1980. Más tarde, Stock y Watson (2003), trabajando con datos trimestrales de la tasa de crecimiento del PIB, desde el primer trimestre de 1960 al último de 2002 para los países del G7¹, encuentran un quiebre en la volatilidad de la tasa de crecimiento del PIB para todos los países analizados, y los ubican entre fines de los setentas y principios de los ochentas, con la excepción de Japón, el cual experimentó luego de una moderación, un alza en sus niveles de volatilidad hacia finales del período de la muestra.

¹ El G7 está conformado por Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, el Reino Unido y Estados Unidos.

Fang y Miller (2008) utilizan modelos autorregresivos de heterocedasticidad condicionada (GARCH) para indagar acerca del fenómeno de la volatilidad del crecimiento del PIB japonés desde el segundo trimestre de 1955 hasta el segundo trimestre de 2008. Encuentran evidencia de un quiebre estructural en la volatilidad hacia el primer trimestre de 1972, resultados estos similares a los encontrados por Stock y Watson (2003) para la economía japonesa. A su vez, los autores indagan con la misma metodología la relación bidireccional entre volatilidad del crecimiento y el crecimiento del PIB en sí mismo, concluyendo sobre la existencia de un efecto negativo pero no significativo de la volatilidad del crecimiento en la tasa de crecimiento, y un efecto positivo de la tasa de crecimiento en la volatilidad del mismo.

Cecchetti, Flores-Lagunes y Krause (2004), analizando datos de veintinueve países, concluyen que para diecisiete de éstos, desde fines de los setenta y mediados de los ochenta, las tasas de crecimiento del PIB han sido menos volátiles que lo que eran veinte años antes. Sus resultados, por ejemplo para Estados Unidos, son coincidentes con los hallazgos de otros autores, estimando el punto de quiebre para la volatilidad del PIB estadounidense hacia el segundo trimestre de 1984.

Un aspecto interesante de análisis llevado a cabo por estos autores es el hecho que dentro de su muestra, incorporan países latinoamericanos

como México, Chile y Perú, así como también otras economías en desarrollo para las cuales aportan una primera evidencia. Así, concluyen que sólo México en el primer trimestre de 1981 y Perú en el tercero de 1989 han experimentado un cambio en la volatilidad de sus tasas de crecimiento. Dentro de los demás países en desarrollo analizados, también encuentran evidencia de quiebres en la volatilidad del crecimiento del PIB para Corea del Sur, Filipinas y Sudáfrica, siendo que los quiebres hallados se encuentran dentro la década de los ochenta. Finalmente, la magnitud de la reducción en la volatilidad promedia para los países de la muestra más de un 50%.

Dentro del estudio del fenómeno de la Gran Moderación para países en desarrollo y, dentro de éstos, los latinoamericanos, se destaca también el trabajo para la economía chilena en el período 1990-2006 de Betancour, De Gregorio y Medina (2008). Estos autores identifican un cambio en la volatilidad del crecimiento hacia fines de los años noventa en la economía chilena, y lo asocian a los cambios en la política económica que vivió el país hacia esa fecha.

Finalmente, Larraín y Parro (2006), analizando datos trimestrales para el crecimiento del PIB de Chile en el período 1988-2005, concluyen acerca de un cambio en la volatilidad del crecimiento de aquel país. Los autores afirman que la introducción de la regla de superávit estructural, así como

la flexibilidad cambiaria, implicaron una reducción de alrededor del 60% en la volatilidad del crecimiento del PIB chileno en el período analizado.

3. Marco conceptual

En esta sección se analizará el fenómeno de la volatilidad macroeconómica, enfocada especialmente a la volatilidad del crecimiento, así como la relación de ésta con el crecimiento del PIB. Por otro lado, se analizan los principales factores que la literatura identifica como fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB.

3.1. El fenómeno de la volatilidad y su relación con el desempeño macroeconómico

Para el presente trabajo, se tomará como definición de volatilidad agregada a la oscilación de las variables macroeconómicas (CEPAL, 2008). Esta definición está asociada a la frecuencia e intensidad de los cambios de estas variables en un horizonte temporal específico. En este sentido, el fenómeno de la volatilidad macroeconómica agregada incluye dos dimensiones: la volatilidad normal (fluctuaciones cíclicas de una variable respecto a su tendencia) así como también la volatilidad asociada a los episodios de crisis, “en los que se observa una caída muy profunda de la actividad, que suele estar acompañada de turbulencias financieras y cambios distributivos de magnitud” (CEPAL, 2008:52).

Una gran parte de la literatura en relación al fenómeno concluye acerca de los efectos nocivos de la volatilidad agregada en el desempeño económico de un país (Martín y Rogers, 2000; CEPAL, 2008). Sin embargo, tal relación no parece ser lineal ni unidireccional, no habiéndose arribado a un consenso concluyente en relación a la misma. Existen distintas concepciones teóricas respecto a la relación entre volatilidad del crecimiento y crecimiento económico en sí mismo, que van desde una estrecha relación negativa o positiva a una total independencia entre ambas.

En el marco del modelo de equilibrio general competitivo de la macroeconomía clásica, donde todos los recursos están empleados eficientemente, las fluctuaciones del producto reflejan cambios en los *inputs* o cambios tecnológicos en la relación entre *inputs* y *outputs*. En este sentido, la dicotomía clásica implica que no habría relación entre la volatilidad del crecimiento y la tasa de crecimiento del PIB.

Una teoría ampliamente difundida respecto a la volatilidad macroeconómica es la llamada "Teoría del Ciclo Real" (*Real Business Cycle*, RBC por sus siglas en inglés), en la cual los auges y las recesiones no son más que la respuesta eficiente de la economía a shocks tecnológicos, y donde el crecimiento potencial de la economía y la volatilidad de ésta no tienen ninguna relación. La volatilidad no sería

entonces una falla en los mercados, sino una respuesta eficiente de éstos a cambios en la economía (Easterly *et al*, 2000).

De acuerdo a CEPAL (2008), un exceso de volatilidad real imposibilita atenuar las fluctuaciones del consumo, además de los efectos negativos que tiene la volatilidad sobre la distribución del ingreso y la pobreza, conclusiones especialmente válidas para los países en vías de desarrollo. Según Martín y Rogers (2000), una macroeconomía más estable favorece el crecimiento de la productividad y la acumulación de capital humano.

Además, la volatilidad puede influir negativamente sobre las fuentes del crecimiento, como el desarrollo financiero, la calidad institucional, la acumulación de capital humano y la distribución del ingreso (Levine, 2005; Fanelli, 2008; Toledo, 2008). Ramey y Ramey (1995) encontraron evidencia empírica de los efectos negativos de la volatilidad sobre el crecimiento. Luego de este importante trabajo, Wolf (2005) y Easterley, Islam y Stilgliz (2000) encuentran evidencia en el mismo sentido. Lo anterior implica una relación negativa entre volatilidad del *output* y su crecimiento.

Finalmente, algunos autores proveen fundamentos teóricos para una relación positiva entre crecimiento del *output* y la volatilidad de éste. Blackburn (1999), sostiene que un aumento relativo de la volatilidad de los

shocks aumenta la velocidad de acumulación de conocimiento, acelerando, en consecuencia, el crecimiento económico de largo plazo. Black (1987) argumenta además, que la alta volatilidad y el alto crecimiento pueden coexistir. En este sentido, según CEPAL (2008), basándose en el concepto de la destrucción creativa de Schumpeter, sostiene que no toda volatilidad es perjudicial para la economía. Así, y pese a que las crisis tienen connotaciones claramente negativas para el desempeño económico de un país, “también son fuente de beneficios apreciables como por ejemplo, al acelerar la desinversión en sectores ineficientes” (CEPAL , 2008:52).

Otro aspecto de la discusión en torno a la relación entre crecimiento y volatilidad del crecimiento refiere a la direccionalidad de ésta. Fountas *et al* (2006) analizan la posibilidad de bidireccionalidad en la relación entre volatilidad y crecimiento del *output* utilizando datos de los países del G7, así como Fountas y Karanasos (2006) y Fang y Miller (2008). Es interesante en estos autores el análisis de la posibilidad de dicha relación bidireccional, con un efecto positivo o negativo del crecimiento hacia la volatilidad del producto y *vice versa*.

3.2. Volatilidad del crecimiento y sus fuentes

Tal como señalan Larraín y Parro (2006), existe una amplia literatura que da cuenta acerca de las fuentes del crecimiento económico, así como de los efectos que tiene la volatilidad macroeconómica en el mismo. Sin embargo, y sobre todo para países en desarrollo, son pocos los estudios que analizan la volatilidad de la tasa de crecimiento del PIB y sus fuentes, tanto a nivel empírico como teórico.

Siguiendo a estos autores, se asume que aquellos factores que determinan el crecimiento económico de un país son también en su mayor parte fuentes de la volatilidad macroeconómica del mismo y, en esto, de la volatilidad de su crecimiento. Los autores hacen dos puntualizaciones en relación a este aspecto. En primer lugar, señalan que la mayoría de las veces son los segundos momentos de estas variables las que afectan y determinan la volatilidad del crecimiento. En segundo lugar, observan que determinadas variables, como las educacionales o las vinculadas al capital humano, acerca de las cuales existe un amplio consenso en la literatura acerca de sus consecuencias para el crecimiento económico de largo plazo, en principio no serían fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB.

Por otra parte y de forma complementaria, Izquierdo, Romero y Talvi (2008) señalan que son los factores externos del tipo “*tailwind*” (“viento de cola”) los que dan cuenta en los países latinoamericanos del desempeño de su crecimiento y de una parte importante de la varianza del mismo. Señalan que en el período 1990-2006 estos factores son responsables del 54% de la varianza del PIB de las economías más grandes de América Latina, contrastando con lo encontrado por Zunino (2009) para Uruguay, donde la política monetaria es la que explica aproximadamente el 60% de la reducción de la volatilidad del PIB.

En línea con estas dos explicaciones complementarias de las posibles fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB, se construye una lista de fuentes de volatilidad que lejos de ser exhaustiva, pretende ser una síntesis y una aproximación al fenómeno de la volatilidad del crecimiento y las fuentes del mismo.

Desde el punto de vista del consumo, CEPAL (2008) señala como indicador de volatilidad excesiva² de una economía cuando el consumo de la misma resulta más volátil que su ingreso. Se afirma que existe una

² Dada la dificultad y no observabilidad del concepto de volatilidad excesiva, CEPAL en su Estudio Económico para América Latina y el Caribe 2007-2008, utilizan el modelo de mercados completos, según el cual es ineficiente que el consumo sea más volátil que el ingreso. De esta forma, una volatilidad del consumo mayor a la del ingreso representa una volatilidad no deseada por los agentes y la existencia de fallas en los mercados financieros. En términos prácticos, se considera que existe volatilidad excesiva cuando la razón entre la desviación estándar de la tasa de crecimiento del consumo privado y la tasa de crecimiento del PIB es mayor a uno.

clara relación entre volatilidad del consumo y pobreza en los países en desarrollo. Esto está vinculado, en el caso de América Latina, a la interacción de dos aspectos. En primer lugar, en estos países muchos hogares enfrentan fuertes restricciones de liquidez, a la vez que existe un gran número de hogares en los cuales sus ingresos *per capita* están muy cercanos a la línea de pobreza. Por otro lado, existe un segundo aspecto relacionado con el carácter procíclico del gasto social en América Latina. En consecuencia, la interacción de estos dos hechos genera que un descenso relativamente prolongado del consumo pueda dejar a muchas personas por debajo del nivel mínimo requerido para satisfacer sus necesidades (CEPAL, 2008).

En cuanto a la inversión, existe consenso en la literatura acerca de los efectos positivos que tiene un aumento de la inversión en el crecimiento del PIB. Sin embargo, la dirección de esta causalidad aún es cuestión de debate tanto a nivel empírico como teórico. Tampoco es clara la relación entre la volatilidad del crecimiento del PIB y la inversión. Siguiendo a Larraín y Parro (2006), se asume que la volatilidad de la tasa de crecimiento de la inversión es la que afecta a la volatilidad del crecimiento del PIB.

Desde que Prebisch a mediados del siglo XX propuso la teoría acerca de la tendencia a la caída secular de los precios de los bienes primarios en

relación a los bienes manufacturados, la cuestión de los Términos de Intercambio (TI) y su evolución ha tomado un lugar central en el debate acerca de las consecuencias de éstos en la evolución del desempeño macroeconómico de los países en desarrollo. Así, el tener una estructura exportadora de bienes primarios con precios más volátiles que los manufacturados (considerados relativamente menos volátiles) trasladaría, vía los ingresos de los países exportadores de los primeros, la volatilidad de los TI hacia el resto de la economía, afectando de esta forma la volatilidad del crecimiento. Larraín y Parro (2006) argumentan que las variaciones de los TI reflejan coletazos de los *shocks* externos sobre la economía. De esta forma, un crecimiento de los términos de intercambio contribuiría positivamente al crecimiento económico y viceversa. De esta conclusión emerge la premisa que si los términos de intercambio se tornan más volátiles, entonces el crecimiento económico también lo hará. Finalmente, concluyen que la volatilidad de la tasa de crecimiento de los términos de intercambio debería considerarse como una fuente de volatilidad del crecimiento del PIB.

En cuanto al grado de apertura comercial, desde alrededor del último cuarto del siglo XX, las barreras comerciales han ido cayendo entre países o bien se han eliminado, y los costos del transporte han caído. Este hecho ha derivado en un constante incremento de la apertura comercial generalizada, medida a través del cociente entre la suma de las exportaciones e importaciones y el PIB. La mayor apertura comercial es señalada en la literatura como uno de

las fuentes principales del crecimiento económico. Pese a ello, no existe consenso tanto a nivel empírico como teórico acerca de los efectos positivos o negativos de tal fenómeno en la volatilidad del crecimiento del PIB. Larraín y Parro (2006) señalan que el efecto de una mayor apertura comercial sobre una economía es ambiguo, y está vinculado a la relación que existe entre el ciclo de la economía en cuestión y sus socios comerciales. Así, una relación positiva entre ambos ciclos implica que una mayor apertura comercial amplifica los *shocks* al producto provocados por *shocks* de sus socios comerciales, aumentando la volatilidad del crecimiento y *viceversa*.

Easterly *et al* (2000) encuentran a nivel empírico que una mayor apertura comercial en las economías en desarrollo incrementa los niveles de volatilidad macroeconómica y en consecuencia del crecimiento del PIB.

Dentro de la literatura, los vínculos entre política fiscal, gasto público y volatilidad macroeconómica aún no están del todo claros. Fanelli (2009) señala que una de las fuentes más importantes de volatilidad en América Latina ha sido la inconsistencia o el mal manejo de la política fiscal y, con esto, del gasto público. De hecho, afirma que uno de los rasgos comunes de la mayoría de las economías latinoamericanas ha sido el sesgo procíclico del gasto público. A su vez, plantea que uno de los objetivos de la política fiscal constituye el reducir la volatilidad excesiva y filtrar los efectos negativos de las perturbaciones, tratando de no afectar a los positivos, originados por ejemplo en cambios estructurales. Por otra parte,

señala que América Latina muestra una mayor exposición a *shocks* excepcionales en los cuales las respuestas fiscales discrecionales han ocupado un lugar central.

