



Tesis de Doctorado en Economía

## Aplicaciones Empíricas de Quiebres Estructurales

Tesista: Fernando Andrés Delbianco

Director: Dr. (PhD) Martín González Rozada

Octubre 2014

Departamento de Economía

Universidad Nacional del Sur

## PREFACIO

Esta Tesis se presenta como parte de los requisitos para optar al grado Académico de Doctor en Economía de la Universidad Nacional del Sur y no ha sido presentada previamente para la obtención de otro título en esta Universidad u otra.

La misma contiene los resultados obtenidos en investigaciones llevadas a cabo en el ámbito del Departamento de Economía durante el período comprendido entre el 12/09/2012 y el 03/10/2014, bajo la dirección del Dr. (PhD) Martín González Rozada.

Fernando Andrés Delbianco



UNIVERSIDAD NACIONAL DEL SUR  
Secretaría General de Posgrado y Educación Continua

La presente tesis ha sido aprobada el.../.../..... , mereciendo la calificación de..... (.....)

## Agradecimientos

*A la familia. A los amigos. A los colegas.*

La tesis se encuentra dedicada a todas las personas que me rodean diariamente, tanto del ámbito privado como del profesional, quienes a través de sus comentarios, sugerencias o su sola presencia hicieron posible mis estudios.

Los posibles errores contenidos en este trabajo son completa responsabilidad mía.

## RESUMEN

En la presente tesis de doctorado se desarrollan dos herramientas econométricas, en particular los tests de quiebres estructurales (endógenos) y los modelos de cambios de regímenes de Markov, con un enfoque en su utilidad para desarrollar trabajos descriptivos en economía.

Ambos conceptos se encuadran dentro de la búsqueda de contemporaneidades y sincronizaciones con diversos sucesos económicos.

Se presenta un análisis de Monte Carlo para contrastar las propiedades de una serie de tests de quiebres estructurales endógenos propuestos, para un grupo particular de procesos generadores de los datos (i.e. DGP).

Además de mostrar la utilidad de utilizar las metodologías mencionadas a la hora de realizar economía aplicada, la motivación final del trabajo es presentar la posibilidad de combinar quiebres estructurales, análisis de cambios de regímenes y el concepto de contemporaneidad como una opción válida de análisis descriptivo previo a cualquier análisis de causalidad.

Esto se intenta mostrar con diversos ejemplos de la literatura económica que el autor ha trabajado durante su doctorado, desde problemas marcadamente relativos a la macroeconomía hasta aquellos más de índole microeconómica

La conclusión final es metodológica, y es recomendar un uso exhaustivo de herramientas descriptivas como las utilizadas aquí (y otras, por supuesto) para lograr tener nociones sobre las hipótesis de investigación previas a la aplicación de modelos y regresiones estructurales.

## ABSTRACT

In this dissertation two econometric tools are developed: tests of structural breaks (endogenous) and Markov Switching, both with a focus on its utility to develop descriptive papers in economics. Both concepts are framed within the search of contemporaneity with various economic events.

Monte Carlo analysis is presented for testing the properties of a series of tests for endogenous structural breaks proposed for a particular set of data generating processes (i.e. DGP).

In addition to showing the utility of using the methodologies mentioned when doing applied economics, the final motivation is to present the possibility of combining structural breaks, regime change analysis and the concept of contemporaneity as a valid option prior descriptive analysis any analysis of causation.

This is intended to be shown with various examples of the economic literature that the author has worked for his doctorate, from problems related to macroeconomics markedly to those over microeconomic nature

The final conclusion is methodological and is recommending extensive use of descriptive tools such as those used here (and others, of course) in order to have some knowledge about the assumptions of previous to the application of regression models and structural investigation.

# Contenidos

|  |        |
|--|--------|
| 1. Introducción .....                      | pp. 7  |
| 2. Tests con Quiebres estructurales.....   | pp. 9  |
| 2.1 Zivot y Andrews .....                  | pp. 12 |
| 2.2 Bai-Perron .....                       | pp. 17 |
| 2.3 Hansen.....                            | pp. 19 |
| 2.4 Kim-Perron .....                       | pp. 21 |
| 3. Simulaciones de Monte Carlo .....       | pp. 23 |
| 3.1 ZA.....                                | pp. 25 |
| 3.2 BP.....                                | pp. 31 |
| 3.3 Hansen.....                            | pp. 37 |
| 3.4 KP .....                               | pp. 43 |
| 3.5 Conclusiones .....                     | pp. 48 |
| 4. Aplicaciones Empíricas de quiebres..... | pp. 51 |
| 4.1 PTF y Apertura Económica.....          | pp. 51 |
| 4.2 Flujos de Capital en AL.....           | pp. 57 |
| 4.3 Commodities y Cuentas Corrientes.....  | pp. 65 |

