



Trabajo Fin de Máster

Modelando la volatilidad del crecimiento del PIB real: caso Ecuador

Autor

Oswaldo Francisco Ochoa Ordóñez

Director

Antonio Montañés Bernal
Universidad de Zaragoza

Facultad de Economía y Empresa
Año 2014

Modelando la volatilidad del crecimiento del PIB real: caso Ecuador

Oswaldo Francisco Ochoa Ordóñez

RESUMEN

Este trabajo investiga la volatilidad que experimenta el PIB real del Ecuador para la muestra comprendida entre 1901 y 2009. Se trata de evidenciar hasta qué punto esta variable presenta volatilidad y su grado de persistencia, frente a la posible existencia de *outliers* y cambios estructurales que pueden inducir un grado espúreo de heterocedasticidad condicionada. Además se busca determinar si dicha volatilidad tiene algún tipo de efecto sobre el crecimiento de la economía ecuatoriana. Los resultados no son favorables a esta hipótesis, al contrario de lo que ocurre en otras economías, como la de USA o Japón.

Palabras clave: Ecuador, variación del PIB real, volatilidad, cambio estructural, *outliers*.

1. Introducción

Uno de los componentes de las variables macroeconómicas al que se le viene prestando gran interés desde el trabajo de Engle (1982) es la existencia de volatilidad en su evolución. Por volatilidad se puede entender la frecuencia e intensidad de los cambios de una variable, siendo habitualmente medida a partir de la desviación estándar de dicho cambio en un horizonte temporal específico. Como consecuencia, en especial dentro del entorno de los mercados financieros, la presencia de un alto grado de volatilidad se asocia con un elevado grado de incertidumbre y riesgo.

El atractivo de esta medición del riesgo y sus repercusiones económicas supuso un incremento de los trabajos relacionados con esta forma particular de heterocedasticidad, pero hasta el ya comentado artículo seminal de Engle (1982), donde se desarrollan los muy populares procesos ARCH¹, no se dispone de un armazón teórico que permita contrastar y modelizar la presencia de este tipo de fenómeno. Este primer paso dio lugar a un conjunto de trabajos como los de Bollerslev (1986)², Engle et al (1987), Bollerslev et al (1988) o Nelson (1991) que extienden el modelo ARCH inicial hacia modelos más complicados que permiten, por ejemplo, recoger la existencia de comportamientos dinámicos más generales o de asimetría. Este conjunto de trabajos, todos ellos desarrollados hacia finales de los 80/principios de los 90, crearon un cuerpo de conocimiento propio que ha crecido de forma notable desde entonces, siendo en la actualidad unos de los tópicos más analizados dentro de la modelización de variables económicas medidas a partir de series temporales.

¹ Engle (1982) propuso que se modelará la volatilidad condicionada cambiante en el tiempo mediante un proceso de heterocedasticidad condicionada autorregresiva (ARCH), el cual permite modelar la varianza de las series con base en las perturbaciones aleatorias pasadas.

² GARCH: Modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada propuesto por Bollerslev en 1986, como una generalización a los modelos ARCH planteados por Engle, permiten depender a la varianza de la series de un término constante (α_0) del rendimiento al cuadrado de la serie en el periodo anterior ε_{t-1}^2 y de la varianza de la serie en el periodo anterior h_{t-1}^2 .

La popularidad de estos modelos se debe, entre otras razones, a que la frecuencia e intensidad de los cambios experimentados en una variable macroeconómica, como lo es el PIB real, se pueden explicar a través de esta volatilidad. Para probar esto, muchos investigadores utilizan un modelo ARCH para la ecuación de la media de la tasa de crecimiento del PIB real o alguna forma generalizada de los modelos GARCH. Este es el caso de los trabajos de Fang y Miller (2009, 2014).

Para estos autores en una muestra histórica, los cambios estructurales suelen ocurrir con una alta probabilidad. De igual manera, Moro (2014) sugiere que una parametrización empíricamente relevante de las funciones de producción sectoriales, y un aumento de la participación de los servicios en el PIB, disminuye tanto el crecimiento agregado de la productividad total de factores (PTF) y la volatilidad, lo que reduce el crecimiento del PIB y su volatilidad. Adicional a esto es lo manifestado por Bhar y Hamori (2003) quienes explican que el crecimiento económico requiere la expansión de la capacidad de producción, el aumento de la oferta de trabajo, el progreso tecnológico, etc. Mientras que la desaceleración de la economía es relativamente más fácil de lograr. Una caída de la demanda puede ser el único detonante necesario para conseguir su contracción. En base a esta premisa, los modelos de Hamori sobre la tasa de crecimiento del PIB real en el marco GARCH, permite tomar en cuenta esta asimetría.

En cambio Herrera y Pesavento (2005) manifiestan que varios estudios han indicado que la reducción de la volatilidad no se limita únicamente a la producción agregada, pero si se extiende a otras variables agregadas, como la mayoría de componentes del producto interno bruto (PIB), el desempleo, el ingreso y consumo agregado, los salarios y precios. Solo las series de la tasa de interés, tipo de cambio, precios de las acciones, dinero y crédito, han experimentado cambios en el alza de la volatilidad.

Ahora bien, debemos tener en cuenta que las variables pueden también presentar cambios en los valores de los parámetros, así como sufrir errores de medida o presentar valores anormales. Ambos efectos, de no ser tenidos en cuenta, pueden dar lugar a que se sobreestime el valor de la volatilidad de una variable, con las consecuencias que esto tiene sobre la estimación del riesgo y las decisiones económicas que se pueden tomar a partir de estos valores. Por tanto, tal y como hacen Fang y Miller (2009, 2014) parece aconsejable corregir las series de *outliers* y cambios estructurales antes de proceder a estimar su grado de volatilidad.

El objetivo del presente trabajo es continuar con los trabajos de estos dos autores, analizando un caso de interés como es el de la economía ecuatoriana. Para ello, el resto del trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se presentan los datos y se realiza un breve estudio de la evolución de la economía ecuatoriana para la muestra disponible. Después, se modeliza y estima la tasa de variación del PIB real de la economía ecuatoriana usando los datos originales. En la sección 3 se corrige esta serie de la presencia de *outliers* y se detectan los posibles cambios estructurales. Con posterioridad, se realiza nuevamente el estudio, teniendo en cuenta tanto los *outliers* y los cambios estructurales, y se estudia el efecto que tiene la volatilidad sobre la evolución de la tasa de crecimiento. Las conclusiones obtenidas una vez analizados los resultados de los modelos aplicados en las secciones anteriores serán plasmadas en la sección 4.

2. Base de datos

2.1. Datos

A lo largo de este estudio vamos a tomar como variable objetivo la tasa de variación del PIB real (y_t), definida como el cambio porcentual del logaritmo del PIB real (Y_t) anual con año base 1990. El periodo de estudio abarca el periodo comprendido desde el año

1901 hasta el año 2008. Toda la información fue obtenida de <http://www.rug.nl/research/ggdc/data/historical-national-accounts>, la Universidad de Groningen. Esta información permitió calcular las tasas de variación necesarias para poder determinar la volatilidad de la tasa de variación del PIB real.