En la actualidad, un debate que ha tomado fuerza a nivel académico es el de las políticas fiscales discrecionales *versus* las reglas fiscales. Pese a este debate, hay cada vez más consenso hacia que reglas fiscales bien diseñadas reducen el sesgo procíclico del gasto, rasgo característico del gasto público en América Latina y, así, mejoran la consistencia intertemporal del programa de gasto del Gobierno. Según Larraín y Parro (2006), una regla fiscal preanunciada y verificable otorga un ancla de credibilidad a la política fiscal, dando espacio a la vez para políticas estabilizadoras del ciclo, permitiendo la operación de estabilizadores automáticos.

Ceccetti *et al* (2004) señalan que junto con la apertura comercial, en el último cuarto del siglo XX también han aumentado las transacciones financieras, los flujos de capital, y con ello la integración financiera entre los países. Los autores consideran que este cambio puede afectar a la volatilidad en forma positiva, ya que una mayor integración permite una mayor distribución del riesgo financiero entre países. Por otro lado, argumentan que los países en desarrollo, dada esta mayor integración, están ahora más expuestos a eventos negativos externos, como por ejemplo la crisis asiática de 1997 o la crisis rusa de 1995.

En relación a este punto y para los países latinoamericanos, Catao (2007) considera la influencia de las perturbaciones externas como un factor común de las economías latinoamericanas. De su investigación, concluye acerca de una alta correlación entre la volatilidad del crecimiento, la evolución de las tasas de interés internacionales y la producción de las economías desarrolladas, sumado al hecho que esta correlación ha aumentado considerablemente desde los años setenta hacia la actualidad. También establece que los impulsos financieros de origen mundial son claves para explicar los desequilibrios y las crisis en las economías latinoamericanas. Otro aspecto que influye en los niveles de volatilidad según el autor, está vinculado a los cambios en la percepción de riesgo relacionados a la evaluación por parte de agentes externos de la capacidad de pago de los compromisos de deuda pública, y la credibilidad de las políticas en estos países. Ejemplos claros de este aspecto lo constituyen la crisis argentina de 2001 o, más recientemente, el aumento en la credibilidad de las políticas monetarias y fiscales de Brasil y la consecuente mejora en su perfil de riesgo crediticio.

Goyal y Sahay (2007) sostienen que las variaciones de las tasas de interés en Estados Unidos desempeñan un rol fundamental en la explicación de los fenómenos de alta volatilidad en América Latina. También, Titelman *et al* (2008) resaltan la importancia del signo de las

corrientes financieras y las variaciones en los TI al momento de explicar la volatilidad del crecimiento en estos países.

Izquierdo *et al* (2008) señalan la importancia de las condiciones financieras externas y de la percepción de riesgo en relación a la capacidad de pago de su deuda, de los países latinoamericanos como factores claves en la explicación de las variaciones en las tasas de crecimiento de éstos desde los noventa en adelante.

Otro aspecto que cobra importancia dentro del contexto de la apertura de los países hacia las corrientes financieras y los flujos de comercio mundial tiene que ver con la evolución del Tipo de Cambio Real (TCR), sobre todo en el contexto de economías pequeñas y abiertas como la de Uruguay. Según CEPAL (2008), existe consenso en torno a los efectos perversos sobre el sistema financiero, la volatilidad agregada y los efectos distributivos negativos de las variaciones excesivas del TCR.

Por otra parte, junto al fenómeno de apertura financiera y de flujos de capital, muchos países han vivido fenómenos de profundización financiera, medidos éstos a través de sus coeficientes de crédito y depósitos en relación al PIB. Sin embargo, tal profundización está expuesta aún a un conjunto de debilidades del tipo estructural e institucional en los países en desarrollo. En este sentido, Fatás (2002)

encuentra evidencia empírica que la volatilidad del crecimiento aumenta ante *shocks* externos adversos cuando la economía es financieramente subdesarrollada. Loayza *et al* (2004) extienden esta observación a países de desarrollo financiero medio.

Desde el punto de vista de las condiciones monetarias, Ceccetti *et al* (2005) consideran que las mejoras en la política monetaria que se suscitaron en muchos países tanto desarrollados como en desarrollo han implicado sucesivas reducciones en la volatilidad del crecimiento de los mismos. Así, factores como el cambio en las estructuras de los Bancos Centrales, con un aumento de la independencia y transparencia de los mismos, sumado a un fuerte consenso y compromiso entre éstos en torno al mantenimiento de tasas de inflación bajas y estables como precondition para el crecimiento, constituyen elementos claves en la reducción de los niveles de volatilidad del PIB. También, la mejora en el conocimiento y manejo de los instrumentos monetarios, como las tasas de interés, y la implementación en muchos países de regímenes de *Inflation Targeting* (Bernanke, 2004), constituyen otra cara de este fenómeno. La incidencia que tiene una mejor política monetaria sobre un crecimiento más estable está condicionada por factores como la mejora del ambiente institucional, mejoras en los mercados financieros y en los mecanismos de transmisión de esta política.

Para finalizar, Larraín y Parro (2006) subrayan que la volatilidad del crecimiento del dinero constituye una fuente de volatilidad macroeconómica. Lo anterior se debe a que en presencia de rigideces de precios, la volatilidad de las condiciones monetarias contribuye a generar volatilidad en la economía, dado que una gran parte de las fluctuaciones en el crecimiento del dinero se trasladan a variaciones en el nivel de actividad.

4. Estrategia empírica

En esta sección se describirá la metodología utilizada para construir diferentes indicadores de volatilidad, así como también la prueba de cambio estructural empleada para detectar quiebres.

4.1. Análisis de la volatilidad

La aproximación convencional al análisis del comportamiento de una serie en la Estadística utiliza como herramientas principales los primeros momentos muestrales: la esperanza y la varianza. Esta última, o su raíz, la desviación estándar, son una medida de la volatilidad de la variable a lo largo de toda la muestra, y es especialmente útil para obtener una idea general del comportamiento en cuanto a la volatilidad de aquella.

Sin embargo, dado que uno de los objetivos del presente trabajo es analizar el comportamiento de la volatilidad de las variables a lo largo del tiempo, la desviación estándar de toda la muestra no es una herramienta que en sí misma permita llevar adelante el objetivo mencionado. En función de éste, se presentarán los métodos de medición para captar el comportamiento de la volatilidad de las variables a lo largo del tiempo a

utilizar en el presente trabajo, tres de los cuales son no paramétricos a modo de introducción y primera aproximación al fenómeno, además de una metodología paramétrica medular para todo el resto del trabajo.

4.1.1. Metodologías no paramétricas

Una primera aproximación al problema de analizar la volatilidad en el tiempo, es la posibilidad de calcular desviaciones estándares para subperíodos de la muestra, para luego comparar estos valores respecto a la volatilidad para la totalidad del período. Siguiendo a Stock y Watson (2002), se calcula la desviación estándar total de la muestra de la variable, y luego se calcula la desviación estándar de la variable en cada década, para posteriormente computar como indicador de volatilidad relativa de la década, la razón entre la volatilidad de la década y la volatilidad total o, dicho de otro modo, la desviación estándar de la década respecto a la desviación estándar total. La medida de volatilidad resultante, que llamaremos desviación estándar relativa por década, tiene la ventaja de ser una aproximación rápida y sencilla de entender al problema de analizar la evolución de la volatilidad en el tiempo.

A pesar de lo anterior, la desviación estándar por década tiene como desventaja la arbitrariedad introducida en la medición al dividir la muestra

por décadas: los cambios que aparezcan en el comportamiento de la variable entre cada década pueden esconder cambios de valor para esta investigación, que de este modo pasarían desapercibidos.

Una mejora a esta metodología la constituye una segmentación de la muestra total no por décadas, sino por ciclos de crecimiento económico. Mediante el mismo método de cálculo que para la desviación estándar por décadas, segmentando en su lugar por ciclos de crecimiento económico, se obtiene la desviación estándar relativa por ciclo. Esta mejora tiene la ventaja de capturar, dentro de cada submuestra, un ciclo completo de recesión-auge-crisis, permitiendo la comparación entre éstos. La definición operativa de “recesión” introduciría nuevamente cierta arbitrariedad. Consideraremos en este trabajo que se está en recesión luego que se sucedan tres períodos consecutivos de crecimiento del PIB interanual negativo³. Esta definición es la que mejor se adapta a los ciclos de crecimiento que comúnmente se considera que ha tenido la economía uruguaya en los últimos cuarenta años.

Ambas medidas de volatilidad mencionadas no cumplen con el objetivo de obtener una medida de volatilidad (una variable no observada) con la misma frecuencia que la variable subyacente analizada, necesaria para

³ La OCED utiliza como definición operativa de “recesión” a la sucesión de dos trimestres o más de crecimiento negativo. Sin embargo, la NBER define recesión como una declinación significativa de la actividad económica medida no sólo a través el producto, sino por un número de variables de interés, sin tomar una definición operativa estricta.

analizar más detalladamente los cambios y las características de la volatilidad en el tiempo. Una aproximación muy difundida en la literatura a este problema (ver, por ejemplo, Stock y Watson, 2002; Blanchard y Simon, 2001), consiste en calcular ventanas móviles solapadas de desviación estándar sobre la variable a analizar, obteniéndose así una serie de volatilidad. Siguiendo a Blanchard y Simon (2001), la medida de volatilidad computada mediante ventanas móviles solapadas de desviación estándar se calcula asignándole a la medida de volatilidad del período t , el resultado de computar la desviación estándar de la variable desde $t-n$ hasta t , siendo n el tamaño de la ventana. El período que abarque la ventana de volatilidad es una decisión del investigador, existiendo ejemplos como Stock y Watson (2002) que utilizan una ventana de cuatro trimestres, hasta Blanchard y Simon (2001), que extienden la ventana para capturar veinte trimestres de la variable.

La desventaja de este método viene dada por, nuevamente, cierta arbitrariedad en la creación de la serie no observada de volatilidad. Esta discrecionalidad no sólo está presente en la elección de la dimensión de la ventana, sino que además el método de construcción en sí le impone una estructura a la variable resultado. En la presente investigación se eligió seguir a Stock y Watson (2002) en la elección de una ventana de cuatro trimestres para la construcción de la serie de volatilidad de

ventanas móviles solapadas de desviación estándar. Además, se calcula una ventana de diez trimestres con fines comparativos⁴.

4.1.2. Metodologías paramétricas: modelización GARCH

Una aproximación más recientemente utilizada al problema de obtener una serie de volatilidad (véase por ejemplo, Hamori, 2000; Ho y Tsui, 2003; Fountas *et al*, 2004; Fang y Miller, 2008) consiste en la modelización GARCH (Generalized Autorregresive Conditional Heteroskedasticity).

La modelización ARMA de series de tiempo convencional tiene como una de sus características centrales el asumir que la varianza de los errores es constante o, dicho de otro modo, que aquellos presentan homocedasticidad. Precisamente el interés del presente trabajo consiste en analizar el comportamiento de la volatilidad, que en el contexto de un modelo de series de tiempo, es la varianza o desviación estándar de los errores del modelo.

⁴ Dado el tamaño de la muestra, se decide no utilizar ventanas móviles solapadas de desviación estándar de veinte trimestres.

Seguendo a Brooks (2008), los modelos ARCH y GARCH fueron desarrollados independientemente por Engle (1982), Bollerslev (1986) y Taylor (1986) respectivamente, y tienen la característica de estimar un modelo para la varianza, la cual se asume no constante en el tiempo y es modelizada respecto a sus propios retardos. Estos modelos tienen además la ventaja de ser adecuados para modelizar casos donde la volatilidad de una serie presenta *clustering*: períodos de relativa tranquilidad son seguidos de otros donde la volatilidad es muy alta, para luego volver a una relativa tranquilidad durante un período extendido de tiempo.

Los modelos ARCH y GARCH consisten en dos ecuaciones, una para la media condicional y una segunda para la varianza condicional. La ecuación para la media condicional puede ser prácticamente de cualquier tipo (Brooks, 2008), aunque generalmente en el análisis de la volatilidad macroeconómica, como por ejemplo Fountas (2004) y Fang y Miller (2008), se utilizan modelos autorregresivos de distinto orden.

Se define entonces la varianza condicional (σ_t^2), que se diferencia de la incondicional de la misma forma que la media condicional se diferencia de la incondicional en un modelo de series de tiempo. Esta varianza condicional de una variable aleatoria se define como:

$$(1) \quad \sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[(u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots].$$

En un modelo de regresión lineal clásico se asume que $E(u_t) = 0$, por lo que (1) se convierte en:

$$(2) \quad \sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = E[u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots],$$

donde se asume que la varianza condicional de una variable u_t es el valor esperado condicional del cuadrado de u_t . A diferencia de esto, en los modelos ARCH, la varianza condicional se modela en función de los valores previos del error elevados al cuadrado.

Por ejemplo, en el modelo ARCH(1), la varianza depende del valor inmediatamente previo del error elevado al cuadrado y una constante α_0 :

$$(3) \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2.$$

El parámetro σ_t^2 es la estimación de la varianza en un período hacia el futuro, en base a toda la información disponible hasta el momento que se cree relevante respecto a sí misma.

Como u_{t-1} está elevado al cuadrado, éste siempre tendrá valores positivos, por lo que para asegurar un resultado positivo en la estimación de σ_t^2 , la suma de los parámetros de u_{t-1} deben mayor a cero, lo que se denomina restricciones de no negatividad.

La generalización de los modelos ARCH desarrollada por Bollerslev (1986) y Taylor (1986), los mencionados modelos GARCH, introducen en la ecuación de la varianza condicional a su propio valor rezagado. Este ajuste hace que el modelo sea más parsimonioso⁵ y, en consecuencia, es menos probable que rompa con las restricciones de no negatividad (Brooks, 2008), lo que ha llevado a que en la práctica los modelos GARCH hayan sustituido a los ARCH.

Así, se puede interpretar el valor ajustado de la varianza condicional del modelo como un valor promedio de largo plazo (α_0), información referente al período anterior ($\alpha_1 u_{t-1}^2$), y el valor estimado de la varianza en el período anterior ($\beta \sigma_{t-1}^2$), como se muestra en la ecuación del caso de un GARCH(1,1):

$$(4) \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2.$$

⁵ Una demostración de esto se puede encontrar en Brooks (2008).

Se pueden definir además modelos GARCH de mayor orden, aunque dado que los GARCH(1,1) presentan generalmente un ajuste lo suficientemente bueno, no se utilizan en la práctica modelos de mayor orden (Brooks, 2008). En un modelo GARCH(p, q), la ecuación de la varianza condicional es:

$$(5) \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2.$$

Esta ecuación de la varianza permite además la inclusión de otras variables no relacionadas a los errores o a la varianza, que se crea tienen un impacto en la varianza condicional. Esta característica de los modelos será utilizada en este trabajo.

El modelo se completa con una ecuación para la media condicional de la variable, que en el presente trabajo, siguiendo a Fang y Miller (2008), se asumirá tiene una estructura autorregresiva de orden n :

$$(6) \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i y_{t-i} + u_t.$$

Como la estimación por mínimos cuadrados convencional minimiza la suma de los residuos al cuadrado, que dependen sólo de los parámetros de la ecuación de la media condicional, y no de la varianza condicional,

este método de estimación no es apropiado para el caso de los modelos GARCH. Para sortear este inconveniente, los modelos GARCH se estiman mediante el método de máxima verosimilitud.

En función de lo anterior, se busca en la estimación, el maximizar la función de log-verosimilitud dependiente de los parámetros a estimar:

$$(7) \quad L = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=2}^T \log(\sigma_t^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=2}^T (y_t - \mu - \phi y_{t-1})^2 / \sigma_t^2 .$$

Dado que la función de verosimilitud es multiplicativa en los datos, se toma su logaritmo para hacerla aditiva y, en consecuencia, simplificar su maximización.