|   |         |
|---|---------|
| 5. Markov Switching .....                               | pp. 79  |
| 5.1 Argentina - Corea del Sur .....                     | pp. 81  |
| 6. Volatilidad y noticias en mercados financieros ..... | pp. 90  |
| 6.1 Datos y Metodología.....                            | pp. 95  |
| 6.2 Resultados .....                                    | pp. 99  |
| 6.3 Conclusiones .....                                  | pp. 104 |
| 7. Comentarios finales .....                            | pp. 107 |
| Bibliografía.....                                       | pp. 110 |
| Apéndice .....  | pp. 124 |

## 1 Introducción

Esta tesis de doctorado se centrará en desarrollar dos herramientas econométricas, en particular los tests de quiebres estructurales (endógenos) y los modelos de cambios de regímenes de Markov, con un enfoque en su utilidad para desarrollar trabajos descriptivos en economía. Ambos conceptos estarán enmarcados dentro de la búsqueda de contemporaneidades con diversos sucesos económicos.

El trabajo contiene un grupo de aplicaciones por separado (tres para el caso de detección de quiebres estructurales y análisis de contemporaneidades, y una ilustración de procesos de *switching*) para luego presentar una aplicación en conjunto en la sección final.

Además, se presenta un análisis de Monte Carlo para contrastar las propiedades de una serie de Tests de quiebres estructurales endógenos propuestos, para un grupo particular de procesos generadores de los datos (i.e. DGP).

La motivación final del trabajo es presentar la posibilidad de combinar quiebres estructurales, análisis de cambios de regímenes y el concepto de contemporaneidad como una opción válida de análisis descriptivo previo a cualquier análisis de causalidad. Esto se intenta mostrar con diversos ejemplos de la literatura económica que el autor ha trabajado durante su doctorado, desde problemas marcadamente relativos a la macroeconomía (como apertura económica, flujos de capitales o precios de commodities) hasta aquellos más de índole microeconómica (como problemas de revelación de información).

El trabajo no contiene una conclusión general económica ya que aborda diversas problemáticas, pero la conclusión final es de índole metodológica, y es la de recomendar un uso exhaustivo de herramientas descriptivas como las utilizadas aquí (y otras, por

supuesto) para lograr tener nociones sobre las hipótesis de investigación previas a la aplicación de modelos y regresiones estructurales.

La tesis se estructura de la siguiente manera. En el capítulo número dos se hace una revisión de la literatura de quiebres, y se describen los tests de breaks endógenos seleccionados para este trabajo. Los tests en cuestión son: Zivot y Andrews (1992), Bai Perron (1998, 2003), Hansen (2000) y Kim-Perron (2009). El siguiente capítulo muestra los resultados de una serie de simulaciones de Monte Carlo realizadas para dichos tests. El capítulo cuatro contiene tres aplicaciones de quiebres estructurales y la presentación de los conceptos de contemporaneidad ilustrados. El capítulo cinco realiza una descripción de los procesos de Markov Switching, e ilustra tal concepto con una aplicación a las series de crecimiento del producto per cápita de Argentina y Corea del Sur. La sexta sección introduce una problemática a desarrollar, basada en cómo afectan las noticias a los mercados financieros de un país, dependiendo de la percepción de corrupción que exista en dicho país. La sección 7 concluye el trabajo.

## 2 Tests con Quiebres Estructurales

Desde Chow (1960) en la introducción de su trabajo, cuando menciona que después de haber estimado una regresión con  $p$  variables, quizás nos interese saber si  $m$  observaciones adicionales pertenecen a la misma regresión, se ha desarrollado una extensa literatura con respecto a las incidencias de los quiebres o cambios estructurales, desde sus efectos hasta su detección.

Como menciona Banerjee y Urga (2005) cualquier descripción del “problema” que enfrentamos con quiebres en la estimación y la inferencia econométrica, puede ser descrita de distintas maneras, como por ejemplo contrastar modelos lineales o no lineales, detectar si los regresores son estacionarios o no, si el quiebre es conocido a priori o no, si el cambio es único o la serie presenta múltiples quiebres, etcétera.