2.2. Breve descripción de la economía ecuatoriana

Como paso previo a todo el análisis, parece apropiado conocer siquiera brevemente cómo se ha comportado la economía ecuatoriana a lo largo de la muestra utilizada. La economía ecuatoriana a lo largo del periodo de estudio se ha caracterizado por grandes cambios en su PIB, muchos de ellos por cuestiones económicas, políticas y fenómenos naturales, que influyeron notablemente en variables macroeconómicas de relativa importancia para el país. Un análisis con mayor precisión de las series económicas y estadísticas del Ecuador, partirán desde 1927 cuando se estableció el Banco Central del Ecuador (BCE), cuyos datos y estudios nos permitirán identificar los posibles causas que generaron estos grandes cambios dentro de la serie de tiempo establecida para el estudio. Primeramente la serie histórica presenta un variación media de 3.9%. Durante el periodo de 1900-1939, la variación del PIB mantuvo una leve tendencia, lo que indicaba que la economía ecuatoriana tenía un crecimiento económico sostenido, sin que se presenten cambios de gran importancia. Para los siguientes años, como la muestra el gráfico 1, se observa la existencia de varios cambios significativos dentro de la serie del PIB real ecuatoriano, algunos de ellos basados en los años más relevantes de auge como: 1943, y 1973, y de caída, como: 1945, 1987 y 1999. Esto no implica que estos años sean tomados como cambios estructurales que afecten de alguna manera a la evolución del PIB real durante el periodo de estudio. Al contrario, mejor se pueden interpretar como episodios pasajeros.

Acosta (2006), manifiesta que el notable auge cacaotero dado a finales del XIX fue el paso definitivo para la inserción del país en la división internacional del trabajo. De esta manera el cacao fue el motor de la recuperación económica y de una integración más profunda en el mercado mundial. Para el año 1914, empezó la Primera guerra mundial, y con ella las dificultades para colocar el cacao en el mercado europeo, dando lugar a las dificultades monetarias, al dictar la “Moratoria”, que suspendió la convertibilidad del sucre en oro, y en 1916 la prohibición de exportar la moneda de plata ecuatoriana. Hechos como la subida del tipo de cambio (1918), la creación del Banco Central del Ecuador (1927) marcó cambios dentro de la economía. Para los años de la segunda guerra mundial, la economía ecuatoriana tuvo un leve respiro, que rápidamente fue truncado al verse limitada todas sus importaciones y no contar con un plan de industrialización vía sustitución de importaciones. Para 1944 se produjo un levantamiento militar y social que termino con el mandato de Carlos Arroyo del Rio. Un fuerte apoyo a la exportación del banano en estos años inició un proceso de reactivación de la economía ecuatoriana. La inestabilidad económica debida a la crisis del cacao y del café a inicio de los años 60, acerco al Ecuador a endeudarse con el FMI, por montos cada vez mayores a lo largo de esta década. A inicios de la década de los 70, con el boom petrolero, se dieron las mayores inversiones extranjeras jamás obtenidas a lo largo de su vida económica. Esta bonanza petrolera lo único que genero fue que el país desde 1971 a 1981, aumentara su deuda externa en casi 22 veces pasando de 261 millones a 5800 millones de dólares. Para el año 1987 se suspende el servicio de la deuda externa a la banca privada, además el terremoto suscitado, daña varias poblaciones y al oleoducto petrolero, lo que obliga a parar esta actividad. Para el año 1999 se produce la crisis bancaria que termina en el abandono de tipo de cambio existente y se produce la adopción el dólar como moneda oficial. Desde entonces la economía ecuatoriana se ha caracterizado por un lento pero constante

crecimiento con una notable mejora en variables macroeconómicas tal como: PIB, inflación, riesgo país entre otras variables de gran importancia.

2.3. Estadísticos Descriptivos

Como complemento de la sección anterior hemos calculado algunos estadísticos que nos van a permitir entender mejor la evolución de la economía ecuatoriana en el periodo considerado. El cuadro 1 recoge la tasa de variación del PIB real anual (GDPV). Los resultados nos muestran que Ecuador experimenta una tasa de variación media del PIB real del 4.09% para la muestra de 108 años, con una tasa máxima del 22,5% en 1973 y una tasa mínima del -6.08% en 1987. La volatilidad del PIB representada por la desviación estándar es igual a 3.64. La asimetría muestra una distribución simétrica positiva y significativa, que implica una alta probabilidad de que existan grandes incrementos en la tasa de variación del PIB real, antes que grandes descensos. El coeficiente de curtosis demuestra una gráfica leptocúrtica con colas gruesas, lo que nos indica que los cambios extremos ocurren con mayor frecuencia cuando existe una alta curtosis. Por último, el test de Jarque-Bera (JB), nos indica que las tasas de variación no están normalmente distribuidas.

Los estadísticos de Ljung-Box Q nos indican la existencia de un evidente componente dinámico en la evolución de la tasas de crecimiento del variación del PIB real, mientras que Ljung-Box Q^2 nos indica también que existe una variación de la varianza en el tiempo, es decir, que existe heterocedasticidad. Para determinar si los datos son estacionarios aplicamos el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller (ADF), el cual nos indica que la tasa de variación de la muestra rechaza la presencia de una raíz unitaria. La idea es poder obtener residuos con ruido blanco, para esto construimos un proceso (ARMA), para las ecuaciones de la media y de la varianza.

2.4. Modelo autorregresivo y de medias móviles para la tasas de variación del PIB real

Una vez comprobada la presencia de un claro componente dinámico en la evolución de la tasa de crecimiento del PIB, el siguiente paso es identificar el modelo ARMA(p,q) que mejor se ajuste a esta variable. Para ello, tomamos diversos valores de p y q y nos quedamos con el que minimice el valor del estadístico SBIC. En nuestro caso este estadístico toma el menor valor para un ARMA(1,1), lo que coincide con el modelo empleado por Ho y Tsui (2003) en su estudio comparativo entre diferentes países. Estos resultados están sintetizados en el cuadro 2.

Sin embargo, podemos observar que este modelo dista de ofrecer buenas propiedades. No parece que estemos omitiendo retardos de la tasa de crecimiento o de la perturbación, ya que los estadísticos LB-Q no rechazan la hipótesis nula de no autocorrelación. Sin embargo, el test de normalidad, nos conduce a rechazar que la perturbación siga una distribución normal, lo que nos da ciertos indicios acerca de la presencia de volatilidad. El estadístico LB-Q² determinan que no existen problemas de heterocedasticidad condicional y el estadístico lagrangiano de Engle confirma esta presencia, por cuanto ambos nos conducen a rechazar la hipótesis de homocedasticidad condicional, lo que nos invita a reestimar los modelos asumiendo la presencia de heterocedasticidad condicional en las perturbaciones, cuestión que se desarrolla en la siguiente sección.