A diferencia de la estimación mediante máxima verosimilitud de los modelos homocedásticos, donde se asume que la varianza de los errores es constante, en el caso de los modelos GARCH ésta es específicamente no constante en el tiempo. Por este motivo, la maximización de la función de log-verosimilitud requiere minimizar simultáneamente:

$$(8) \quad \sum_{t=2}^T \log \sigma_t^2$$

y

$$(9) \quad \sum_{t=2}^T \frac{(y_t - \mu - \phi y_{t-1})^2}{\sigma_t^2}.$$

El paquete econométrico utilizado para llevar adelante el presente trabajo (EViews versión 7) emplea una técnica iterativa para maximizar la función de log-verosimilitud, donde dada una estimación inicial de los parámetros calculada por mínimos cuadrados ordinarios, éstos son reestimados sucesivamente hasta alcanzar un óptimo en la función. El algoritmo de optimización seleccionado fue desarrollado por Marquardt, a su vez una modificación del algoritmo desarrollado por Berndt, Hall, Hall y Hausman (1974), llamado también BHHH.

Además de la especificación GARCH analizada, se utilizará también una extensión de estos modelos, los llamados EGARCH, propuestos por Nelson (1991), donde la ecuación de la varianza condicional adopta la forma:

$$(10) \quad \log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|u_t|}{\sigma_{t-1}} + \alpha_2 \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2.$$

Como se modeliza el $\log(\sigma_t^2)$, σ_t^2 será positiva aún con parámetros estimados negativos, lo que elimina la necesidad de imponer las restricciones de no negatividad a los parámetros del modelo. La ventaja principal de esta alternativa es, sin embargo, que bajo ella se permite

capturar asimetrías en la volatilidad, a diferencia de los modelos GARCH convencionales, que fuerzan una respuesta simétrica de la volatilidad a *shocks* positivos y negativos, como consecuencia del hecho que el signo de los *shocks* se pierde al elevarlos al cuadrado en la especificación de la varianza condicional, en la ecuación 5, donde importa sólo la magnitud de este *shock* y no el signo. La asimetría se puede apreciar cuando el término α_2 tiene una estimación significativa y distinta de cero. Así, de este modelo se obtiene una serie del logaritmo de la varianza condicional, calculada asumiendo una distribución condicional de errores normales, en lugar de la propuesta originalmente por Nelson (1991) de Distribución de Errores Generalizada (GED por sus siglas en inglés), dado que así se reduce la complejidad computacional y hace más intuitiva la interpretación de los resultados.

Otra extensión al modelo GARCH básico que se utilizará es el llamado GARCH en media, o GARCH-M. Estos modelos toman en cuenta situaciones donde la volatilidad puede afectar el comportamiento de la media de la variable, y son útiles para evaluar si un aumento en la volatilidad de la variable en cuestión ha tenido un impacto en la media de variable en sí misma. La especificación original ARCH-M fue desarrollada por Engle, Lilien y Robins (1987), generalizada luego hacia un GARCH-M, que toma la forma de la siguiente especificación:

$$(11) \quad y_t = \mu + \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \delta \sigma_{t-1} + u_t, u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

Por último, si la estimación del parámetro δ dentro del modelo GARCH-M es estadísticamente significativa, un cambio de la volatilidad modificaría el comportamiento de la media de variable en sí misma.

4.2. Prueba de cambio estructural

La serie de volatilidad del PIB medular del presente trabajo surge como resultado de modelizar la serie de crecimiento interanual del PIB trimestral real mediante un modelo GARCH de series de tiempo, método que se utiliza además para obtener series de volatilidad de otras variables de interés. En consecuencia, es esencial en función del objetivo de obtener una serie de volatilidad, que el modelo subyacente esté correctamente especificado.

En este sentido, la búsqueda de un quiebre estructural en los parámetros del modelo tiene como uno de sus dos intereses principales la correcta especificación del modelo en sí mismo, para obtener así una serie de volatilidad apropiada. Nelson y Plosser (1982) fueron pioneros en plantear

la idea que una serie previamente caracterizada como un *random-walk* podía ser mejor modelizada como una serie de tiempo estacionaria con un quiebre en la media.

A su vez, y en relación a los modelos GARCH, Diebold (1986), sostiene que la presencia de cambio estructural puede confundir la persistencia en las estimaciones, generando resultados espurios en las mismas.

Más allá de lo anterior, la búsqueda de un quiebre estructural en los parámetros del modelo tiene, en el caso de esta investigación, una segunda motivación (seminal para su introducción en la metodología) de carácter conceptual. Ésta se refiere al significado que tiene la existencia en sí misma de un quiebre en la volatilidad, a la luz del marco conceptual utilizado y los antecedentes referentes a la literatura de la Gran Moderación, ya que de haber evidencia que soporte o no quiebres estructurales en el modelo para la serie de volatilidad, implicaría que la economía uruguaya presentaría (o no) los rasgos que define la mencionada hipótesis.

En este contexto, Blanchard y Simon (2001), utilizando modelos autorregresivos, argumentan que los cambios en la volatilidad se originan generalmente en cambios en la varianza condicional, conclusión a la que llegan también Sensier y van Dijk (2004). Sin embargo, Kim y Nelson

(1999) y Fang y Miller (2008) encuentran que estos cambios surgen de ambos, los cambios en la media condicional y en la varianza condicional, a pesar que los primeros sostienen que los cambios en la media condicional son cuantitativamente de menor magnitud.

4.2.1. Prueba de cambio estructural de Quandt-Andrews

Siguiendo a Hansen (2001), la prueba clásica para cambios estructurales se le atribuye a Chow (1960), la cual separa la muestra en dos subperíodos y estima los parámetros del modelo para cada uno de ellos, para luego probar la igualdad de los dos conjuntos de parámetros utilizando un estadístico F . Este test, muy popular durante un gran período, tiene la desventaja que requiere una fecha de quiebre *a priori*, lo que introduce un alto grado de arbitrariedad en los resultados, al mismo tiempo que puede no captar fechas de quiebre solamente porque el investigador no las pruebe.

En función de esta limitación, Quandt (1960) introdujo la idea de llevar adelante sucesivas pruebas de Chow para todas las posibles fechas de quiebre, y tomar como fecha de quiebre aquella en donde el estadístico de Chow se hace máximo. De esta forma, la prueba de Quandt no requiere la introducción de una fecha de quiebre *a priori*, eliminando así

los problemas de la prueba clásica de Chow mencionados en el párrafo anterior.

El inconveniente inherente a la prueba de Quandt es que los valores críticos de Chow ya no son válidos en el contexto de fechas de quiebre desconocidas. El no conocimiento de la distribución asintótica del estadístico de Quandt bajo la hipótesis nula imposibilitó la utilización generalizada de esta prueba, y no fue sino hasta 30 años después, a principios de la década de los noventa, que esta distribución fue tabulada por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994). Por último, Hansen (1997) presenta un método para calcular los p-valores asociados a los valores críticos de Andrews (1993), los cuales serán utilizados en la presente investigación.

Es importante mencionar que entre otros autores, Bai y Perrón (1998) desarrollaron luego un test de cambio estructural diseñado específicamente para hallar varios quiebres estructurales en los parámetros del modelo de una serie. Stock y Watson (1997) afirman, sin embargo, que la prueba de Quandt-Andrews tiene potencia también contra más de una fecha de quiebre, y ésta ha sustituido en los hechos al estadístico de Chow en la práctica econométrica reciente (Hansen, 2001).

Andrews y Ploberger (1994) consideran el caso que un sub-vector de un parámetro $\beta \in B \subset R^S$ es igual a cero cuando la función de verosimilitud depende de un parámetro adicional $k \in \Pi$, la fecha del quiebre, bajo la hipótesis alternativa, que no aparece en la hipótesis nula. En estos casos, las propiedades de optimalidad asintóticas de los tests del multiplicador de Lagrange (LM), Wald y el ratio de verosimilitud (LR) no se mantienen.

Andrews (1993) plantea el problema considerando un modelo paramétrico con el índice para el parámetros β_t , para $t = 1, 2, \dots$. La hipótesis nula planteada se refiere a la estabilidad de los parámetros:

$$(12) \quad H_0 : \beta_t = \beta_0 \text{ para todo } t \geq 1 \text{ para los } \beta_0 \in B \subset R^S .$$

La hipótesis alternativa es la de existencia de un cambio de única vez, situándose éste en el punto $k \in (0,1)$, donde T es el tamaño de la muestra y k el punto de cambio estructural (fecha), dada por:

$$(13) \quad H_{1T}(k) : \beta_t \begin{cases} \beta_1(k) & \text{para } t = 1, \dots, k \\ \beta_2(k) & \text{para } t = k + 1, \dots \end{cases}$$

para los $\beta_1(k), \beta_2(k) \in B \subset R^S$ constantes.

Los *tests* para probar H_0 contra H_{1T} cuando k es conocido, son los mencionados tests de Chow de los tipos Wald, LM o LR y son equivalentes a tests F convencionales. Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) desarrollaron el caso donde k es desconocido, la prueba ideada por Quandt (1960), que se enfrentó a los problemas mencionados anteriormente.

Andrews (1993) muestra que la elección para una fecha de quiebre en esta prueba, donde k es desconocido, no debería pertenecer al intervalo completo $\Pi = (0,1)$, dado que los estadísticos “divergen al infinito en probabilidad, mientras que si Π se restringe a cierta distancia de cero y uno, los estadísticos convergen en distribución” (Andrews, 1993, traducción propia). Dicho de otro modo, la distribución de estos estadísticos se vuelve degenerada a medida que la fecha de quiebre se aproxima a los extremos de la muestra, por lo que para compensar este comportamiento no se incluyen dichos extremos en la prueba. Así, es usual en la literatura restringir Π al 85% central de la muestra, recortando el 7.5% inicial y el 7.5% final (el recorte es simétrico).

Siguiendo a Hansen (1997), sea un parámetro β de dimensión $m \times 1$ que describa algún aspecto de la serie de tiempo x_t , que toma el valor β_1 para $t < k$, y el valor β_2 para $t \geq k$, donde $m \leq k \leq n - m$. Si $F_n(k)$ denota un estadístico de Wald, LM o LR de hipótesis de no cambio estructural

$(\beta_1 = \beta_2)$ para un k dado, si k (la fecha del cambio estructural) se sabe que se encuentra dentro del rango $[k_1, k_2]$, el estadístico de Quandt o “Sup” de la prueba es:

$$(14) \quad SupF_n = \sup_{k_1 \leq k \leq k_2} F_n(k).$$

Por otro lado, Andrews y Ploberger (1994) desarrollan complementariamente las pruebas “Exp” y “Ave”:

$$(15) \quad ExpF_n = \ln \left(\frac{1}{k_2 - k_1 + 1} \sum_{t=k_1}^{k_2} \exp \left(\frac{1}{2} F_n(k) \right) \right)$$

y

$$(16) \quad AveF_n = \frac{1}{k_2 - k_1 + 1} \sum_{t=k_1}^{k_2} \exp \left(\frac{1}{2} F_n(k) \right).$$

Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) muestran que bajo un cierto conjunto de condiciones de regularidad, los estadísticos bajo la hipótesis nula tienen las siguientes distribuciones asintóticas:

$$(17) \quad SupF_n \rightarrow_d SupF(\pi_0) = \sup_{\pi_1 \leq \tau \leq \pi_2} F(\tau),$$

$$(18) \quad ExpF_n \rightarrow_d ExpF(\pi_0) = \ln \left(\frac{1}{\pi_2 - \pi_1} \int_{\pi_1}^{\pi_2} \exp \left(\frac{1}{2} F(\tau) \right) d\tau \right),$$

$$(19) \quad AveF_n \rightarrow_d AveF(\pi_0) = \frac{1}{\pi_2 - \pi_1} \int_{\pi_1}^{\pi_2} F(\tau) d\tau,$$

donde

$$(20) \quad F(\tau) = \frac{(W(\tau) - \tau W(1))(W(\tau) - \tau W(1))}{\tau(1-\tau)},^6$$

El encontrar un quiebre en un proceso de series de tiempo mejora las posibilidades de rechazar la hipótesis de que una serie sea mejor caracterizada como un *random-walk*. Lumsdaine y Papell (1997) encuentran que la evidencia en contra de una caracterización *random-walk* es todavía más fuerte si se permiten dos quiebres estructurales en lugar de solamente uno. Sin embargo, “la necesidad de dos quiebres también reduce la distinción entre un modelo *random-walk* y uno con quiebres en media” (Hansen, 2001:125, traducción propia).

⁶ $W(\tau)$ es un vector $m \times 1$ de movimiento Browniano, $\pi_1 = k_1/n$ y $\pi_2 = k_2/n$. Estas distribuciones no sólo no son estándar, sino que además de depender de m , las distribuciones dependen de π_1 y π_2 . Para más detalles, ver Hansen (1997).

5. Tratamiento de datos

En el Anexo I se encuentra el cuadro A1, que lista las variables utilizadas en el presente trabajo, así como sus respectivas fuentes. Todas las variables estudiadas en este trabajo se toman en frecuencia trimestral.

En primer lugar, la serie trimestral de crecimiento interanual del PIB uruguayo se construye sobre la serie del PIB a pesos constantes del 2005, obtenida del Banco Central del Uruguay (en adelante BCU), que comprende el período entre el primer trimestre de 1977 y el último de 2010. Para la construcción de la serie de tasa de crecimiento interanual, se toman logaritmos del ratio interanual, multiplicando este resultado por cien, como se muestra en la siguiente expresión.

$$21) \quad y_{iPIB} = 100 * \ln(PIB_t / PIB_{t-4}),$$

siendo y_{iPIB} la tasa trimestral de crecimiento interanual del PIB real en el período t y PIB_t el PIB a precios constantes de 2005 en el período t .

Por otro lado, se lleva adelante la misma transformación para las series en tasas de crecimiento:

$$22) \quad y_{it} = 100 * \ln(x_{it} / x_{it-4}),$$

siendo y_{it} la tasa de crecimiento de la variable i en el momento t , y x_{it} el valor efectivo de la variable i en el momento t . Esta transformación no se lleva adelante para las tasas de interés, los índices EMBI, los grados de apertura comercial y profundidad financiera⁷.

La serie de profundidad financiera se construye sumando los créditos y depósitos totales del sistema bancario, y llevando adelante el cociente de éstos sobre el PIB. Se computa también el grado de apertura comercial como la suma de exportaciones e importaciones sobre el PIB.

Finalmente, a excepción de los indicadores de grado de profundidad financiera y de apertura comercial, tasas de interés y los índices EMBI, que se toman en niveles, se construyen series de volatilidad para las tasas de crecimiento de cada variable, tomando la desviación estándar condicional obtenida de la serie de varianzas condicional que resulta de la estimación de modelos GARCH(1,1) para cada una de ellas. Para las otras variables, se lleva adelante la misma modelización pero con la variable en niveles.