En los 60s y 70s las teorías de “business cycles” fueron pensadas en el contexto de la presencia de tendencias seculares. Entonces, se pensaba que era suficiente descomponer las series en un componente de tendencia y otro que capturara el componente cíclico de las series. Usualmente, la tendencia se pensaba no solo de carácter determinístico, sino también lineal (sobre todo si en economía se trabaja con logaritmos y se piensa que el crecimiento suele presentar un comportamiento exponencial).

Se produjo un viraje importante cuando Nelson y Plosser (1982) señalaron que era necesario pensar la posibilidad de captar un componente estocástico de la tendencia. De esta manera, si las series no eran estacionarias (o de otra manera, eran integradas de algún orden  $d$ ), probablemente los shocks serían permanentes y se irían acumulando en las series, lo cual es un concepto muy razonable en el ámbito de variables económicas.

Claramente hay una relación muy fuerte en la literatura de “breaks”, con la idea de tests de raíces unitarias. Muchos de los desarrollos en quiebres estructurales fueron en un principio concebidos por el temor de no rechazar la hipótesis de raíz unitaria en casos donde era probable que la correcta especificación era tener en cuenta algún cambio permanente sufrido por la serie en algún punto del periodo muestral.

Dentro del área de discusión de series con raíces unitarias, Rappoport y Reichlin (1989) y Perron (1989) realizaron la distinción entre un shock que luego desaparece (abrupta o paulatinamente) y un shock que tiene un efecto permanente. Si se está en

presencia de éste último caso, probablemente las series en cuestión deban ser representadas con algún quiebre en sus componentes determinísticos o de tendencia. Si no se incluyen en la especificación del modelo, entonces se está sesgando a los tests de raíces unitarias a no rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

Otro aporte importante surgió cuando Zivot and Andrews (1992) advirtió que tal vez no sea aconsejable elegir la especificación del quiebre mediante un análisis previo de la información. De allí que surge toda una literatura de análisis y detección de quiebres estructurales endógenamente, como por ejemplo las especificaciones sugeridas por Bai y Perron (1998) de elegir aquellos quiebres que minimicen el error del modelo, y de esa manera objetivando de alguna manera la elección de los cambios especificados en los componentes determinísticos del modelo. También se propusieron en la agenda de quiebres endógenos, toda una serie de tests para analizar los “breaks” elegidos, i.e. Bai (1999) propuso un ratio para detectar múltiples quiebres conocido como “l breaks vs l+1 breaks”, dada la hipótesis nula de la existencia de l cambios estructurales.

Hansen (2000) por otra parte, propuso tener en cuenta la distribución condicional y marginal de los procesos, y de esa manera, distinguir entre simples cambios en los parámetros y la estabilidad estructural de los regresores.

Newbold et al. (1995) señaló el hecho de que si hay un cambio temprano en la serie es probable que un test estándar como Dickey-Fuller no lo capte y rechace erróneamente la hipótesis de raíz unitaria. Harvey et al. (2001), Kim et al. (2000), y Leybourne et al. (1998) hacen un análisis similar, mencionando que si una serie es estacionaria alrededor de una tendencia pero presenta un quiebre (o múltiples), el Dickey-Fuller, nuevamente presenta poca potencia.

Siguiendo esta línea, autores como Lee and Strazicich (2001) o Harvey et al. (2001), aseguran que los procedimientos como el especificado por Zivot and Andrews (1992) a menudo identifican el quiebre de manera incorrecta. Más específicamente, lo ubican un periodo luego del verdadero quiebre. Esto se agrava a medida que el cambio (o break) es considerablemente más grande.

Alternativamente, Andrews (1993) desarrolla ratios basados en Wald, LM y LR tests para cambios estructurales basados en estimadores de GMM.

Así mismo, Patrick Gagliardini, Fabio Trojani y Giovanni Urga (2005) proponen

una nueva clase de estimadores GMM robustos, que incluyen ejercicios de simulación de Monte Carlo para comparar la performance de los tests GMM clásicos y los robustos que proponen.

Dentro de la literatura de quiebres, una cuestión importante a considerar, es si los cambios son aditivos o son realmente innovaciones outliers, lo cual cambia drásticamente el tratamiento de la dinámica y la especificación del modelo a considerar. Perron y Vogelsang (1992) y Vogelsang y Perron (1998) tratan estas cuestiones.

Bai y Perron (2006) aseguran que sus tests para múltiples “breaks” trabajan bien en muestras lo suficientemente grandes, pero sufren sustanciales desviaciones en la potencia de sus tests en muestras pequeñas.