2.5. Presencia de procesos ARCH, GARCH y EGARCH

Una vez demostrada la presencia de un alto grado de volatilidad en la tasa de crecimiento del PIB de la economía ecuatoriana, debemos modelizarlo. Para intentar captar este componente, siguiendo a Fang y Miller (2009,2013), vamos a considerar tres tipos de comportamiento en la varianza, cada uno representados por los siguientes modelos:

$$\varepsilon_t = \sigma_t \eta_t \quad y_t = a_0 + a_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2a)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (2b)$$

$$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \alpha_3 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \log \sigma_{t-2}^2 \quad (2c)$$

Los resultados de la estimación de estos procesos se presentan en el cuadro 3. Los tres modelos considerados presenta problemas de no normalidad. Es cierto que no existen problemas de autocorrelación, sin embargo los residuos presentan una forma leptocúrtica y con un sesgo positivo. Además, el grado de persistencia en la volatilidad es muy elevado, en especial para el modelo GARCH(1,1) que nos estaría indicando la presencia de heterocedasticidad condicional integrada, por cuanto la suma de los parámetros α y β es igual a 1.11, algo que ya ocurre en Fang y Miller (2009).

Por tanto, de este análisis inicial parece desprenderse que los modelos anteriores no son capaces de captar la volatilidad de la tasa de crecimiento, lo que nos llevaría a intentar emplear otro tipo de modelos, como los IGARCH o incluso considerar la presencia de thresholds (modelos TGARCH). Sin embargo, puede existir otra explicación, ya apuntada por Fang y Miller (2009, 2013) y también sugerida por el propio análisis descriptivo. Se trataría de la presencia de valores atípicos no eliminados de la estimación y que pueden estar distorsionando los resultados. La no consideración de estos valores atípicos, añadida a la posible existencia de cambios estructurales en la media y en la varianza de la tasa de variación del PIB real, puede dejar sin solución el problema de exceso de curtosis. Por tanto, parece necesario volver a reestimar los modelos bajo la consideración de estos dos tipos de efectos, cuestión que se aborda en la siguiente sección.

3. Estimación de los modelos a través de la corrección de los *outliers* y pruebas de estabilidad estructural.

Blanchard y Simon (2001) señalan que la presencia de grandes e infrecuentes shocks puede generar un exceso de curtosis. Esto sugiere que la existencia de curtosis puede reflejar cambios extremos en la tasa media de crecimiento. Para contemplar estos extremos, en esta sección vamos a proceder a detectar y eliminar los posibles valores atípicos. Posteriormente, haremos lo mismo con la posible existencia de cambios estructurales en la media y en la varianza condicional.

3.1. Detección y corrección de outliers

Desde el trabajo de Chen y Liu (1993) la presencia de observaciones atípicas o cambios estructurales levanta la interrogante sobre lo adecuados y eficientes que podrían ser los modelos ARMA. Estos enfoques requieren interacciones entre los estados de detección de *outliers* y la estimación de un modelo de intervención. Pero a pesar de existir varias metodologías para afrontar estos procesos, aún quedan cuestiones como que la presencia de *outliers* puede resultar en un modelo inapropiado, incluso si tenemos un modelo adecuadamente especificado, los *outliers* pueden sesgar la estimación de los parámetros y por ende afectar la eficiencia al momento de detectarlos. Adicional algunos de estos *outliers* no pueden ser identificados debido al efecto masking.

Para evitar este efecto, parece apropiado detectar y corregir los *outliers* mediante el programa SEATS/TRAMO, basado en la metodología de Chen-Tiao, que permite automáticamente estimar un modelo y, a partir de ahí, eliminar los *outliers* mediante la aplicación de métodos iterativos. Los datos del cuadro 4 nos muestran que existe varios

outliers aditivos (AO)³ y un outlier de cambio temporal (TC)⁴. Como se puede observar en los (AO), la economía ecuatoriana ha experimentado sucesos que han afectado al PIB real en un solo instante del tiempo, es decir, sucesos de corto plazo que han logrado ser corregidos, así mismo tenemos un (TC), el cual ocasiono un efecto de largo plazo que se fue mitigando con el pasar de los años, pero que aún sigue repercutiendo sobre el PIB real, pero ya en menor grado.

El cuadro 5 recoge los estadísticos descriptivos calculados para la serie corregida de *outliers*. Ahora podemos ver que Ecuador experimenta una tasa de variación media del PIB real del 3.4%, menor a la del cuadro 1 y que los coeficientes de simetría y curtosis son mucho menores. La volatilidad del PIB representada por la desviación estándar es igual a 1.78, siendo esta menor y casi la mitad de la obtenida en el cuadro 1. La asimetría muestra una distribución simétrica positiva. El test de Jarque-Bera (JB), nos indica que las tasas de variación presentan normalidad. Los estadísticos de Ljung-Box Q y Q² nos muestran que existen problemas de autocorrelación y de heterocedasticidad en esta serie corregida. El test de raíces unitarias de Dickey-Fuller (ADF), nos indica también que la serie corregida no es integrada.

El gráfico 2 nos muestra una comparación entre los datos de la variación del PIB real y los datos corregidos, a estos se les incluyo el valor de la media para poder observar los cambios experimentados en las dos series. El gráfico nos muestra como la variación del PIB real, luego de corregir los *outliers*, sus valores están muy próximos a los de la media. En comparación con los datos originales de esta serie que presentan una alta oscilación de los mismos con respecto a la media.

³ Un AO, es un suceso que afecta a la serie en un solo instante temporal $t=t_0$. Pérez (2006).

⁴ Un TC, es un suceso que tiene un impacto inicial y cuyo efecto decae exponencialmente en conformidad con un factor de amortiguación δ . Pérez (2006)

Una vez realizado el análisis de los principales estadísticos, procedemos a determinar si existen procesos autorregresivos a través de la aplicación de los modelos ARCH, GARCH y EGARCH. Para esta nueva serie de modelos se va a utilizar un modelo AR(2), ya que este permite obtener mejores resultados. Los resultados de la estimación del modelo AR(2), se encuentran en el cuadro 6.

Los parámetros estimados son significativos, además de que el indicador SBIC, fue el más bajo de otras posibles combinaciones de modelos autorregresivos. Al aplicar los test de LB-Q y LB-Q², se evidencia que este modelo no presenta problemas de autocorrelación y heterocedasticidad.

Como lo hicimos en el cuadro 3, estimamos los modelos GARCH(1,1) y EGARCH (1,1), los procesos autorregresivos adoptados en estos modelos son diferentes a los anteriores, ya que para el modelo AR(2), los modelos mencionados en la siguiente tabla proporcionan mejores resultados, los mismos que se presentan en el cuadro 7.

En general, los modelos reducen notablemente sus problemas de no normalidad y de heterocedasticidad condicional. De igual manera, la persistencia de la varianza condicional disminuye levemente, aunque sigue siendo superior a la unidad para el caso del modelo GARCH (1,1) y casi la unidad para el EGARCH(1,1). El test LR, indica que no existe un efecto integrado IGARCH.