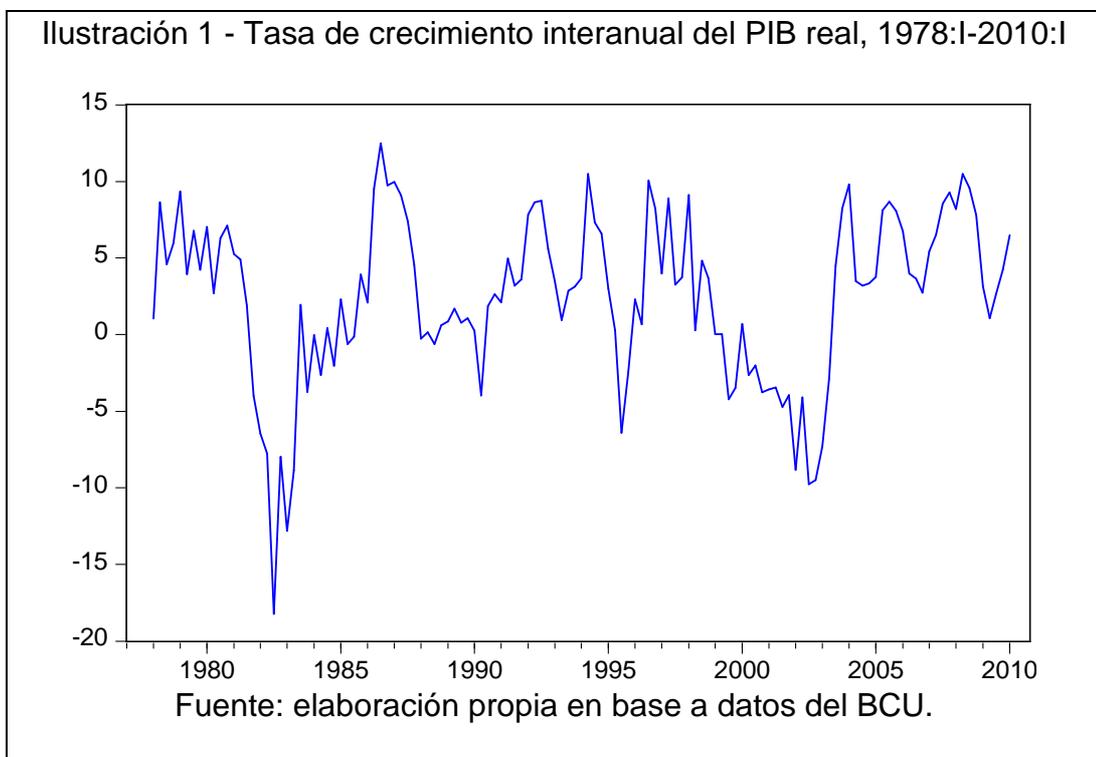
⁷ La transformación no se lleva adelante para las variables mencionadas para obtener una medida de semielasticidad de tasas de interés y primas de riesgo y, en los casos del grado de apertura comercial y profundidad financiera, como consecuencia que son cocientes.

6. Volatilidad del crecimiento del PIB en Uruguay

En esta sección se llevará adelante el análisis de la volatilidad del crecimiento del PIB en Uruguay, utilizando la metodología expuesta en la sección 4. En principio, se lleva adelante un análisis introductorio en relación a la serie de crecimiento del PIB. Luego, en primer lugar, se aplicarán las metodologías no paramétricas para la construcción de un indicador volatilidad, para en segundo lugar llevar adelante la metodología GARCH para la serie del crecimiento del PIB en función del objetivo de obtener un indicador de volatilidad de aquel. El modelo EGARCH será utilizado para probar la existencia de asimetría en la volatilidad del crecimiento. También se indagará en búsqueda de un quiebre en media y varianza en las series de crecimiento y volatilidad del PIB, incorporándose (si se encuentran) los quiebres hallados al modelo GARCH original para reconstruir la serie de volatilidad del crecimiento del PIB. Adicionalmente, se modelizará la tasa de crecimiento del PIB mediante un modelo GARCH-M, para analizar la relación entre ésta y su volatilidad.

6.1. El crecimiento del PIB

La ilustración 1 muestra la serie de la tasa de crecimiento interanual del PIB a pesos del 2005.



El cuadro 1 muestra, además, los principales estadísticos de la serie del crecimiento del PIB.

Cuadro 1 – Principales estadísticos del crecimiento interanual del PIB.⁸

		Retardo	Ljung-Box Q	Prob	Ljung-Box Q²	Prob
Media	2.39					
Mediana	3.13	1	78.12	0.00	18.70	0.00
Máximo	12.49	2	136.52	0.00	31.38	0.00
Mínimo	-18.22	3	169.95	0.00	32.48	0.00
Desviación Std.	5.48	4	179.88	0.00	35.05	0.00
Asimetría	-0.81	5	187.34	0.00	36.90	0.00
Curtosis	3.83	6	190.96	0.00	41.15	0.00
		7	192.84	0.00	42.87	0.00
Jarque-Bera	17.68					
Probabilidad	0.00					

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

Como se aprecia en el cuadro 1, la media del crecimiento interanual de la economía uruguaya para todo el período muestral fue de 2.39%, alcanzando el crecimiento su máximo de 12.5% en el tercer trimestre de 1986, y el mínimo de -18.22% en el tercer trimestre de 1982. La volatilidad del crecimiento del PIB real en todo el período de la muestra, medida a través de la desviación estándar, es de 5.48%, valor que duplica la media del crecimiento, lo cual es un indicio de la alta volatilidad que ha presentado el crecimiento del PIB de Uruguay en el período.

El estadístico de asimetría muestra una distribución asimétrica negativa, lo que implica que en el período muestral existe mayor probabilidad de

⁸ Las columnas "Prob" corresponden a los p valores de cada estadístico. Los tests se realizan para los términos en nivel y al cuadrado en búsqueda de autocorrelación hasta k retardos, al 5% de nivel de significación. Estadísticos de Ljung-Box, en adelante LB

grandes caídas en el crecimiento del PIB que de grandes saltos positivos. Además, la prueba de Jarque-Bera rechaza la normalidad de la distribución de la tasa de crecimiento, aunque esto puede ser resultado del exceso de curtosis y asimetría de la distribución.

El estadístico de Ljung-Box a siete retardos rechaza la hipótesis de no autocorrelación en la tasa de crecimiento interanual del PIB, mientras que el estadístico de Ljung-Box al cuadrado sugiere una varianza variante en el tiempo para la tasa de crecimiento. De acuerdo con Fang y Miller (2008), la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad sugiere un proceso ARMA para la ecuación de la media y la varianza de forma de capturar la estructura dinámica y generar residuos ruido blanco, consistente con una modelización GARCH.

Finalmente, la prueba de Dickey-Fuller (cuadro A2 en el Anexo II) con intercepto para la serie en nivel, rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad al 5% de nivel de significación.

6.2. Análisis no paramétrico de la volatilidad

6.2.1. Desviaciones estándar relativas por década

Como primera aproximación no paramétrica hacia la construcción de un indicador de volatilidad, se presenta en el cuadro 2 las desviaciones estándar del crecimiento interanual del PIB por décadas, relativas a la desviación estándar del total de la muestra. Un valor menor a la unidad indica una década de volatilidad relativa menor.

Serie	Desviación estándar 1978-2010	Desviación estándar, relativa a 1978-2010		
		1980-1989	1990-1999	2000-2009
Crecimiento del PIB real (interanual)	5.48	1.16	0.74	1.07

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

El crecimiento interanual del PIB presenta una volatilidad relativa menor durante la década de los noventa que en el total de la muestra. Sin embargo, la volatilidad relativa del crecimiento durante la primera década de los dos mil es mayor a la del total, mientras que la de los ochentas es todavía mayor a esta última.

Así, la llamada “década perdida” de América Latina en términos de crecimiento tiene su contracara en una volatilidad del crecimiento relativa elevada, de más de un 16% mayor al del total de la muestra. La crisis de 2002 en Uruguay parece haber incidido también en la volatilidad del crecimiento, aumentando la volatilidad de la década (aproximadamente 7% mayor al total de la muestra), mientras que el crecimiento de la década de los noventa habría atenuado la volatilidad del crecimiento, siendo esta un 25% menor a la del total de la muestra. Estos resultados son consistentes con los hallados por Kamil y Lorenzo (1998), acerca de una reducción de la volatilidad cíclica del PIB hacia fines de los noventa. Al extender el período muestral, sin embargo, este resultado no se mantiene, al volver a aumentar la volatilidad en la siguiente década.

6.2.2. Desviaciones estándar relativas por ciclo de crecimiento

Otra posibilidad para analizar la volatilidad del crecimiento en el tiempo es segmentar la muestra según ciclos de crecimiento económico, para luego calcular la desviación estándar de cada uno de estos ciclos respecto al total de la muestra.

Con fines operativos, se considerará que comienza una recesión en el primer trimestre de tres consecutivos con crecimiento negativo. Así, se

tabula la muestra según la definición operativa de ciclos mencionada de forma tal que cada ciclo comience en el fin de una recesión inclusive, salvo para el primer ciclo, que comienza en el inicio de la muestra.

Según esta definición operativa, en el período analizado la economía uruguaya pasó por tres ciclos, que comprenden los siguientes sub períodos:

- Ciclo I: Inicio de la muestra (primer trimestre de 1978) al segundo trimestre de 1982.
- Ciclo II: Tercer trimestre de 1982 al tercer trimestre del 2000
- Ciclo III: Cuarto trimestre del 2000 al primer trimestre de 2010 (fin de la muestra).

El cuadro 3 presenta las desviaciones estándar relativas del crecimiento interanual del PIB dentro de cada ciclo, respecto de la desviación estándar total de la muestra.

Cuadro 3 – Desviaciones estándar por ciclo, 1978:I a 2010:1

Series	Desviación estándar 1978-2010	Desviación estándar, relativa a 1978-2010		
		Ciclo I	Ciclo II	Ciclo III
Crecimiento del PIB real (interanual)	5.48	0.89	0.98	1.08

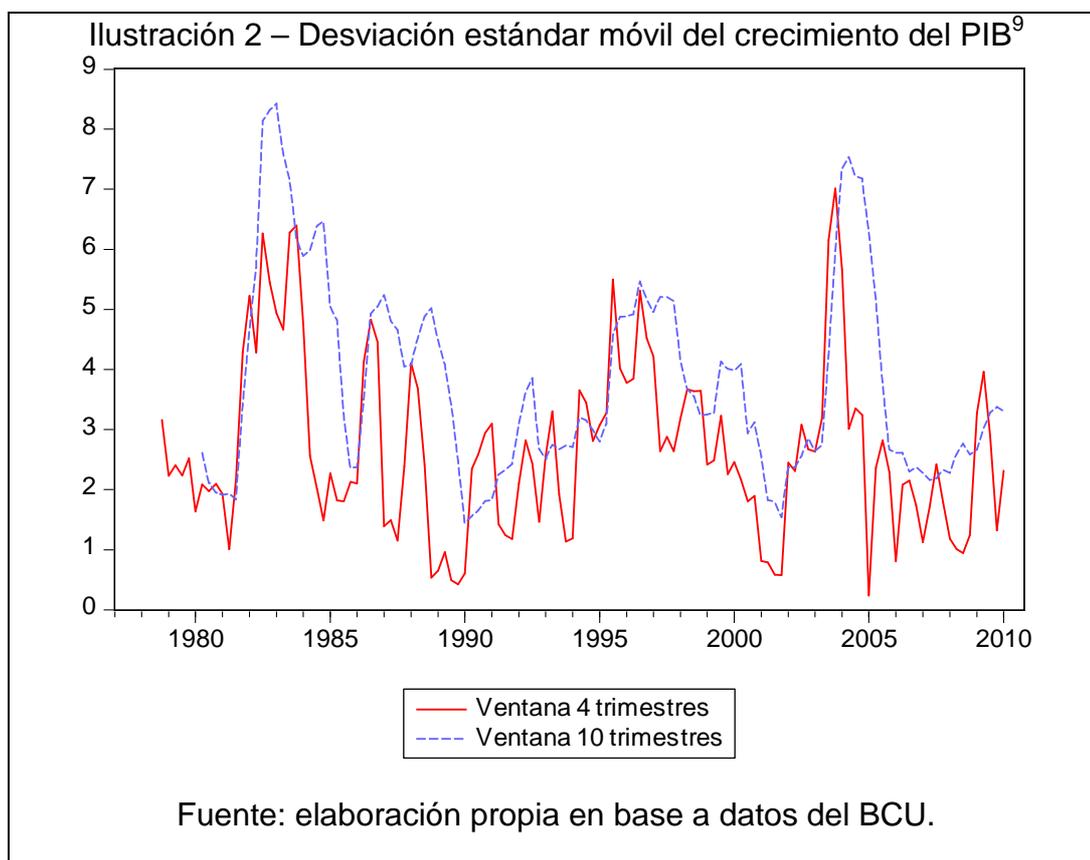
Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

Según esta medición, cada ciclo presentó un crecimiento más volátil que el anterior, y los primeros dos ciclos fueron menos volátiles que el total de la muestra, a diferencia del tercer ciclo, donde la volatilidad relativa supera la unidad. Esto permite visualizar cómo la volatilidad del crecimiento es un rasgo característico de la economía uruguaya, no habiéndose atenuado en el tiempo. Este resultado es además consistente con el aumento de volatilidad durante la primer década de los dos mil hallado en el punto 6.2.1.

6.2.3. Ventanas móviles solapadas de desviación estándar.

Como última aproximación no paramétrica para la construcción de un indicador de volatilidad, se utilizan ventanas móviles de desviación estándar solapadas de cuatro y diez trimestres, utilizadas ampliamente en

la literatura referente a la volatilidad del crecimiento. La serie se presenta en la ilustración 2.



A diferencia de las series de desviación estándar móviles para varios países del G7, especialmente Estados Unidos (Blanchard y Simon, 2001), en el caso de Uruguay, la serie de diez y cuatro trimestres muestran un patrón de volatilidad similar y no presentan un decrecimiento secular del

⁹ La serie de desviación estándar móvil de cuatro trimestres abarca el período 1978:IV-2010:I, mientras que la de diez trimestres está comprendida entre 1980:II-2010:I. Esto es resultado del método de construcción de las series.

patrón de volatilidad en el período analizado, lo que implica que mediante esta medida, la volatilidad del crecimiento del PIB de Uruguay no ha disminuido o, dicho de otro modo, no presentaría indicios de haberse moderado.

A simple vista, hay un aumento de la volatilidad del crecimiento del PIB durante los episodios de crisis que atravesó la economía. Así por ejemplo, se observa un salto en este indicador de volatilidad hacia fines de 2008, relacionado a la crisis financiera internacional, o un período de alta volatilidad relacionado con el efecto Tequila de 1995, además de los grandes picos de volatilidad coincidentes con las grandes crisis que atravesó la economía uruguaya en 1983 y 2002. Estas observaciones son consistentes el hallazgo de Pena (2004) en relación al aumento de la volatilidad del crecimiento del PIB en los períodos de recesión.

Finalmente, estos indicadores de volatilidad parecen respaldar la hipótesis, también anticipada por los indicadores anteriores, en relación a que la volatilidad es un rasgo característico del crecimiento del PIB de Uruguay.

6.3. Análisis paramétrico de la volatilidad

6.3.1. Modelización GARCH y EGARCH

Para llegar al indicador medular de volatilidad del crecimiento del presente trabajo, se llevará adelante una modelización GARCH(1,1) del crecimiento del PIB interanual¹⁰. Además, se utilizará un modelo EGARCH(1,1) para indagar sobre la existencia de asimetría en la volatilidad del crecimiento.