El objetivo del trabajo dentro de este capítulo consiste en el estudio de la incidencia de quiebres estructurales en series de tiempo. Más específicamente, sobre el desempeño de los tests de quiebres en muestras pequeñas, en especial los de carácter endógeno, de la línea que propone Bai Perron (1998, 2003, 2006) y Hansen (2000), o de los tests de raíz unitaria con el quiebre determinado endógenamente, como Zivot y Andrews (1992) y Kim y Perron (2009).

Siguiendo el trabajo de Antoshin, Berg y Souto (2008) y El-Shagi, Giesen (2010) se compararán distintas especificaciones (sobre todo cambiando el tamaño muestral) de los tests. Además, la intención es poder presentar variantes que tengan en cuenta que la muestra es finita, en lugar de utilizar resultados asintóticos para la derivación de los valores críticos y los intervalos de confianza de los tests.

El objetivo es internalizar que la muestra es finita, mediante simulaciones de Montecarlo para los distintos tamaños de muestra. Por otra parte, también se considera conveniente caracterizar los errores, permitiendo que exista autocorrelación. Como resultado, se espera obtener un panorama de la potencia que presentan los tests de cambios estructurales en muestras finitas (específicamente bajo el marco de las series utilizadas para las simulaciones), sin la herramienta de la teoría asintótica.

El capítulo se estructura de la siguiente manera: en la segunda sección se detallan aquellos tests con los que luego en la tercera sección se realizan las simulaciones. La cuarta sección finaliza el trabajo presentando las conclusiones.

Las simulaciones que se realizarán estarán enfocadas en cuatro tests, dos encuadra-

dos en el ámbito de tests de raíz unitaria, como lo es el más antiguo de los tests (Zivot y Andrews, 1992) y el más moderno (Kim y Perron, 2009), y otros dos que son puramente tests de quiebres endógenos (Bai Perron, 1998 y Hansen 2000).

A continuación se pasa a detallar brevemente las estructuras de los mismos.

## 2.1 Zivot y Andrews (ZA)

El test clásico de Dickey-Fuller (ADF) con sus tres diferentes especificaciones (con tendencia, con drift y sin constante) sin cambios estructurales en las series analizadas, muestra en general que las series son no estacionarias. Sin embargo, este resultado no sorprende cuando se trabaja con series de tiempo relativamente largas.

Los tests de raíz unitaria más usados como el de Dickey-Fuller (1984)<sup>1</sup> o Perron (1989)<sup>2</sup>, tienden a no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en presencia de cambios estructurales y en general entonces tienden a concluir que las series no son estacionarias. Existen entonces los Tests que detectan cuando hubo un quiebre en la serie analizada, como el de Chow, pero esta primera generación requiere información a priori sobre la existencia del break, o usar iteraciones para encontrar dicha información. Un camino diferente se sigue en el trabajo de Zivot y Andrews (1992), el cual halla endógenamente la fecha del cambio estructural.

El test de ZA analiza secuencialmente la posible presencia de cambios estructurales en la serie en cada observación, generando dummies en cada periodo. La *dummy* con mayor nivel de significatividad es tomada como indicadora del periodo en el cual la serie bajo estudio sufre un cambio de régimen. Quitando esta incorporación de dummies secuencial, el test de ZA tiene luego el formato clásico de un test de estacionariedad (un test de raíz unitaria) como el ADF.

ZA no es un test de quiebres estructurales *per se*. Es, como se mencionó, una manera de realizar un test de estacionariedad donde se testea la hipótesis nula de una

---

<sup>1</sup>Para una explicación detallada del test se puede consultar D. A. Dickey – D. P. Hasza – W. A. Fuller (1984).

<sup>2</sup>Para un análisis más profundo de este test, se puede recurrir al trabajo original de P. Perron (1989).

raíz unitaria contra la hipótesis alternativa de estacionariedad con un punto de quiebre en algún punto desconocido de la serie.

Entonces, este test tiene las características de un test de raíz unitaria con notación similar al de Perron pero dejando que se defina endógenamente el quiebre estructural.

En primer lugar, se procede a repasar la estructura del test original de Perron (1989), para luego describir el cambio en  $H_0$  y la estimación del quiebre que introducen Zivot y Andrews.