3.2. Cambios estructurales en la volatilidad de la tasa de variación del PIB real

Dado que una alta persistencia sugiere la existencia de información no incluida en el modelo, vamos por último a aplicar la metodología aplicada por Bai y Perron (1998, 2003) para detectar y estimar la existencia de cambios estructurales tanto en la media como en la varianza condicionada. Los aspectos principales de esta metodología, son las propiedades de los estimadores, además de los años de cambio y la construcción del test que nos

permita inferir y saber cuántos cambios ocurren y qué hacer cuando existen dichos cambios estructurales. Los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 8.

El test Sup (5|0), prueba significancia para $m=5$, es decir, que al menos existe un cambio estructural en la serie, mientras que el secuencial Sup $F(m+1|m)$, muestra significancia en $m=2$, es decir, que hay al menos un cambio estructural, $\text{Sup}(2|1) = 13.4080$. Podemos ver que Ecuador experimenta una subida considerable de la media de crecimiento de 2.7071 en el pre-periodo de 1958 a 5.1798 en el periodo entre 1959 a 1980, es decir varía en un 52%; y una caída a 3.4483 en el periodo posterior a 1981, es decir una baja del 67%.

En el panel D, en base a la prueba del cambio estructural, se obtuvo un cambio en el año de 1989 para la varianza incondicional. De lo que se puede observar es que la desviación estándar aumenta de un periodo a otro. Puede existir casos en los cuales no exista fechas de cambio en la varianza, tal como lo muestra Cecchetti et al (2005), quienes al utilizar una corta información trimestral, no encontraron años de cambios estructurales para esta varianza.

3.3. Cambios estructurales en las estimaciones ARCH, GARCH y EGARCH

Para considerar el efecto de la persistencia de la volatilidad en las tasa de variación del PIB real, vamos a incluir variables dicotómicas en la ecuación de la varianza condicional, valores de 1 para las años de cambio y de 0, para cualquier otro año, en los procesos ARCH, GARCH y EGARCH, tal como se muestra a continuación:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma D \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma D \quad (4)$$

$$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2 + \gamma D \quad (5)$$

Donde D son dichas variables dicotómicas.

En base a los resultados anteriores, Ecuador experimenta dos caídas en la tasa de variación del PIB real para la volatilidad experimentada, estos sería en los años de 1958 y 1980. Para poder capturar los niveles medios, se ha definido dos variables dicotómicas, D1=1 para $t > 1958$, y 0 para los demás, y D2=1 para $t > 1980$, y 0 para los demás. Incluyendo estas dentro de la ecuación de la media, tenemos:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^2 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + d_2 D_2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

Para ver los cambios en la media, seguimos utilizando un AR(2), para estimar los modelos GARCH y EGARCH, con estas variables, de los cuales obtenemos los resultados incluidos en el cuadro 9.

En los modelos GARCH y EGARCH, los datos presentan normalidad y su curtosis es cercana a tres. El test LR para el modelo GARCH, es insignificante, por lo que aceptamos que no hay un efecto integrado IGARCH, además de que la volatilidad es alta al ser superior a 1. El modelo EGARCH al contrario del modelo anterior, si presenta un efecto integrador IGARCH. La no uniformidad de los resultados, posiblemente sugiere que los distintos niveles de la media, no pueden explicar de manera clara la persistencia de la alta volatilidad, ni tampoco explicar si los modelos son simétricos o asimétricos.

Lo que hacemos a continuación es incluir, a parte de las variables dicotómicas en la ecuación de la media, una variable dicótoma en la ecuación de la varianza. Los resultados de estas nuevas regresiones están reflejados en el cuadro 10.

Para estos modelos se ha trabajado con un modelo AR(1), al mejorar notablemente los resultados. En el cuadro 10, podemos observar que la variable dicótoma (γ), es positiva en la ecuación de la varianza, al igual que las variables dicotómicas aplicadas a la ecuación de la media. Los test LB-Q y LB-Q², indican que no existen problemas de autocorrelación y de heterocedasticidad, además de que la variable dicótoma es significativa, lo que permite prestar apoyo a las especificaciones GARCH y EGARCH. La significancia de los estadísticos LR, nos muestran que no existen efectos integradores IGARCH. El valor del coeficiente de B1 para el modelo GARCH (1,1), se vuelve insignificante con la inclusión de la variable dicótoma. Para el modelo EGARCH (1,1), la medida de la persistencia (B1), es de 0.2107, además de ser insignificante. La inclusión de las tres variables dicotómicas potenció el desenvolvimiento del modelo GARCH, ya que mejoro el valor del máximo log-likelihood (LR), el cual en las estimaciones de los cuadros anteriores era insignificante. La estimación de la asimetría (α_2), es insignificante, y las perturbaciones en los modelos no están normalmente distribuidas. Al realizar una comparación de los resultados de los dos modelos el modelo EGARCH, es quien cumple con todos los requisitos.

En resumen, la corrección de *outliers* y la inclusión de variables ficticias para recoger la existencia de cambios estructurales, no fue un gran aporte para la reducción de la volatilidad y su persistencia, lo que sugiere su permanencia en la tasa de variación del PIB real de la economía ecuatoriana.

3.4. Relación entre la volatilidad de la producción y el crecimiento económico

Muchos investigadores tratan de identificar como la volatilidad podría afectar al crecimiento económico de un país, es decir, si esta volatilidad aumenta o disminuye la tasa de crecimiento de la economía. Para Friedman (1968), el crecimiento de la producción y la creciente volatilidad son totalmente independientes una de otra; la tasa de crecimiento de la producción está determinada por factores reales tal como las habilidades laborales y tecnológicas. En cambio para Speight (1999), a través de evidencia empírica manifiesta que la creciente volatilidad es positiva, pero que ejerce un efecto insignificante sobre la tasa de crecimiento del producto.

Igualmente existen otras teorías que afirman que puede existir una relación positiva, negativa e incluso independiente entre la volatilidad de la producción y el crecimiento de la economía. Interrogantes como esta se plasman en la investigación realizada por Berument et al (2012), quienes sugieren que en la economía Turca la creciente volatilidad reduce su crecimiento, lo cual está sustentado de manera empírica, ya que una alta volatilidad reduce la productividad total de factores (TFP), la inversión y el valor de la moneda extranjera con respecto a la moneda local. Los resultados de esta investigación sugieren que el efecto de la creciente volatilidad sobre el crecimiento es negativo, y que estos ejercen un efecto adverso sobre la productividad total de factores, inversiones y tipo de cambio.

Basándonos en Fang y Miller (2009) utilizaremos un modelo GARCH-M⁵, que nos permita determinar esta relación. Partimos de la ecuación de la tasa de variación de la media:

⁵ Los modelos GARCH-M fueron propuestos por Bollerslev en 1986.