En función de esto, y siguiendo a Fang y Miller (2008), en primer lugar se ajusta un modelo autorregresivo de orden n con constante para la ecuación de la media del modelo, seleccionando el número de retardos AR según el criterio de Schwartz (SBC)¹¹, y que no presente indicios de autocorrelación en los residuos. Con este criterio, se selecciona un modelo AR de cuarto orden con constante para la ecuación de la media de los modelos GARCH(1,1) y EGARCH(1,1). Así, la ecuación 6 de la sección 4 se transforma en:

$$(23) \quad y_{tPIB} = c + \alpha_1 y_{t-1PIB} + \alpha_2 y_{t-2PIB} + \alpha_3 y_{t-3PIB} + \alpha_4 y_{t-4PIB} + u_t$$

¹⁰ Especificaciones de mayor orden de los modelos GARCH y EGARCH empeoran el desempeño de ambos modelos.

¹¹ Fang y Miller (2008) seleccionan un modelo AR(3) para el crecimiento intertrimestral de Japón. Hamori (2000) utiliza un AR(2) y un AR(4) en la ecuación de la media condicional del modelo de crecimiento para Japón.

El resultado de la estimación del modelo GARCH(1,1) se encuentra en el cuadro A3 del Anexo II, mientras que la estimación del modelo EGARCH(1,1) se encuentra en la tabla A4 del mismo Anexo. Los estadísticos principales de los residuos estandarizados de ambos modelos se presentan en los cuadros A5 y A6 del Anexo II.

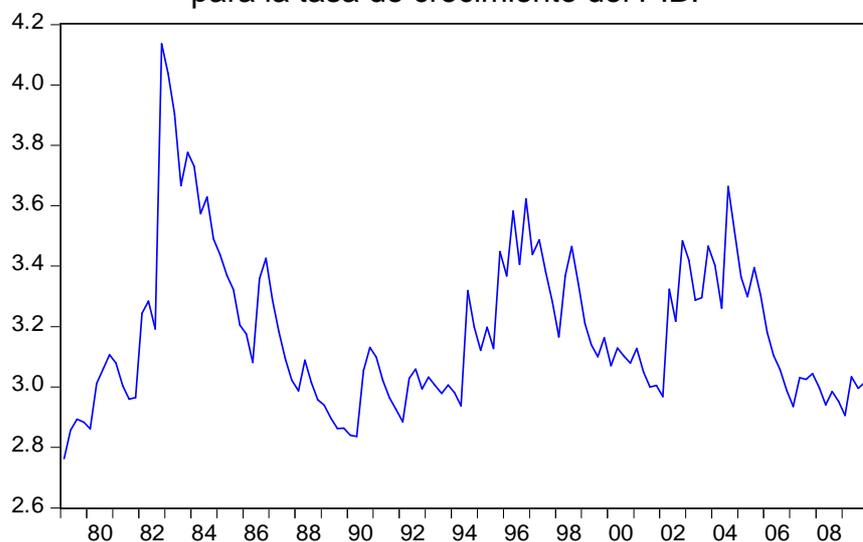
En el caso del modelo GARCH(1,1), los coeficientes de la ecuación de la media resultan significativos al 5%, excepto el coeficiente del término AR(3), lo cual muestra evidencia a favor de la estructura especificada para la media. Los coeficientes estimados para la ecuación de la varianza cumplen con las restricciones de no negatividad, y la suma de sus estimaciones son además menores a la unidad. En la ecuación de la varianza estimada, el coeficiente β_1 resulta significativo al 5%, mientras que el coeficiente α_1 es no significativo al 5% de nivel de significación.

De la tabla A5 se desprende que se rechaza la hipótesis de no autocorrelación mediante el estadístico Q del Ljung-Box, pero no se rechaza la hipótesis de no heterocedasticidad condicional en los residuos del modelo. Éstos últimos siguen presentando exceso de curtosis, aunque el estadístico de Jaque-Bera no rechaza la hipótesis nula de normalidad. De esta forma, el modelo ajustado captura adecuadamente las propiedades de los datos.

En cuanto al modelo EGARCH, mostrado en la tabla A4, los coeficientes de la ecuación de la media resultan significativos al 5% de nivel de significación, salvo el coeficiente asociado con el término AR(3). En cuanto a la ecuación de la varianza, el coeficiente α_2 resulta no significativo, por lo que en principio no existe evidencia de asimetría en la volatilidad del crecimiento del PIB. Las conclusiones para los residuos estandarizados del modelo GARCH(1,1) son también válidas para el modelo EGARCH(1,1).

Del modelo GARCH estimado se obtiene la serie de desviación estándar condicional, la cual constituye el primer indicador paramétrico de la volatilidad de la tasa de crecimiento del PIB. Ésta se muestra en la ilustración 3.

Ilustración 3 – Desviación estándar condicional del modelo GARCH(1,1) para la tasa de crecimiento del PIB.



Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

Es importante resaltar dos puntos respecto a la serie de volatilidad estimada: por un lado, como adelantaron los indicadores anteriores, no se observa una reducción secular de la volatilidad del crecimiento del PIB. Además, es clara la asociación entre eventos como las crisis económicas y los *shocks* externos con picos en la volatilidad del crecimiento. Por ejemplo, observando los datos más recientes, la caída en la volatilidad del crecimiento observada desde fines del 2003 se vio revertida con la reciente crisis financiera internacional.

6.4. Prueba de quiebre estructural

Los cambios en la volatilidad pueden estar asociados a cambios en la varianza de la innovación, esto es, la varianza condicional de los modelos GARCH, pero también pueden surgir de cambios en el proceso de la media condicional (esto es, cambios en los coeficientes autorregresivos de estos modelos). Además, Fang y Miller (2008) argumentan que no considerar cambios en el proceso de la media y en la varianza puede llevar a excesos de curtosis no resueltos en los modelos GARCH.

Por otro lado, encontrar un quiebre en el proceso de la varianza condicional, con una reducción de la volatilidad posterior al quiebre, sería evidencia que Uruguay asistió a un proceso de moderación de la volatilidad del crecimiento.

Por último, Blanchard y Simon (2001) argumentan que si la tasa de crecimiento exhibe exceso de curtosis, aquella está expuesta a *shocks* infrecuentes y de importante magnitud, lo que sugiere que el mencionado exceso de curtosis puede implicar cambios extremos en la media de la tasa de crecimiento.

Para analizar la posibilidad de presencia de quiebres estructurales en la media y en la volatilidad del crecimiento, se utilizará la prueba de cambio estructural de Quandt-Andrews descrita en la sección 4.2.1. En primer lugar, se probará la existencia de cambio estructural en la media del crecimiento, estimando un modelo AR(4) para ésta y llevando adelante la prueba sobre este modelo. En caso que se encuentre un quiebre en la media o en la varianza, éstos se incorporarán en los procesos de media y varianza condicional de los modelos GARCH y EGARCH estimados en la sección anterior como una variable *dummy* que toma el valor uno desde el período t hasta el T (siendo t la fecha de quiebre y T el final de la muestra)¹² y cero en otro caso, volviéndose a estimar la serie de desviación estándar condicional. Para tomar la decisión sobre la existencia o no de quiebre, se computa el estadístico *SupWald* al 5% de nivel de significación. Los resultados de la prueba se muestran en el cuadro 4

Cuadro 4 – Test de Quandt-Andrews de quiebre estructural para la media del crecimiento del PIB, período 1980:III-2007:III

Estadístico	Valor	P-valor	Fecha estimada de quiebre
SupWald	24.99	0.00	2003:III

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

¹² Como se mencionó en la sección 4.2.1., la prueba se lleva adelante para el 85% central de la muestra, abarcando el período 1980:III-2007:III.

Como se puede observar en el cuadro, existe evidencia mediante el estadístico *SupWald* para rechazar la hipótesis nula de ausencia de quiebre al 5% de significación. El punto de quiebre se estima en el tercer trimestre de 2003. Se deben señalar tres puntos respecto al quiebre hallado. Por un lado, éste se encuentra relativamente cerca del fin de la muestra, donde la prueba de quiebre estructural comienza a perder potencia. Además, no toma en cuenta un ciclo económico completo de crecimiento, lo cual puede sesgar los resultados. Adicionalmente, se debate en la actualidad sobre si sucedió o no un salto discreto en la tasa de crecimiento del PIB de largo plazo en los últimos años y, si hubiera sucedido, existe una discusión acerca de las características idiosincráticas del mismo o si éste es consecuencia de un *boom* regional y de economías emergentes en general. Dado esto, el resultado es tomado en la presente investigación con el objetivo único de mejorar la especificación de los modelos GARCH, EGARCH y GARCH-M utilizados.

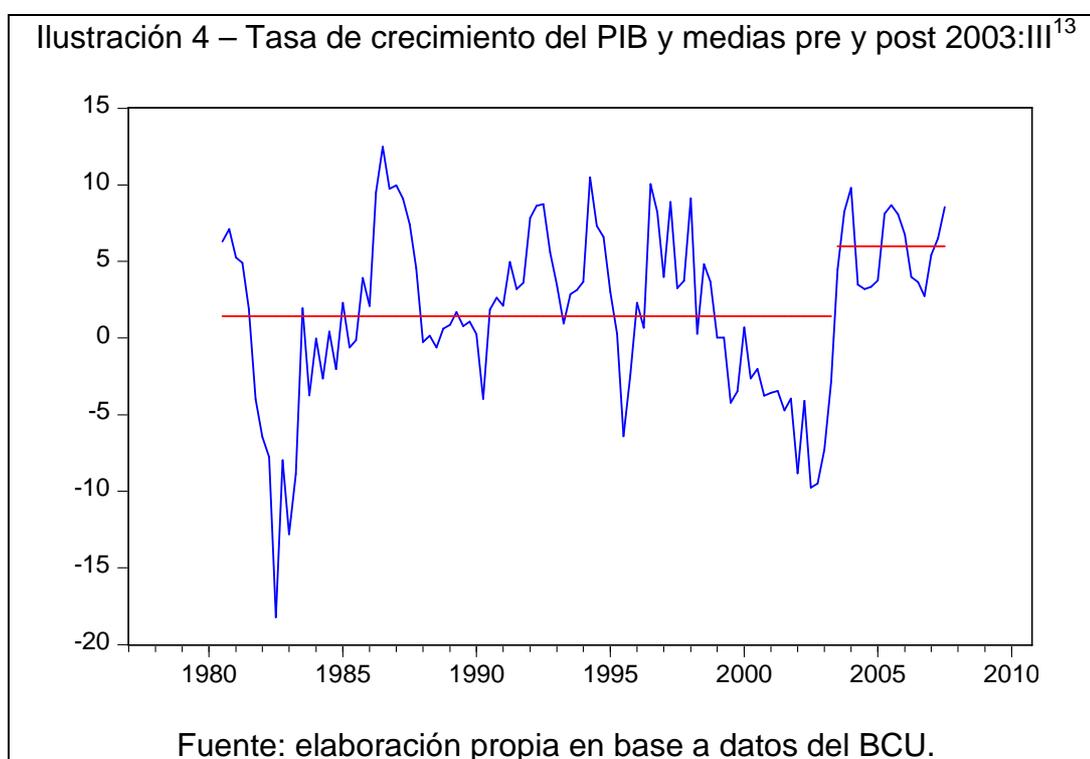
En consecuencia, se reestimarán los modelos GARCH(1,1) y EGARCH(1,1) introduciendo una variable *dummy* que toma el valor uno si $t \geq 2003:III$ y cero en otro caso. Las estimaciones de estos modelos se anexan en los cuadros A7 y A8 del Anexo II.

De estos cuadros se desprende que la variable *dummy* introducida en los modelos es significativa al 5% de nivel de significación en ambos. En el

modelo EGARCH, además, se reduce la asimetría y el coeficiente α_2 es ahora negativo y significativo al 5% de nivel de significación, por lo que bajo esta nueva especificación, la volatilidad del crecimiento del PIB reacciona de forma asimétrica ante *shocks* de la misma magnitud, impactando en la volatilidad en forma mayor un *shock* negativo a uno positivo. Dicho de otra forma, las malas noticias tienen una influencia mayor sobre la volatilidad del crecimiento del PIB que buenas noticias de la misma magnitud. Así, y tal como se visualiza en el indicador de volatilidad, eventos como la crisis asiática o el efecto tequila de mediados de los noventa tienen su correlato en un aumento de los niveles de volatilidad del PIB. A su vez, este resultado implica que noticias buenas como la caída en los *spreads* de deuda soberana o las bajas tasas de interés internacionales recientes, no tienen su contracara en una caída pronunciada en la volatilidad del crecimiento de Uruguay.

Con el fin de respaldar el resultado de la fecha de quiebre, se llevará adelante una prueba de Chow (1960) sobre la ecuación de la media del crecimiento. El resultado de esta prueba se presenta en el cuadro A9 del Anexo II. La prueba rechaza la hipótesis nula de ausencia de quiebre en 2003:III al 5% de significación, respaldando el resultado obtenido mediante la prueba de Quandt-Andrews.

En la ilustración 4 se muestra la tasa de crecimiento del PIB, así como su media previa al quiebre hallado y la media posterior al mismo. La media del crecimiento interanual del PIB previa al quiebre es del 1.43%, mientras que luego del tercer trimestre de 2003, ésta pasa a ser prácticamente 6% (valor similar al estimado para la variable *dummy*).



Incorporando el quiebre hallado en la ecuación de la media condicional, se reestima el modelo GARCH(1,1) con el objetivo de obtener la nueva serie de varianza condicional, y probar sobre ésta la posibilidad de quiebre en la volatilidad del crecimiento del PIB. Así, para llevar adelante

¹³ Se grafica solamente el período que tomó en cuenta la prueba de Quandt-Andrews, esto es el 85% central de la muestra.

la prueba de Quandt-Andrews para la volatilidad del crecimiento, se estima un modelo AR(1) con constante para aquella, y se testea la posibilidad de quiebre¹⁴. El resultado de este test se muestra en el cuadro 4.

Cuadro 4 – Test de Quandt-Andrews para quiebre en varianza.