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + \lambda \sigma_t + \gamma \mathcal{D} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Donde σ_t , es igual a la desviación estándar de la varianza condicional, σ_t^2 y λ , miden el efecto de la volatilidad en la media. En los estudios realizados por Fountas y Karanasos (2006), ellos desarrollan una especificación estructural que incorpora la volatilidad condicional contemporánea dentro de la ecuación de la media para el crecimiento de la producción y retardando este crecimiento dentro de la ecuación de la varianza en los modelos GARCH.

Esta metodología es casi similar a la planteada por Sims (1980), la cual sugiere valores retardados de las variables dependientes como variables explicativas. Usando modelos autorregresivos, captura la dinámica de la variable de crecimiento con variables dependientes rezagadas. Para obtener la volatilidad creciente, utiliza cualquiera de los modelos de la familia ARCH, en este caso un EGACHR, que mide la persistencia de la creciente volatilidad y los posibles efectos de la innovación sobre esta.

Las ecuaciones para realizar estos modelos para nuestra investigación serían las siguientes:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta y_{t-1} + \gamma \mathcal{D} \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \theta y_{t-1} + \gamma \mathcal{D} \quad (9)$$

$$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \alpha_2 \frac{|\varepsilon_{t-2}|}{\sigma_{t-2}} + \alpha_3 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2 + \theta y_{t-1} + \gamma \mathcal{D} \quad (10)$$

Donde θ , mide el nivel del efecto del crecimiento de la producción sobre la varianza y donde D son las variables dicotómicas.

El cuadro 11 muestra los resultados de los modelos ARCH, GARCH y EGARCH, en la estimación de la media, donde se han incluido las variables dicotómicas en los niveles de la media y se ha retardado la variable de la tasa de variación del PIB real, al único cambio estructural detectado en el proceso de la varianza.

De los resultados del cuadro 11 podemos observar que el coeficiente de la desviación estándar condicional (λ) no es significativo, por lo que la volatilidad no ayuda a explicar la evolución de la tasa de crecimiento del PIB. El estimador del retardo de la tasa de variación del PIB real sobre su varianza condicional (θ) es positivo en los tres modelos, por lo tanto el único modelo significativo es el EGARCH, ya que en el resto no existe normalidad. Las variables dicotómicas (λ), y d1, son positivas en los modelos ARCH-M y EGARCH-M, en cambio que el modelo GARCH-M (λ), es negativa, adicional, en los tres modelos la única variable no significativa es (λ). El test LR sugiere que no existe un efecto integrador IGARCH. Las perturbaciones cumplen el supuesto de normalidad únicamente en el modelo EGARCH-M, problemas de autocorrelación y heterocedasticidad no están presentes en los tres modelos. Por lo tanto la insignificancia de la desviación estándar condicional, en la ecuación de la media, nos indica que no existe una relación entre la volatilidad de la producción y su crecimiento. Estos resultados son similares a los obtenidos por Fountas y Karanasos (2006), al haber utilizado información anual, tal como se lo realizó en esta investigación.

4. Conclusiones

Los resultados a los que hemos llegado demuestran la importancia de tener en cuenta tanto la presencia de valores atípicos como de cambios estructurales a la hora de captar el grado

de volatilidad de una variable económica. Tomando como caso de ejemplo el de la economía ecuatoriana, nuestros resultados confirman que la omisión de cualquiera de estos dos efectos puede suponer un crecimiento espúreo del nivel de volatilidad estimado de una variable. Sin embargo, una vez que estos efectos son tenidos en cuenta, ésta disminuye notablemente. En nuestro caso, pasamos de tener modelo con un nivel de volatilidad de muy alta persistencia, a modelos en los que dicha persistencia se reduce notablemente.

Una vez que este nivel de volatilidad se estima de forma correcta, se puede utilizar para comprobar el efecto que tiene sobre el crecimiento del PIB ecuatoriano. Nuestros resultados, basados en la estimación de un modelo EGARCH, muestran que esta volatilidad no tiene un efecto significativo sobre el crecimiento, resultado distinto al que se observa en Fan y Miller (2009, 2013) para USA o Japón. Este hecho abre una línea nueva de trabajo por cuanto cabe preguntarse si este resultado es propio del caso ecuatoriano o si, por el contrario, puede extenderse al resto de los países latinoamericanos. La idea es la de continuar trabajando en esta línea.

Por último, una reflexión al hilo de los resultados obtenidos. Parece evidente que existe un cierto grado de relación entre outliers/cambio estructural y volatilidad. Ambos efectos parece disfrazarse mutuamente, de manera que resulta difícil distinguir entre valores atípicos y volatilidad, como la propia presencia de este componente puede interpretarse como cambio estructural. En este escenario, parece adecuado plantearnos cuál es el comportamiento de los estadísticos de la metodología Bai-Perron en presencia de volatilidad y, en el caso de encontrar disfuncionamientos, desarrollar métodos que los corrijan. Esta es una segunda línea de trabajo que vamos a intentar explorar en el futuro y que, conjuntamente con el trabajo aplicado mencionado anteriormente, puede configurar el armazón de una posible tesis doctoral.

Referencias

- Acosta, A. (2006). *Breve historia económica del Ecuador*. Quito: Corporación editora nacional.
- Bai, J., y Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 47-78.
- Bai, J., y Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 1-22.
- Berument, M., Dincer, N., y Mustafaoglu, Z. (2012). Effects of growth volatility on economic performace - Emperical evidence from Turkey. *European Journal of Operational Research*, 351-356.
- Bhar, R., y Hamori, S. (2003). Alternative characterization of the volatility in the growth rate of real GDP. *Japan and World Economy*, 223-231.
- Blanchard, O., y Simon, J. (2001). The long and large decline in US output volatility. *Brookings papers on economic activity*, 135-174.
- Bollerslev, Tim. 1986. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31:307–27.
- Bollerslev, T., R.F. Engle and J.M. Wooldridge (1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.
- Cecchetti, S., Flores-Lagunes, A., y Krause, S. (2005). Assessing the Sources of Changes in the volatility of real growth. *National Bureau of Economic Research*, N.w11946.
- Chen, C., y Liu, L.-M. (1993). Joint Estiamtion of Model Parameters and Outliers Effects in Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, 284.
- Debs, A. (2001). Testing for a Structural Break in the Volatility of Real GDP Growth in Canada. *Bank of Canada Working Paper 2001-9*, 1-32.
- Engle, Robert F. 1982. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation. *Econometrica* 50:987–1008.
- Engle, R.F., D.M. Lilien and R.P. Robbins, (1987), “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model,” *Econometrica*, 55, 391-407.

- Fang, W., y Miller, S. (2009). Modeling the volatility of real GDP growth: The case of Japan revisited. *Japan and the World Economy*, 312-324.
- Fang, W., y Miller, S. (2014). Output Growth and its Volatility: The Gold Standard through the Great Moderation. *Southern Economic Journal*, 728-751.
- Fang, W., Miller, S., y Lee, C. (2010). The Great Moderation and Leptokurtosis after GARCH Adjustment. *Empirical Economic Letters*, 1-9.
- Fountas, S., y Karanasos, M. (2006). The relationship between economic growth and real uncertainty in the G3. *Economic Modelling* 23, 638-647.
- Herrera, A., y Pesavento, E. (2005). The Decline in U.S Output Volatility: Structural Changes and Inventory Investment. *Journal of business y Economic Statistics*, 462.
- Ho, K.-Y., y Tsui, A. (2003). Asymmetric volatility of real GDP: some evidence from Canada, Japán, the United Kingdom and United States. *Japan and the World Economic*, 437-445.
- Iranzo Pérez, D. (2007). Análisis de Outliers. Valencia, España: Universidad de Valencia.
- Moro, A. (2014). Structural change, Growth and Volatility. *Universidad Carlos III*, 1-47.
- Nelson, Daniel B. 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns. *Econometrica* 59:347-70.
- Pérez, C. (2006). *Econometría de las Series Temporales*. Madrid: Pearson Prentice Hall.
- Rodríguez, G. (2009). La detección de outliers y test de raíz unitaria con outliers aditivos. *Desarrollo económico y bienestar*, 109-124.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica* 48 (1), 1-48.
- Speight, A. (1999). UK output variability and growth: Some further evidence. *Scottish Journal of Political Economy* 46, 175-184.

Cuadro 1.

Estadísticos descriptivos para la variación del PIB real, 1901-2009

Media	4.0938	LB Q (1)	4.7625*	LB Q ² (1)	6.8717
Desviación estándar	3.6496	LB Q (2)	11.739*	LB Q ² (2)	10.044
Máximo	22.5700	LB Q (3)	17.824*	LB Q ² (3)	12.261
Mínimo	-6.0800	LB Q (4)	26.498*	LB Q ² (4)	14.199
Simetría	1.5077	LB Q (5)	27.058*	LB Q ² (5)	14.545
Curtosis	9.2148	LB Q (6)	30.692*	LB Q ² (6)	14.815
Test de Normalidad	216.7081*	LB Q (7)	31.405*	LB Q ² (7)	14.835
ADF (n)	-5.1169 (1)	[0.0000]			

La medidas de la simetría y de la curtosis están normalmente distribuidas con $N(0,6/T)$ y $N(0, 24/T)$, respectivamente, donde $T=108$ observaciones. LB-Q (m) es el estadístico de Ljung-Box para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 7. LB Q² (m) y LR permiten detectar la presencia de heterocedasticidad condicional

* Significante al 5%

** Significante al 10%

Cuadro 2.

Modelo ARMA(1,1) para la tasa de variación del PIB real

Panel A. ARMA(1,1)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t,$					
a_0	a_1	θ_1			
4.1259 (0.0000)	0.8580 (0.0000)	-0.6789 (0.0001)			
LB Q (7)	LB Q² (7)	ARCH LM-Test	Simetría	Curtosis	Normalidad
5.3196 (0.378)	7.9614 (0.158)	7.2823 (0.0069)	1.2580	7.9094	136.95 (0.0000)

Nota: Este cuadro presenta los resultados de estimar el modelo más adecuado, en base al criterio SBIC. LB-Q (m) es el estadístico de Ljung-Box para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 7. LB Q² (m) y LR permiten detectar la presencia de heterocedasticidad condicional. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar si la perturbación sigue una distribución normal.

Cuadro 3.
Estimación de modelos

Panel A. ARCH (1)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t,$					
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$					
a_0	a_1	θ_1			
3.7456 (0.0000)	0.8443 (0.0000)	-0.6360 (0.0053)			
α_0	α_1				
5.4048 (0.0000)	0.6278 (0.0079)				
LB Q (7)	LB Q² (7)		Simetría	Curtosis	JB
4.9639 (0.420)	1.1450 (0.950)		0.1168	7.3263	84.475 (0.0000)
Panel B. GARCH (1,1)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t,$					
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$					
a_0	a_1	θ_1			
3.4807 (0.0000)	0.8493 (0.0000)	-0.4543 (0.0035)			
α_0	α_1	β_1			
0.0498 (0.0845)	0.3269 (0.0000)	0.7906 (0.0000)			
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	JB
3.7750 (0.582)	10.126 (0.072)	6.3580 (0.0117)	0.8054	5.4712	39.1585 (0.0000)
Panel C. EGARCH (1,2)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t,$					
$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sigma_{t-1}} + \alpha_3 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \log \sigma_{t-2}^2$					
a_0	a_1	θ_1			
3.9473 (0.0000)	0.9210 (0.0000)	-0.5860 (0.0000)			
α_0	α_1	α_2	β_1	β_2	
-0.1144 (0.2961)	0.6308 (0.0004)	0.1472 (0.2323)	0.0384 (0.5183)	0.8165 (0.0000)	
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	JB
3.6684 (0.598)	2.8847 (0.718)	9.6793 (0.0019)	0.4075	4.6297	14.941 (0.0006)

Nota: Este cuadro presenta los resultados de estimar el modelo (1) con las especificaciones de la varianza condicionada (2a)-(2c) para la tasa de crecimiento del PIB real de la economía ecuatoriana. LB Q (m) es el estadístico de Ljung-Box para contrastar la presencia de autocorrelación de orden m. LB Q² (m) y LR permiten detectar la presencia de heterocedasticidad condicional. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar si la perturbación sigue una distribución normal.

Cuadro 4.

Detección de *outliers* en la tasa de variación del PIB real

AÑO	Variación PIB real corregido	Variación PIB real	OUTLIERS
1943	2,342	11,93	AO
1946	1,713	11,29	TC
1948	1,727	12,82	AO
1950	1,701	13,57	AO
1952	2,196	10,95	AO
1954	2,801	9,04	AO
1972	5,483	13,47	AO
1973	5,631	22,57	AO
1983	3,724	-2,85	AO
1987	3,102	-6,08	AO
1988	2,897	10,13	AO
1999	3,372	-5,49	AO

Fuente: Programa TRAMO/SEATS

Cuadro 5.

Estadísticos descriptivos para la variación del PIB real

Corrección de los *outliers*, 1901-2009

Media	3.4030		LB Q (1)	21.917*	[0.0000]	LB Q ² (1)	17.191	[0.0000]
Desviación estándar	1.7827		LB Q (2)	36.346*	[0.0000]	LB Q ² (2)	30.959	[0.0000]
Máximo	8.8200		LB Q (3)	57.757*	[0.0000]	LB Q ² (3)	50.893	[0.0000]
Mínimo	-1.4650		LB Q (4)	767.460*	[0.0000]	LB Q ² (4)	59.058	[0.0000]
Simetría	0.4347		LB Q (5)	72.911*	[0.0000]	LB Q ² (5)	63.945	[0.0000]
Curtosis	3.4806		LB Q (6)	79.047*	[0.0000]	LB Q ² (6)	70.084	[0.0000]
Test de Normalidad	4.4415**	[0.1085]	LB Q (7)	85.059*	[0.0000]	LB Q ² (7)	74.531	[0.0000]
ADF (n)	-2.8038*	[0.0611]						

Las medidas de la simetría y de la curtosis están normalmente distribuidas con $N(0,6/T)$ y $N(0, 24/T)$, respectivamente, donde $T=108$ observaciones. LB-Q (m) es el estadístico de Ljung-Box para contrastar la presencia de autocorrelación de orden m. LB Q² (m) y LR permiten detectar la presencia de heterocedasticidad condicional.