Estadístico	Valor	P-valor	Fecha estimada de quiebre
SupWald	4.32	0.67	-

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

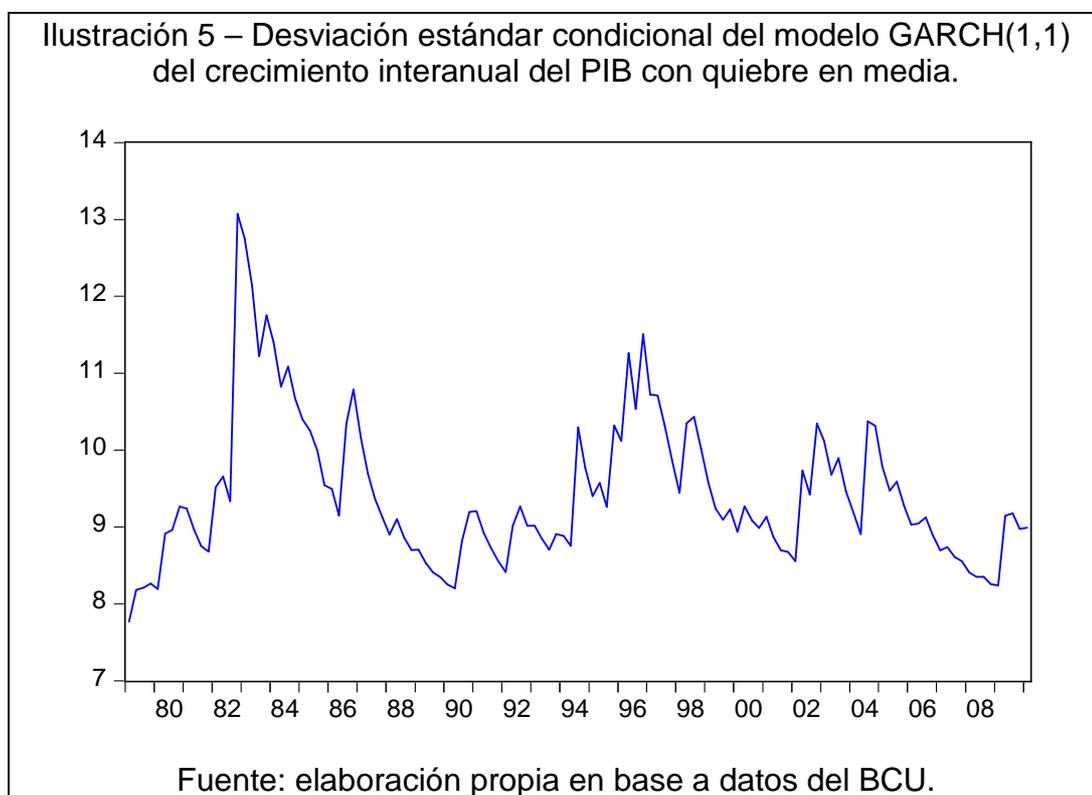
La prueba no rechaza la hipótesis nula de ausencia de quiebre al 5% de nivel de significación. Con el fin de reforzar este resultado, se lleva adelante un test de Chow en la fecha donde el estadístico *SupWald* se hace máximo (1987:I), el cual se muestra en el cuadro A10 del Anexo II. La prueba no rechaza la hipótesis nula de ausencia de quiebre en 1987:I. La prueba de Quandt-Andrews tampoco rechaza la hipótesis nula de ausencia de quiebre en la desviación estándar condicional generada por el modelo GARCH(1,1) previo a la incorporación de la variable *dummy* del quiebre en media, robusteciendo el resultado¹⁵.

¹⁴ Se selecciona un orden 1 para el modelo AR mediante el criterio de menor SBC de aquellos modelos que no presenten autocorrelación.

¹⁵ La salida de este test no se anexa al presente trabajo con el objetivo de mantener la brevedad. Se puede solicitar a los autores.

Así, la volatilidad del crecimiento no presentó, para Uruguay, un quiebre. En consecuencia, la hipótesis de la Gran Moderación no se verifica en la volatilidad de la tasa de crecimiento del PIB de Uruguay. No habiendo habido cambios en la elevada volatilidad del crecimiento, se concluye que ésta es un rasgo característico del crecimiento uruguayo en los últimos treinta años.

Incorporando el quiebre en la media del crecimiento del PIB, se vuelve a computar la desviación estándar condicional del modelo GARCH(1,1) como indicador definitivo de la volatilidad del crecimiento del PIB, mostrada en la ilustración 5.



Las conclusiones que se derivaron de la primera serie de volatilidad calculada mediante el modelo GARCH son también válidas para la serie definitiva. En ésta, sin embargo, se vuelve más evidente la conclusión respecto a un aumento reciente en la volatilidad del crecimiento del PIB en consonancia con la crisis financiera internacional desatada en 2008.

6.5. Relación entre volatilidad del crecimiento y crecimiento del PIB

Para analizar la relación entre crecimiento económico y su volatilidad, se llevará adelante un modelo GARCH-M(1,1) introduciendo además, siguiendo a Fang y Miller (2008), el crecimiento dentro de la ecuación de la varianza condicional, con el objetivo de captar la posible bidireccionalidad de la relación entre ambos, como se muestra en la ecuación 24.

$$(24) \quad \begin{aligned} y_t &= \mu + \sum_{i=1}^4 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + \lambda \sigma_t + u_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \theta y_t \end{aligned} .$$

Siendo σ_t la desviación estándar condicional y λ la medida del efecto de la volatilidad en la media del crecimiento. Además, θ mide el efecto de nivel del crecimiento del PIB en la varianza.

Fang y Miller (2008) señalan también que si el crecimiento del PIB determina la volatilidad, la omisión de introducir esta variable en la ecuación de la varianza condicional puede llevar a estimaciones GARCH-M no consistentes.

Como se discutió en la sección 3, el signo de λ y θ puede ser positivo o negativo; así, si λ es negativo y significativo, la volatilidad tiene efectos negativos sobre el crecimiento del PIB; a su vez, si θ es negativo y significativo, el crecimiento disminuye la volatilidad y, si las estimaciones son cero, implica que no hay relación entre ambas variables.

Las estimaciones para el caso de Uruguay se presentan en el cuadro A11, resultando negativas y significativas tanto para λ y para θ . Esto implica, en el caso del coeficiente de la desviación estándar condicional en la ecuación de la media (λ), que un aumento de la volatilidad reduce el crecimiento del PIB, en tanto que el signo negativo del coeficiente asociado al crecimiento en la ecuación de la varianza condicional (θ) implica que un mayor crecimiento reduce su volatilidad. Los residuos estandarizados del modelo no presentan indicios de autocorrelación o heterocedasticidad al 5% de nivel de significación.

Los resultados confirman la hipótesis acerca de los efectos nocivos de la volatilidad sobre el crecimiento del PIB, señalado por CEPAL (2008) para varios países de América Latina. A su vez, confirman la existencia de una relación bidireccional entre crecimiento y volatilidad, hallados por Fang y Miller (2008) para la economía Japonesa.

7. Fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB

Para analizar la influencia de las fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB destacadas por la literatura, en esta sección se llevará adelante una modelización GARCH del crecimiento del PIB, incluyendo en la ecuación de la varianza del modelo a un conjunto de variables domésticas y externas que potencialmente influyen sobre la volatilidad del crecimiento económico.

Para esto, para cada fuente potencial de volatilidad del crecimiento se estimarán tres modelos GARCH(1,1): uno que incluye el crecimiento de la variable en sí misma¹⁶, otro que toma la volatilidad del crecimiento de la variable, y un tercero que incluye a ambos el crecimiento de la variable y la volatilidad de su crecimiento.

7.1. Fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB de Uruguay

Como se mencionó, el análisis se llevará adelante especificando tres modelos para cada variable potencialmente fuente de volatilidad del

¹⁶ Salvo para las variables enumeradas en la sección 5, que se toman en niveles.

crecimiento del PIB. Las variables utilizadas se listan en el cuadro A1 del Anexo I, y son divididas entre variables domésticas y externas. Se consideran variables externas aquellas que quedan completamente determinadas fuera del país o, dicho de otra forma, variables exógenas para la economía nacional, como por ejemplo, las tasas de interés vigentes en los mercados internacionales o los términos de intercambio. El resto de las variables se consideran domésticas. El análisis se llevará adelante teniendo en cuenta esta distinción.

El modelo 1 incluye al crecimiento de la variable candidata a influir en la volatilidad del crecimiento del PIB en la ecuación de la varianza del modelo GARCH(1,1) estimado en la sección 6.4., salvo los indicadores de apertura comercial, profundidad financiera, tasas de interés y los índices EMBI, los cuales se toman en niveles dentro de la misma especificación:

$$(25) \quad \begin{aligned} y_t &= a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + u_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 x_{it} \end{aligned} ,$$

siendo x_{it} el valor de la variable i en el momento t y γ_1 el coeficiente asociado a ésta.

El modelo 2 incluye a la volatilidad del crecimiento de la fuente en cuestión (calculada como se explicitó en la sección 5, salvo para las

variables mencionadas, que se toman en niveles) en la ecuación de la varianza del modelo GARCH(1,1):

$$(26) \quad \begin{aligned} y_t &= a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + u_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \phi_1 \sigma_{it} \end{aligned}$$

siendo σ_{it} la desviación estándar condicional (indicador de volatilidad) de la variable i en el momento t , y ϕ_1 el coeficiente asociado a ésta.

Por último, el modelo 3 incluye a ambos el crecimiento de la variable y la volatilidad del crecimiento (en niveles para las variables mencionadas) en la ecuación de la varianza del modelo GARCH(1,1) de la sección 6.4., como se muestra en la especificación:

$$(27) \quad \begin{aligned} y_t &= a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + u_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 x_{it} + \phi_1 \sigma_{it} \end{aligned}$$

7.1.1. Fuentes domésticas de volatilidad del crecimiento

En primer lugar, el coeficiente asociado a la volatilidad del consumo privado en el modelo 2 resulta positivo y significativo al 10%, por lo que un

aumento en la volatilidad del crecimiento del consumo privado aumenta la volatilidad del crecimiento del PIB. Este resultado sin embargo no es robusto a cambios en la especificación, ya que en el modelo 3 el coeficiente asociado a la volatilidad del crecimiento del consumo no resulta significativo. El crecimiento del consumo en sí mismo no es significativo en ninguna especificación.

La volatilidad de la tasa de crecimiento del consumo, medida como su desviación estándar, es 21% mayor a la del crecimiento del PIB, mostrando indicios de volatilidad excesiva (CEPAL, 2008) en la economía. Los resultados no concluyentes de las estimaciones y el exceso de volatilidad del consumo privado pueden surgir, sin embargo, del hecho que este componente de la demanda agregada se obtiene en la práctica como un residuo en el contexto de las Cuentas Nacionales, además que contiene errores y cambios metodológicos en la estimación de otras variables (Kamil y Lorenzo, 1998), lo que puede provocar una sobreestimación del nivel de volatilidad de este componente.

Para la inversión total de la economía, medida a través de la formación bruta de capital fijo total, el crecimiento de ésta resulta significativo y negativo solamente en la especificación del modelo 1. En el modelo 3, donde está especificado junto a la volatilidad del crecimiento de la inversión, ambos pierden significación al 5%. La volatilidad del

crecimiento de la inversión no es significativa en ninguna especificación. Estos resultados contradicen lo señalado en la literatura citada en la sección 3, donde se afirma que la volatilidad del crecimiento de la inversión influye de manera significativa sobre la volatilidad del crecimiento del PIB. Esto pese a que la volatilidad del crecimiento de la inversión casi triplica la volatilidad del crecimiento del PIB, característica también resaltada en la literatura.

El coeficiente asociado al crecimiento del gasto del gobierno es negativo y significativo en ambos el modelo 1 y el 3. Su volatilidad, sin embargo, no es significativa en ninguna especificación. De esta forma, el crecimiento del gasto del gobierno reduce la volatilidad del crecimiento del PIB. Dado el carácter procíclico del gasto del gobierno de Uruguay (Kamil y Lorenzo, 1998), este resultado implica que el crecimiento de éste actúa como amplificador de la volatilidad del crecimiento del producto.

La apertura comercial impacta negativamente en la volatilidad del crecimiento, ya que su coeficiente asociado estimado es negativo y significativo. Dado lo señalado en la sección 3, la mayor diversificación de socios comerciales experimentada durante desde la década de los noventa, fenómeno que se acentuó en la última década, ha hecho jugar a la apertura comercial un rol favorable en términos de reducción de la volatilidad del crecimiento.

En cuanto al tipo de cambio real, tanto su crecimiento como volatilidad de éste no resultan significativos en los modelos 1, 2 y 3. Así, el comportamiento del tipo de cambio real no parece ser una fuente de volatilidad del crecimiento del producto.

La tasa de inflación y su volatilidad no son significativas en ninguna de las tres especificaciones. Esto sugiere que la caída sistemática de las tasas de inflación luego de la implementación del plan de estabilización de principios de los noventa no influyó en el comportamiento de la volatilidad del crecimiento del PIB de Uruguay.

Por otro lado, la volatilidad del crecimiento del dinero es significativa y positiva en las especificaciones de los modelos 2 y 3. Así, y dadas las rigideces de precios que tiene la economía nacional (de Brun y Labadie, 1998), la volatilidad de las condiciones monetarias contribuyen de esta forma a aumentar la volatilidad del crecimiento del producto, en línea con los postulados de la teoría cuantitativa del dinero y lo señalado por Larraín y Parro (2006). Los resultados para el crecimiento del dinero no son concluyentes.

El grado profundidad financiera resulta significativo y positivo, de forma tal que un aumento de ésta aumenta la volatilidad del crecimiento. A pesar que un mayor grado de profundidad financiera es considerado en la

literatura un factor positivo para el crecimiento económico, éste aumenta a su vez la exposición de la economía a las crisis sistémicas del sistema financiero, un rasgo que ha sido característico en la historia económica uruguaya de las últimas décadas. Detrás de este resultado existen factores institucionales y estructurales como la alta dolarización del sistema financiero, así como la existencia hasta hace escasos años de un seguro implícito de depósitos, factores que tienden a contagiar los *shocks* financieros al resto de la economía. Como resaltan Carbajal y de Melo (2007), existen ciertos rasgos de la arquitectura financiera uruguaya que contribuyen a amplificar la volatilidad del producto, lo cual es consistente con el resultado anterior.

Por último, el índice EMBI Uruguay es significativo y positivo en ambas especificaciones, mientras que su volatilidad no influye en ninguna especificación en la volatilidad del crecimiento. Esto implica que un aumento del *spread* de los bonos uruguayos sobre los bonos estadounidenses a diez años aumenta la volatilidad del crecimiento del producto, hecho asociado por ejemplo a que aumentos en la percepción de riesgo del país dificultan el financiamiento tanto del gobierno como los agentes privados de la economía.

En resumen, tanto el crecimiento del consumo como su volatilidad, así como el crecimiento de la inversión y su volatilidad, además de la

volatilidad del crecimiento del gasto del gobierno, el tipo de cambio real y su volatilidad, la inflación y su volatilidad, el crecimiento del dinero y la volatilidad del índice EMBI Uruguay, no son fuentes significativas de volatilidad del crecimiento del producto uruguayo. Por otro lado, el crecimiento del gasto del gobierno y un mayor grado de apertura comercial reducen la volatilidad del crecimiento del PIB. Por último, el crecimiento del dinero, el grado de profundidad financiera y un aumento de la percepción de riesgo hacia el país aumentan la volatilidad del crecimiento del PIB.

Es interesante resaltar que de las variables domésticas consideradas en este trabajo que afectan a la volatilidad del crecimiento que resultan significativas, sobre la mayoría de estas tienen cierta incidencia indirecta factores externos.

7.1.2. Fuentes externas de la volatilidad del crecimiento

Se prueba como primera fuente externa de volatilidad del crecimiento al crecimiento de los términos de intercambio. Éstos resultan significativos y negativos sólo en la especificación del modelo 3. En el caso de los modelos para la volatilidad del crecimiento de esta variable, ni el modelo 2 ni el 3 tienen un buen desempeño, mostrando claros indicios de

heterocedasticidad en las especificaciones. Este hecho podría explicar el resultado peculiar de la estimación del coeficiente asociado a la volatilidad del crecimiento de los términos de intercambio (modelos 2 y 3), el cual resulta negativo y significativo, lo que contradice a la literatura, que afirma que la volatilidad del crecimiento de los términos de intercambio se traslada a la volatilidad del crecimiento, aumentándola.

Relacionado a la evolución de los términos de intercambio y dada la importancia del petróleo dentro de las importaciones de Uruguay, se analiza el impacto del crecimiento de precio de esta *commodity*, así como su volatilidad como fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB. Los resultados no son significativos en ninguna de las tres especificaciones¹⁷.