* Significante al 5%

** Significante al 10%

Cuadro 6.
Modelo AR (2) para la tasa de variación del PIB real
Corrección de los outliers, 1901-2009

Panel A. AR(2)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^2 a_i y_{t-i} + \varepsilon_t$					
a_0	a_1	a_2			
3.4393 (0.0000)	0.3456 (0.0008)	0.2190 (0.0306)			
LB Q (10)	LB Q² (10)	ARCH LM-Test	Simetría	Curtosis	Normalidad
11.927 (0.154)	2.7797 (0.947)	0.2383 (0.6253)	0.4696	4.2163	10.43 (0.0054)

Nota: Este cuadro presenta los resultados de estimar el modelo más adecuado, en base al criterio SBIC. LB-Q (m) es el estadístico de Ljung-Box para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 10. LB Q² (m) y LR permiten detectar la presencia de heterocedasticidad condicional. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar si la perturbación sigue una distribución normal.

Cuadro 7.
Estimación de modelos con los outliers corregidos

Panel A. GARCH (1,1)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^2 a_i y_{t-i} + \varepsilon_t$					
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$					
a_0	a_1	a_2			
3.1021 (0.0000)	0.4661 (0.0000)	0.1854 (0.1055)			
α_0	α_1	β_1			
0.0302 (0.0265)	-0.0454 (0.2334)	1.0566 (0.0000)			
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	Normalidad
7.1534 (0.209)	4.2328 (0.516)	0.5291 (0.4670)	0.0902	3.2698	0.4653 (0.7924)
Panel B. EGARCH (1,1)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^2 a_i y_{t-i} + \varepsilon_t$					
$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sigma_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2$					
a_0	a_1	a_2			
3.3608 (0.0000)	0.5274 (0.0000)	0.1774 (0.1097)			
α_0	α_1	α_2	β_1		
0.1726 (0.0000)	-0.1579 (0.0000)	-0.0398 (0.5375)	0.9670 (0.0000)		
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	Normalidad
5.2718 (0.384)	4.8653 (0.433)	21.8567 (0.0000)	0.0309	3.2116	0.2149 (0.8981)

Nota: Este cuadro presenta los resultados de estimar el modelo con la corrección de los outliers. LB Q (m) es el estadístico de Ljung-Box para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 7. LB Q² (m) y LR es igual al ratio estadístico de likelihood que permiten detectar la presencia de heterocedasticidad condicional. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar si la perturbación sigue una distribución normal.

Cuadro 8.
Fechas de cambio y test de estabilidad estructural

Panel A. Test de cambio estructural en la media				
<i>Sup F(1/0)</i>	<i>Sup F(2/0)</i>	<i>Sup F(3/0)</i>	<i>Sup F(4/0)</i>	<i>Sup F(5/0)</i>
10.4430 (8.5800)	14.6457 (7.2200)	12.4432 (5.9600)	7.6881 (4.9900)	4.1489 (3.9100)
<i>Sup F(2/1)</i>	<i>Sup F(3/2)</i>	<i>Sup F(4/3)</i>	<i>Sup F(5/4)</i>	<i>Break date</i>
13.4080 (10.1300)	0.9774 (11.1400)	0.1642 (11.8300)	-	1958, 1980
Panel B. Test de cambio estructural en la volatilidad				
<i>Sup F(1/0)</i>	<i>Sup F(2/0)</i>	<i>Sup F(3/0)</i>	<i>Sup F(4/0)</i>	<i>Sup F(5/0)</i>
3.5680 (8.5800)	2.6534 (7.2200)	2.4586 (5.9600)	2.0597 (4.9900)	1.6363 (3.9100)
<i>Sup F(2/1)</i>	<i>Sup F(3/2)</i>	<i>Sup F(4/3)</i>	<i>Sup F(5/4)</i>	<i>Break date</i>
1.2174 (10.1300)	2.4405 (11.1400)	0.4572 (11.8300)	-	-
Panel C. Test de estabilidad estructural en la media incondicional				
Fecha cambio	Periodo	Media		
1958	1901 a 1958	2.7071		
1980	1959 a 1980	5.1798		
	1981 a 2008	3.4483		
Panel D. Test de estabilidad estructural en la varianza incondicional				
Fecha cambio	Periodo	Desviación estándar		
1988	1901 a 1988	1.7149		
	1989 a 2008	2.1016		

Nota: Valores críticos a un nivel de significancia del 5%. En el proceso de detección se requiere al menos el 15% del total de la muestra para realizar cualquier partición. El estadístico t, sería aquel que permita determinar los cambios estructurales en la media incondicional entre los distintos periodos.

*Valores críticos al 5%.

Cuadro 9.

Estimación de modelos con variables dicotómicas en la media

Panel A. GARCH (1,1)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^2 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + d_2 D_2 + \varepsilon_t$					
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$					
a_0	a_1	a_2	d1	d2	
3.1361 (0.0000)	0.3590 (0.0001)	0.1783 (0.1076)	1.8682 (0.0058)	-1.7014 (0.0923)	
α_0	α_1	β_1			
0.0317 (0.0114)	-0.0533 (0.0678)	1.0612 (0.0000)			
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	Normalidad
7.5353 (0.184)	3.2634 (0.659)	0.2650 (0.6067)	0.0546	3.1317	0.1294 (0.9373)
Panel B. EGARCH (2,1)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^2 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + d_2 D_2 + \varepsilon_t$					
$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sigma_{t-1}} + \alpha_2 \frac{ \varepsilon_{t-2} }{\sigma_{t-2}} + \alpha_3 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2$					
a_0	a_1	a_2	d1	d2	
3.1164 (0.0000)	0.4466 (0.0000)	0.1409 (0.1316)	2.3895 (0.0012)	-2.1059 (0.0325)	
α_0	α_1	α_2	α_3	β_1	
0.1595 (0.0000)	0.3607 (0.0000)	-0.5025 (0.0000)	0.0162 (0.7163)	0.9661 (0.0000)	
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	Normalidad
4.3243 (0.504)	2.3121 (0.804)	9.9805 (0.0016)	0.1964	3.3638	1.2666 (0.5308)

Nota: Este cuadro presenta los resultados de estimar el modelo con la inclusión de la variable dicótoma en la ecuación de la media. LB Q (m) es el estadístico de Ljung-Box para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 7. LB Q² (m) y LR es igual al ratio estadístico de *likelihood* que permiten detectar la presencia de heterocedasticidad condicional. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar si la perturbación sigue una distribución normal.

Cuadro 10.