En el caso de la tasa de política monetaria de Estados Unidos, es su segundo momento el que afecta la volatilidad del crecimiento del PIB, resultando su coeficiente significativo y positivo en los modelos 2 y 3, mientras que el coeficiente asociado a la tasa de interés en sí misma no resulta significativo en ninguno de los modelos. Estos resultados se repiten para los rendimientos de las *T-bills* a diez años estadounidenses. Por otro lado, la tasa *Libor* a 90 días y su volatilidad no afectan la volatilidad de la tasa de crecimiento. De esta forma, se concluye que la

¹⁷ Con fines exploratorios, se probó también introducir en los modelos el crecimiento y la volatilidad de un conjunto de precios de *commodities* considerados relevantes para la economía nacional, construidos por la FAO. En todos los casos, los resultados no fueron concluyentes.

volatilidad del crecimiento está más expuesta a las oscilaciones de las condiciones monetarias estadounidenses y al apetito por el riesgo de los inversionistas internacionales¹⁸, en consonancia con lo resaltado por Goyal y Sahy (2007) para los países latinoamericanos. En síntesis, estos resultados destacan la importancia que tiene la política monetaria estadounidense sobre la economía mundial, cuestión que está suscitando un importante debate en la actualidad.

Un aspecto previamente documentado en la sección 3 refiere a la influencia de las condiciones financieras de la región sobre la volatilidad del crecimiento del PIB. Esto tiene como consecuencia que existe un efecto del tipo *tailwind* sobre la economía uruguaya, donde una mejora de la percepción de riesgo de la región mejora el acceso al financiamiento externo del país y las posibilidades de captación de inversión extranjera, tendencia la cual se está experimentando actualmente tanto en la región como en Uruguay. Lo anterior se verifica en la estimación del efecto que tiene el índice EMBI América Latina sobre la volatilidad del crecimiento del producto, el cual es significativo y positivo en los modelos 1 y 3. No sucede lo mismo con la volatilidad de este índice, la cual no resulta significativa en el modelo 3.

¹⁸ Tradicionalmente los bonos del gobierno de Estados Unidos son considerados un refugio ante condiciones financieras adversas y en consecuencia el estado de ánimo de los agentes financieros.

El crecimiento de Estados Unidos, así como su volatilidad, no resultan significativos en la volatilidad del crecimiento de Uruguay. Desde el punto de vista de la región, el crecimiento del PIB argentino tampoco resulta significativo como fuente de volatilidad del crecimiento. Los resultados se repiten para la volatilidad del mismo. Por otro lado, el crecimiento del PIB de Brasil tiene una estimación negativa y significativa en ambos modelos, por lo que un aumento del crecimiento del PIB de Brasil reduce la volatilidad del crecimiento del PIB de Uruguay. Por último, la estimación del coeficiente asociado a la volatilidad del crecimiento del PIB brasilero no es significativa en ninguno de los dos modelos. Estos resultados son consistentes con el hallazgo de Kamil y Lorenzo (1998), acerca que las fluctuaciones del PIB uruguayo están más asociadas a las fluctuaciones del PIB brasilero que al argentino¹⁹.

A modo de síntesis, el aumento de la volatilidad de la tasa de interés de política monetaria de Estados Unidos y el aumento de la volatilidad de los rendimientos de las *T-bills* a diez años, así como el aumento de la percepción de riesgo hacia América Latina, tienen un impacto de signo positivo sobre la volatilidad del crecimiento del PIB de Uruguay, aumentándola. Por otro lado, un aumento del crecimiento del PIB brasileño reduce la volatilidad del crecimiento del PIB uruguayo. Estos

¹⁹ Con el fin de confirmar estos resultados, se introdujo también las variables referentes al crecimiento y su volatilidad de los productos de las economías mencionadas, rezagadas en un período, dentro de los modelos. Los resultados son análogos.

resultados están en línea con los obtenidos por Izquierdo, Romero y Talvi (2008) en relación a la relevancia de los factores externos como fuentes de volatilidad del crecimiento para las mayores economías de América Latina. Los resultados para el resto de las variables externas consideradas, no resultaron concluyentes.

8. Conclusiones

La presente investigación analiza el fenómeno de la volatilidad del crecimiento en Uruguay, así como ciertas de sus características y fuentes en los últimos treinta años, extendiendo la escasa investigación disponible para el caso uruguayo. De los hallazgos de este trabajo surgen un conjunto de conclusiones respecto a la naturaleza de la volatilidad del crecimiento y, en consecuencia, provee un insumo de valor para los hacedores de política nacionales.

Como conclusión principal de este trabajo, se establece que la volatilidad es un rasgo característico e intrínseco del crecimiento de la economía uruguaya en los últimos treinta años. Así, existe evidencia en contra de la verificación de la hipótesis de la Gran Moderación en Uruguay, a diferencia de lo hallado por otros autores para los países desarrollados y ciertos países en desarrollo, incluidos algunos de América Latina.

Este resultado contradice el hallado por Zunino (2009) en relación a que Uruguay ha experimentado el fenómeno de la Gran Moderación en términos de la evolución de su actividad económica. El autor encuentra un punto de quiebre en su medida de volatilidad hacia fines de 2003. La diferencia en los resultados de este último trabajo en relación a la

presente investigación se puede encontrar en dos puntos. Por un lado, el autor utiliza como indicador de la evolución de la actividad económica a la brecha del producto en porcentaje de su tendencia, calculados ambos componentes mediante un filtro Hodrik-Prescott, por lo que aquel indicador de evolución de actividad económica se vuelve sensible a la elección de este filtro²⁰. En segundo lugar, el quiebre encontrado por el autor en la volatilidad se encuentra hacia el final de la muestra tomada en aquel trabajo, la cual no incorpora un ciclo completo de crecimiento en el momento donde el quiebre es hallado. La presente investigación extiende el período de análisis y de esta forma incorpora eventos como la reciente crisis internacional, que muestran que la volatilidad ha regresado.

Por otro lado, se encontró también un patrón asimétrico negativo en el comportamiento de la volatilidad del crecimiento del PIB, lo cual tiene como consecuencia que los *shocks* negativos inesperados o, dicho de otro modo, las malas noticias tienen un impacto mayor en la volatilidad del crecimiento que las buenas noticias de la misma magnitud. Este resultado toma relevancia en el contexto de la fuerte exposición a *shocks* que tiene la economía uruguaya dada su naturaleza de economía pequeña y abierta.

²⁰ Es importante destacar que no se ha llegado a un consenso en la literatura respecto a cuál es el mejor método de *detrending* de series con tendencia. Canova (1998) analiza un conjunto de series macroeconómicas de Estados Unidos usando una variedad de métodos de *detrending*. Concluye que según el método utilizado, las conclusiones tanto cuantitativas como cualitativas acerca de los hechos estilizados del ciclo de negocios de Estados Unidos varían considerablemente.

Un resultado colateral del análisis de la volatilidad del crecimiento refiere al quiebre hallado en el tercer trimestre de 2003 en el crecimiento del PIB nacional. Este salto discreto en el crecimiento económico merecería una investigación más profunda que escapa a los objetivos del presente trabajo, y vale para él la misma observación notada para el quiebre hallado en la volatilidad por Zunino (2009), en el sentido que no incorpora un ciclo económico de crecimiento completo en el momento del quiebre.

Otro aspecto que otorga relevancia a la comprensión del fenómeno de la volatilidad del crecimiento en Uruguay toma relieve a la luz de la verificación en la presente investigación del impacto negativo que tiene un aumento de ésta sobre la media del crecimiento económico. De esta forma y tal como ha sido documentado por la literatura para los países en desarrollo, un aumento de la volatilidad del crecimiento diezma las posibilidades de una mejora sostenida en los niveles de vida de la población y, en consecuencia, aumenta los esfuerzos que debe hacer el país por mejorar el bienestar de sus habitantes, especialmente de aquellos sectores menos favorecidos de la sociedad.

Vinculado al punto anterior se concluye acerca de una relación bidireccional entre volatilidad del crecimiento y el crecimiento del PIB en sí mismo. Así, además de la volatilidad afectar el crecimiento, una mejora de

este último también tiene un efecto deseable, de acuerdo a los resultados anteriores, sobre la volatilidad del crecimiento, disminuyendo la misma. Así, los esfuerzos en materia de crecimiento y de reducción de la volatilidad están estrechamente vinculados, siendo complementarios el uno al otro.

Otra inquietud que se busco resolver en este trabajo refiere al análisis de las fuentes que alimentan la volatilidad del crecimiento del PIB, concluyéndose que ésta está relacionada tanto con factores de origen doméstico como externos. En este contexto, las políticas públicas y los esfuerzos antes señalados toman relevancia dada su capacidad de minimizar las fuentes internas de volatilidad. En línea con esta conclusión, la importancia de las fuentes externas en la volatilidad del crecimiento del PIB exacerbaban el papel de los hacederos de política en el sentido de la capacidad de los mismos de tener en cuenta estas fuentes, que están fuera de su control, pero que inciden significativamente en el desempeño de sus políticas.

Desde el punto de vista de las fuentes domésticas de volatilidad, factores como un manejo ordenado del gasto publico consistente con la evolución del producto, una mejora del diseño institucional de la arquitectura financiera del país, una mayor diversificación comercial, así como un manejo conservador del crecimiento de los agregados monetarios

constituyen elementos claves en los esfuerzos en aras de la reducción de la volatilidad del crecimiento del PIB y, en consecuencia, el logro de un mejor desempeño del crecimiento económico de Uruguay.

Otro aspecto relevante refiere a la existencia de un importante número de variables consideradas domésticas en la presente investigación que afectan a la volatilidad del crecimiento del PIB, sobre las cuales factores externos tienen una incidencia significativa en su determinación y, así, en la evolución de la volatilidad del crecimiento del PIB. De esta forma, se visualiza cómo en una economía pequeña y abierta como la uruguaya los factores domésticos no están libres de influencias externas.

Finalmente y dada la relevancia de los factores externos como fuentes de volatilidad del crecimiento del PIB para Uruguay, la actual bonanza de los precios de los *commodities* así como la mejora en las condiciones de acceso al financiamiento externo del país, constituyen factores que pueden cambiar su signo de forma inesperada y en consecuencia afectar el crecimiento económico y su volatilidad. Por esto, es esencial un seguimiento de la evolución y las oscilaciones de las variables externas que afectan la volatilidad del PIB y estar así preparados para cuando el *tailwind* se convierta en viento en contra.

9. Bibliografía

Andrews, D. W. K. (1993), "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point". *Econometrica*, Julio, 61:4, pp 821-856.

Andrews, D. W. K., Ploberger, W. (1994), "Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative", *Econometrica*, Noviembre, 62:6 pp. 1383-1414.

Bai, J., Perrón, P. (1998), "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", *Econometrica*, 66 (1), pp 47-78.

Bai, J., Perrón, P. (2003), "Computation and analysis of multiple structural change models", *Journal of Applied Econometrics*, 18 (1), pp 1-22.

Bernanke, B. (2004), "The 'Great Moderation'", Comentarios del presidente de la Reserva Federal en el encuentro de *Eastern Economic Assosiation*, Washington, DC.

Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E., Hausman, J. A. (1974) "Estimation and inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement* 4, 653-665.

Betancour, C., de Gregorio, J., Medina, J. (2006), "The Great Moderation and the monetary transmission mechanism in Chile", Banco Central de Chile, *Working Papers* N° 393.

Black, F. (1987), "Business cycles and equilibrium", Basil Black Well, Nueva York.

Blackburn, K. (1999), "Can stabilization policy reduce long run growth?", *Economic Journal* 109, 67-77.

Blanchard, O., 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.

Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autorregresive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31:307-327.

Brooks, C. (2008), "Introductory Econometrics for Finance", Cambridge University Press.

Canova, F. (1998), "Detrending and business cycle facts" *Journal of Monetary Economics*, N° 41, 475-512.

Carbajal, F; de Melo, G. (2007), "Volatilidad cíclica y arquitectura financiera doméstica, un estudio histórico comparado. El caso de Uruguay y Nueva Zelanda". Series de documentos de trabajo, DT 02/08, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay.

Catao, L. (2007), "Retrospectiva latinoamericana", *Finanzas y desarrollo*, Vol. 44, N° 4, Fondo Monetario Internacional.

Ceccetti, S. G., Flores-Lagunes, A., Krause, S. (2004), "Has monetary policy become more efficient? A cross-country analysis", *NBER Working Paper 109-73*.

CEPAL (2008), "Estudio económico de América Latina y el Caribe, Política macroeconómica y volatilidad", Naciones Unidas.

Chow, G. C. (1960), "Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions" *Econometrica*, 28:3 pp 591-605.

De Brun, J., Labadie, G. (1998), "Rigidez salarial, precios relativos y ajuste estructural: una interpretación del desempleo en Uruguay". BID, Documento de trabajo 383.

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.

Diebold, F. X. (1986), "Comments on modelling the persistence of conditional variance", *Econometric Reviews* 5, 51-56.

Easterly, W., Islam, R. Stiglitz, J. (2000), "Explaining Growth Volatility", Banco Mundial.

Engle, R. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica* 50:987-1007.

Engle, R., Lilien, D. M., Robins, R. P. (1987), "Estimating time varying risk premia and the term structure: the ARCH-M model", *Econometrica* 55, 251-276.

Fanelli, J. M. (2006), *“Domestic financial architecture, Macro-volatility and Institutions: the Argentine Case”*, Centro de Estudios de Estado y Sociedad (CEDES). Buenos Aires, Argentina.

Fanelli, J. M., (2008), *“Macroeconomic volatility, institutions, and financial architectures. The developing world experience”*

Fanelli, J. M., (2009), *“Volatilidad, Ciclo y Política Fiscal en América Latina”*, Estudios temáticos, Eurosocial.

Fang, W., Miller, S. M. (2008), *“The great moderation and the relationship between output growth and its volatility”*, *Southern Economic Journal* 74, 819-838.

Fatás, A., Mihov, I. (2005), *“Policy volatility, institutions and economic growth”*, *CEPR Discussion paper* N° 5388, Centro de investigación sobre políticas económicas.

Fountas, S., Karanasos, M. (2006), *“The relationship between economic growth and real uncertainty in the G3”*, *Economic Modelling* 23, 638-647.

Fountas, S., Karanasos, M., Kim, J. (2006), *“Inflation uncertainty, output growth uncertainty and macroeconomic performance”*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68, 319-343.

Gagliardi, E., (2008), *“Macroeconomía de economías pequeñas y abiertas”* Segunda Edición. Montevideo. Universidad ORT.

Goyal, R., Sahay, R. (2007), *“Volatility and growth in Latin America: an episodic approach”*, *IMF Working Paper* N° 06/287.

Hamouri, S. (2000), *“Volatility of real GDP; some evidence from the United States, the United Kingdom and Japan”*, *Japan and the World Economy* 12, pp 143-152.

Hansen, B. E. (1996), *“Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis”*, *Econometrica* 50, 1029-54.

Hansen, B. E. (1997), *“Approximate asymptotic P values for structural-change tests.”* *Journal of Business and Economic Statistics*, Enero 15:1, pp 60-67.

Hansen, B. E. (2001), *“The new econometrics of structural change: dating breaks in U.S. labor productivity”*, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15 N° 4, pp 117-128.

Izquierdo, A., Romero, R., Talvi, E. (2008), *“Booms and busts in Latin America: the role of external factors, Working Paper N° 631, Banco Interamericano de Desarrollo.*

Kamil, H. Lorenzo, F. (1998), “Caracterización de las fluctuaciones cíclicas en la economía uruguaya”, *Revista de Economía, Segunda Época. Vol. 5, N° 1. BCU.*

Kim, C., 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.*

Larraín, F., Parro, F. (2006), “Chile menos volátil”, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Levine, R. (2005), *“Finance and growth: theory and evidence”, Handbook of economic growth, Vol. 1, Capítulo 12 pp 865-934.*

Loayaza, N., Hnatkovska, V. (2004), *“Volatility and growth”, Policy research working paper N° 3184, Banco Mundial.*

Lumsdaine, R., Papell, D. (1997), *“Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis.” Review of Economics and Statistics, Mayo 79:2 pp 212-218.*

Martín, P., Rogers, C. A. (2000), *“Long term growth and short term economic instability”, European Economic Review 44, 359-381.*

McConnell, M. M., Perez-Quiroz, G. (2000), *“Output fluctuations in the United States: what has changed since the early 1980s?”, American Economic Review 90 (5), pp 1464-1476.*

Nelson, D. B. (1991), *“Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach”, Econometrica 59(2), 347-370.*

Nelson, C. R., Plosser, C. I. (1982), *“Trends and random walks in macroeconomic time series”, Journal of Monetary Economics, Setiembre 10:2 pp 139-162.*

Pena, A. (2004), “El ciclo económico en Uruguay: un modelo de *switching regimes*”, *Revista de Economía del BCU, Segunda Época, Vol. XI, N° 1, Mayo 2004.*

Quandt, R. (1960), *“Test of the hypothesis that linear regression obeys two separate regimes.” Journal of the American Statistical Association 55, pp 324-330.*

Ramey, G., Ramey, V. (1995), "Cross country evidence on the link between volatility and growth", *American Economic Review*, Vol. 85, N° 5.

Sensier, M., van Dijk, D. (2004), "Testing for volatility change in U.S. macroeconomic time series", *Review of Economics and Statistics* 86, 833-839.

Stock, J., Watson, M. (2002), "Has the business changed why?" *NBER Working Paper Series, Working Paper N° 9127*

Stock, J., Watson, M. (2003), "Understanding changes in International Business cycle dynamics", *Journal of the European Economic Association* 3, 968-1006.

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

Taylor, S. (1986), "Modeling Financial Time Series", Wiley, Chichester.

Titelman, D., Perez-Caldentey, E., Mincer, R. (2008), "Comparación de la dinámica de los efectos de los choques financieros y los choques de términos de intercambio en América Latina en el período 1980-2006", Documento presentado en el taller "Política Macroeconómica y fluctuaciones cíclicas", Santiago de Chile, CEPAL.

Toledo, M. (2008), "Understanding business cycles in Latin America", Documento presentado en el taller Política Macroeconómica y Fluctuaciones Cíclicas, Santiago de Chile, CEPAL.

Wolf, H. (2005), "Volatility: definitions and consequences", *Managing volatility and crisis. A practitioner's guide. Cambridge University Press*.

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

Zunino, G. (2010), "¿Experimentó Uruguay la Gran Moderación? Un análisis de Cambio Estructural", DT01/201. Serie de documentos de trabajo de CINVE.

Anexo I

Cuadro A1 – Listado de variables utilizadas.

Variable	Fuente
<i>T-Bills</i> , 10 años	Banco Central de Chile
Consumo Privado	Banco Central del Uruguay
PIB de Estados Unidos	Banco Central de Chile
Exportaciones de bienes y servicios	Banco Central del Uruguay
Formación Bruta de Capital Fijo	Banco Central del Uruguay
Gasto del Gobierno	Banco Central del Uruguay
Importaciones de bienes y servicios	Banco Central del Uruguay
Índice EMBI América Latina	Banco Central del Uruguay
Índice EMBI Uruguay	Banco Central del Uruguay
IPC Uruguay	Instituto Nacional de Estadística
M1 Uruguay	Banco Central del Uruguay
PIB Argentina	Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, Argentina
PIB Brasil	Instituto Brasileiro de Geografía y Estadística, Brasil
PIB Uruguay	Banco Central del Uruguay
Tasa de política monetaria de Estados Unidos	Banco Central de Chile
Tasa LIBOR 3 meses	Banco Central del Uruguay
Términos de Intercambio	Banco Central del Uruguay
Precio del petróleo WTI	Banco Central de Chile
Tipo de Cambio Real	Banco Central del Uruguay

Elaboración propia.

Anexo II

Cuadro A2 – Test de Dickey-Fuller con intercepto para la tasa de crecimiento del PIB

	t-Stat	p-valor
ADF:	-3.17	0.02
Valores críticos al:		
1% de nivel	-3.48	
5% de nivel	-2.88	
10% de nivel	-2.57	

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

Cuadro A3 – Estimación del modelo GARCH(1,1) para el crecimiento del PIB²¹

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i y_{t-i} + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

a_0	a_1	a_2	a_3	a_4
2.67	0.64	0.32	0.07	- 0.31
(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.43)	(0.00)
α_0	α_1	β_1		
1.77	0.06	0.76		
(0.46)	(0.31)	(0.00)		

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

²¹ Los p-valores se muestran entre paréntesis.

Cuadro A4 – Estimación del modelo EGARCH(1,1) para el crecimiento del PIB²²

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i y_{t-i} + u_t$$

$$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|u_t|}{\sigma_{t-1}} + \alpha_2 \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2$$

a_0	a_1	a_2	a_3	a_4
2.19	0.60	0.35	0.06	- 0.31
(0.03)	(0.00)	(0.00)	(0.42)	(0.00)
α_0	α_1	α_2	β_1	
4.06	- 0.12	0.12	- 0.72	
(0.00)	(0.57)	(0.11)	(0.04)	

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

Cuadro A5 – Estadísticos principales de los residuos estandarizados del modelo GARCH(1,1) para la tasa de crecimiento del PIB.

		Retardo	LB Q	Prob	LB Q ²	Prob
Media	-0.03					
Mediana	-0.05	1	1.30	0.26	1.09	0.30
Máximo	2.20	2	2.69	0.26	1.38	0.50
Mínimo	-3.43	3	3.18	0.36	1.68	0.64
Desviación Std.	1.00	4	11.74	0.02	2.44	0.66
Asimetría	-0.26	5	11.75	0.04	2.58	0.76
Curtosis	3.20	6	12.09	0.06	2.64	0.85
		7	12.87	0.08	4.92	0.67
Jarque-Bera	1.67					
Probabilidad	0.43					

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

²² Los p-valores se muestran entre paréntesis

Cuadro A6 – Estadísticos principales de los residuos estandarizados del modelo EGARCH(1,1) para la tasa de crecimiento del PIB

		Retardo	LB Q	Prob	LB Q ²	Prob
Media	0.00					
Mediana	0.01	1	1.48	0.22	0.94	0.33
Máximo	2.02	2	2.55	0.28	1.06	0.59
Mínimo	-3.50	3	2.99	0.39	2.62	0.46
Desviación Std.	1.00	4	11.98	0.02	3.42	0.49
Asimetría	-0.32	5	11.99	0.04	3.43	0.63
Curtosis	3.18	6	12.77	0.05	3.49	0.75
		7	14.03	0.05	4.96	0.67
Jarque-Bera Probabilidad	2.36 0.31					

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

Cuadro A7 – Estimación del modelo GARCH(1,1) para la tasa de crecimiento del PIB incorporando el quiebre en media²³

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	d_1
1.17	0.61	0.34	0.11	- 0.35	5.81
(0.27)	(0.00)	(0.00)	(0.26)	(0.00)	(0.00)
α_0	α_1	β_1			
1.72	0.03	0.78			
(0.63)	(0.51)	(0.06)			
Asimetría	Curtosis	J-B			
- 0.19	3.41	1.66			

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

²³ Donde D_1 es la variable *dummy*. Los p-valores aparecen entre paréntesis.

Cuadro A8 – Estimación del modelo EGARCH(1,1) para la tasa de crecimiento del PIB incorporando el quiebre en media²⁴

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^4 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + u_t$$

$$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|u_t|}{\sigma_{t-1}} + \alpha_2 \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2$$

a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	d_1
2.15	0.58	0.31	0.09	- 0.38 6	2.86
(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.26)	(0.00)	(0.00)
α_0	α_1	α_2	β_1		
1.06	- 0.28	- 0.34	0.61		
(0.00)	(0.03)	(0.00)	(0.00)		
Asimetría	Curtosis	J-B			
- 0.03	3.11	0.08			

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

Cuadro A9 – Test de Chow de quiebre en el crecimiento del PIB en 2003:III

Estadístico F	4.10 Prob. F(5,115)	0.00
Ratio de log-verosimilitud	20.49 Prob. Chi-Square(5)	0.00
Estadístico de Wald	25.00 Prob. Chi-Square(5)	0.00

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

Cuadro A10 – Test de Chow de quiebre en la varianza del crecimiento en 1987:I

F-statistic	2.21 Prob. F(2,120)	0.11
Log likelihood ratio	4.49 Prob. Chi-Square(2)	0.11
Wald Statistic	4.33 Prob. Chi-Square(2)	0.11

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

²⁴ Donde D_1 es la variable *dummy*. Los p-valores aparecen entre paréntesis.

Cuadro A11 – Estimación del modelo GARCH-M para el crecimiento del PIB²⁵

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^4 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + \lambda \sigma_t + u_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \theta y_t$$

μ	a_1	a_2	a_3	a_4	d_1	λ
9.47	0.30	- 0.08	0.10	- 0.19	1.40	- 2.18
(0.00)	(0.01)	(0.49)	(0.19)	(0.00)	(0.03)	(0.00)
α_0	α_1	β_1	θ			
12.43	0.14	0.12	- 1.16			
(0.00)	(0.00)	(0.22)	(0.00)			

Fuente: elaboración propia en base a datos del BCU.

²⁵ Donde D_1 es la variable *dummy*. Los p-valores aparecen entre paréntesis.

Cuadro A12 – Modelos de fuentes domésticas de volatilidad del PIB²⁶

Variable	Coeficientes			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	
	γ_1	ϕ_1	γ_1	ϕ_1
Consumo privado	-0.13 (0.39)	2.20 (0.09)	-0.20 (0.25)	-0.88 (0.45)
R2	0.66	0.66	0.66	
p-valor LB(7)	0.00	0.00	0.00	
p-valor LB2(7)	0.10	0.24	0.08	
Formación bruta de capital fijo total	-0.24 (0.00)	-0.01 (0.98)	-0.13 (0.20)	-0.32 (0.73)
R2	0.66	0.66	0.66	
p-valor LB(7)	0.01	0.01	0.000	
p-valor LB2(7)	0.16	0.12	0.10	
Gasto del gobierno	-0.56 (0.00)	-2.08 (0.19)	-0.24 (0.00)	-0.20 (0.79)
R2	0.64	0.65	0.65	
p-valor LB(7)	0.00	0.01	0.01	
p-valor LB2(7)	0.22	0.12	0.42	
Apertura comercial	-0.20 (0.05)	-	-	-
R2	0.65	-	-	
p-valor LB(7)	0.00	-	-	
p-valor LB2(7)	0.10	-	-	
Tipo de cambio real	-0.06 (0.12)	0.04 (0.56)	-0.04 (0.38)	0.00 (0.82)
R2	0.69	0.70	0.69	
p-valor LB(7)	0.00	0.01	0.00	
p-valor LB2(7)	0.15	0.18	0.12	
Inflación	0.02 (0.67)	-1.11 (0.75)	-0.01 (0.72)	-0.46 (0.90)
R2	0.69	0.69	0.69	
p-valor LB(7)	0.01	0.01	0.01	
p-valor LB2(7)	0.10	0.21	0.19	
M1	-0.11 (0.37)	0.79 (0.03)	-0.20 (0.00)	2.55 (0.00)
R2	0.69	0.69	0.68	
p-valor LB(7)	0.01	0.00	0.01	
p-valor LB2(7)	0.22	0.08	0.13	

²⁶ Los p-valores aparecen entre paréntesis.

Cuadro A12 (continuación)

Profundidad financiera	0.41	-	-	-
	(0.00)	-	-	-
R2	0.82	-	-	-
p-valor LB(7)	0.07	-	-	-
p-valor LB2(7)	0.27	-	-	-
EMBI Uruguay	0.01	0.02	0.02	-0.02
	(0.00)	(0.14)	(0.00)	(0.29)
R2	0.85	0.87	0.86	0.86
p-valor LB(7)	0.48	0.35	0.66	0.66
p-valor LB2(7)	0.17	0.25	0.22	0.22

Fuente: elaboración propia en base a datos de fuentes listadas en el cuadro A1

Cuadro A13 – Modelos de fuentes externos de la volatilidad del PIB ²⁷

Variable	Coeficientes			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	
	γ_1	ϕ_1	γ_1	ϕ_1
Términos de intercambio	0.14 (0.38)	-1.31 (0.01)	-0.08 (0.00)	-0.62 (0.00)
R2	0.70	0.69	0.68	
p-valor LB(7)	0.01	0.01	0.07	
p-valor LB2(7)	0.24	0.58	0.26	
Precio del petróleo WTI	-0.02 (0.20)	0.62 (0.24)	0.00 (0.26)	-0.35 (0.00)
R2	0.66	0.66	0.65	
p-valor LB(7)	0.01	0.01	0.00	
p-valor LB2(7)	0.06	0.04	0.03	
Tasa de política monetaria de Estados Unidos	0.10 (0.82)	4.22 (0.09)	-0.64 (0.17)	4.71 (0.02)
R2	0.69	0.69	0.69	
p-valor LB(7)	0.01	0.01	0.01	
p-valor LB2(7)	0.09	0.13	0.07	
T-Bill 10 años	0.17 (0.60)	61.95 (0.00)	-0.38 (0.54)	64.89 (0.00)
R2	0.69	0.69	0.69	
p-valor LB(7)	0.01	0.00	0.00	
p-valor LB2(7)	0.10	0.06	0.06	
Tasa Libor 90 días	0.01 (0.78)	0.13 (0.51)	0.09 (0.73)	0.07 (0.53)
R2	0.69	0.70	0.69	
p-valor LB(7)	0.01	0.01	0.01	
p-valor LB2(7)	0.19	0.18	0.16	
EMBI América Latina	0.00 (0.00)	-0.09 (0.00)	0.00 (0.02)	-0.04 (0.44)
R2	0.73	0.73	0.73	
p-valor LB(7)	0.54	0.18	0.62	
p-valor LB2(7)	0.18	0.03	0.33	
PIB Estados Unidos	-0.74 (0.53)	13.93 (0.00)	0.37 (0.31)	4.12 (0.11)
R2	0.69	0.69	0.69	
p-valor LB(7)	0.01	0.01	0.01	
p-valor LB2(7)	0.09	0.20	0.05	
PIB Brasil	-0.68 (0.00)	2.48 (0.36)	-1.32 (0.00)	-4.94 (0.16)
R2	0.73	0.65	0.73	
p-valor LB(7)	0.03	0.12	0.12	
p-valor LB2(7)	0.02	0.04	0.15	

²⁷ Los p-valores aparecen entre paréntesis.

Cuadro
A13 (Continuación)

PIB Argentina	0.20 (0.48)	2.54 (0.13)	-0.03 (0.84)	2.64 (0.12)
R2	0.67	0.64		0.64
p-valor LB(7)	0.19	0.09		0.09
p-valor LB2(7)	0.34	0.27		0.27

Fuente: Elaboración propia en base a datos de fuentes listadas en cuadro A1.