Estimación de modelos con variables dicotómicas en la media y en la varianza

Panel A. GARCH (1,1)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + d_2 D_2 + \varepsilon_t$					
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma \mathcal{D}$					
a_0	a_1	d1	d2		
2.9567 (0.0000)	0.4984 (0.0000)	2.7536 (0.0000)	-2.4148 (0.0000)		
α_0	α_1	β_1	γ		
1.0349 (0.0001)	0.4886 (0.0370)	-0.0757 (0.6573)	3.2965 (0.0317)		
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	Normalidad
5.8135 (0.444)	1.5163 (0.958)	4.3468 (0.0371)	0.3662	4.5273	12.7918 (0.0017)
Panel B. EGARCH (1,1)					
$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + d_1 D_1 + d_2 D_2 + \varepsilon_t$					
$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sigma_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2 + \gamma \mathcal{D}$					
a_0	a_1	d1	d2		
2.8786 (0.0000)	0.3988 (0.0024)	2.6631 (0.0000)	-2.1982 (0.0001)		
α_0	α_1	α_2	β_1	γ	
-0.0809 (0.6627)	0.5050 (0.0360)	-0.1766 (0.2811)	0.2107 (0.5022)	1.0682 (0.0375)	
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	Normalidad
5.8860 (0.436)	1.6315 (0.950)	6.3129 (0.0120)	0.2632	4.3517	9.3830 (0.0091)

Nota: Este cuadro presenta los resultados de estimar el modelo con la inclusión de la variable dicótoma en la ecuación de la media y de la varianza. LB Q (m) es el estadístico de Ljung-Box para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 7. LB Q² (m) y LR es igual al ratio estadístico de *likelihood* que permiten detectar la presencia de heterocedasticidad condicional. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar si la perturbación sigue una distribución normal.

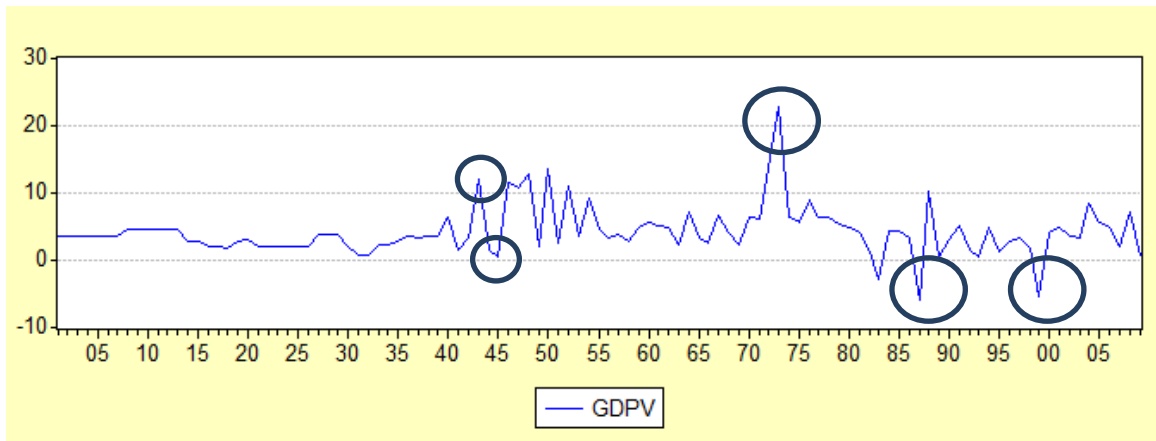
Cuadro 11.

Retroalimentación de los modelos estimados con cambios estructurales en la media y en la varianza

<p>Panel A. ARCH (1)</p> $y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + \lambda \sigma_t + d_1 D_1 + d_2 D_2 + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta y_{t-1} + \gamma \mathcal{D}$						
a_0	a_1	λ	d1	d2		
2.8960 (0.0000)	0.4921 (0.0000)	0.0667 (0.8579)	2.6249 (0.0000)	-2.3174 (0,0004)		
α_0	α_1	θ	γ			
0.2557 (0.6232)	0.4492 (0.0273)	0.2025 (0.1410)	3.3450 (0.0306)			
LB Q (7)	LB Q² (7)		Simetría	Curtosis	Normalidad	
5.4147 (0.492)	1.8054 (0.937)		0.3361	4.1870	8,2966 (0.0158)	
<p>Panel B. GARCH (1,1)</p> $y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + \lambda \sigma_t + d_1 D_1 + d_2 D_2 + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \theta y_{t-1} + \gamma \mathcal{D}$						
a_0	a_1	λ	d1	d2		
3.1787 (0.0000)	0.5279 (0.0000)	-0.2968 (0.2211)	2.7982 (0.0000)	-2.3556 (0.0000)		
α_0	α_1	β_1	θ	γ		
0.9637 (0.1593)	0.6098 (0.0082)	-0.1943 (0.0000)	3.1819 (0.0027)	0.0440 (0.7942)		
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	Normalidad	
4.4847 (0.611)	2.2322 (0.897)	6.0909 (0.0136)	0.3279	4.6855	14.5845 (0.0007)	
<p>Panel C. EGARCH (2,1)</p> $y_t = a_0 + \sum_{i=1}^1 a_i y_{t-i} + \lambda \sigma_t + d_1 D_1 + d_2 D_2 + \varepsilon_t$ $\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sigma_{t-1}} + \alpha_2 \frac{ \varepsilon_{t-2} }{\sigma_{t-2}} + \alpha_3 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2 + \theta y_{t-1} + \gamma \mathcal{D}$						
a_0	a_1	λ	d1	d2		
2.3885 (0.0000)	0.3969 (0.0000)	0.3573 (0.1476)	3.0045 (0.0000)	-2.5050 (0.0000)		
α_0	α_1	α_2	α_3	β_1	θ	γ
-1.6330 (0.0821)	0.6273 (0.0256)	1.0487 (0.0010)	-0.3139 (0.2096)	-0.8160 (0.0000)	0.1669 (0.4194)	3.2814 (0.0001)
LB Q (7)	LB Q² (7)	LR	Simetría	Curtosis	Normalidad	
6.6639 (0.353)	3.2443 (0.778)	294.915 (0.0000)	0.1065	3.1857	0.3564 (0.8367)	

Nota: Este cuadro presenta los resultados de estimar el modelo con la inclusión de dos variables adicionales para determinar la relación de la creciente volatilidad y el crecimiento económico. LB Q (m) es el estadístico de Ljung-Box para contrastar la presencia de autocorrelación de orden 7. LB Q² (m) y LR es igual al ratio estadístico de *likelihood* que permiten detectar la presencia de heterocedasticidad condicional. JB es el estadístico de Jarque-Bera para contrastar si la perturbación sigue una distribución normal.

GRAFICO 1.
VARIACIÓN DEL PIB REAL ANUAL



Fuente: Penn World Table
 Elaboración: El autor

GRAFICO 2.
Relación de la tasa de variación de los datos orinales y los corregidos con respecto al valor de la media.