### 2.1.1 Perron (1989)

En este test, la hipótesis nula es que la serie tiene una raíz unitaria con intercepto, y un cambio exógeno que ocurre en el periodo  $Tb$  (donde  $1 < Tb < T$ ). Por otro lado, la hipótesis alternativa es que la serie es estacionaria con una tendencia determinística y un cambio exógeno en  $Tb$ . Los tres modelos que se pueden presentar en la hipótesis nula tienen las siguientes formas:

- Modelo (A):  $y_t = \mu + dD(T_b)_t + y_{t-1} + e_t$
- Modelo (B):  $y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$
- Modelo (C):  $y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(T_b)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$

donde  $D(T_b)_t = 1$  si  $t = T_b$  y es igual a cero de otra manera;  $DU_t = 1$  si  $t > T_b$ , 0 de otra manera;  $A(L)e_t = B(L)v_t$  donde  $v_t \sim iid(0, \sigma^2)$ , con  $A(L), B(L)$  operadores rezago con polinomios de orden  $p$  y  $q$  respectivamente.

Estos tres modelos, lo que están significando es que el test permite modelar un cambio en el nivel de las series (modelo A), un cambio exógeno en la tasa de crecimiento (modelo B), o ambos cambios (modelo C).

Por el otro lado, las alternativas de estacionariedad, tienen las siguientes estructuras:

- Modelo (A):  $y_t = \mu_1 + \beta_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$
- Modelo (B):  $y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT^* + e_t$

- Modelo (C):  $y_t = u + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU + (\beta_2 - \beta_1)DT^* + e_t$

donde  $DT_t^* = t - T_b$  si  $t > T_b$ , o de otra manera.

Siguiendo la estrategia de testeo de Perron (con una estructura ADF), las ecuaciones que se usan para testear raíz unitaria son:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(T_B)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.1.1)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.1.2)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^* + \hat{d}^C D(T_B)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.1.3)$$

Un estadístico que se computa es  $t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ ,  $i = A, B, C$ . Este estadístico depende de la fracción (donde se encuentra el quiebre)  $\lambda$ , que es el ratio  $Tb/T$ . De esta manera, la hipótesis nula se rechaza si:

$$t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda) < \kappa_{\alpha}(\lambda)$$

donde  $\kappa_{\alpha}(\lambda)$  hace referencia al size de la distribución asintótica de un  $\lambda$  fijo  $Tb/T$ ;  $DU_t(\lambda) = 1$  si  $t > T\lambda$ , 0 caso contrario;  $DT^*(\lambda) = t - T\lambda$  si  $t > T\lambda$  y 0 en el caso que no se cumpla la desigualdad mencionada.

Por otro lado, el número de  $k$  rezagos es determinado mediante testear la significatividad de  $\hat{c}_j^i$ , ( $i = A, B, C$ ).

### 2.1.2 Zivot y Andrews (1992)

La hipótesis nula que ZA plantean para los tres modelos es:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (2.1.4)$$

De esta manera se considera que bajo  $H_0$  la serie es integrada sin cambios estructurales. Luego, la selección de  $\lambda$  es el producto de buscar una dummy<sup>3</sup> que logre que

<sup>3</sup>Al igual que en Perron (1989), los breaks se introducen como dummies en cualquiera de los tres modelos pausibles.

la representación de  $y_t$  sea estacionaria. Es decir que la hipótesis alternativa implica estacionariedad con un único quiebre. El objetivo es entonces, estimar el quiebre (la dummy) que más pondere la alternativa de estacionariedad.

$\lambda$  es elegido de manera de minimizar el estadístico  $t$  a una cola, testeando que  $\alpha^i = 1$  para  $i = A, B, C$ , dado que valores pequeños del estadístico denotan el rechazo de la nula. O sea,

$$t_{\hat{\alpha}^i}[\hat{\lambda}_{\text{inf}}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha^i}, \quad i = A, B, C, \quad (2.1.5)$$

y donde  $\Lambda \in (0, 1)$ .

Como ahora la nula se encuentra especificada como en 2.1.4, ya no son necesarias las variables dummies en 2.1.1 y 2.1.3. Luego, las ecuaciones que se regresan en ZA para testear raíz unitaria son:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.1.6)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.1.7)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (2.1.8)$$

donde  $DU_t(\hat{\lambda}) = 1$  si  $t > T\lambda$ , 0 en otro caso;  $DT_t^*(\hat{\lambda}) = t - T\lambda$  si  $t > T\lambda$ , 0 caso contrario.  $\hat{\lambda}$  es el punto de quiebre estimado por el procedimiento previamente mencionado.

Para cada valor de  $\lambda$ , el número de regresores extra,  $k$ , fue determinado usando el mismo procedimiento que Perron<sup>4</sup>. Luego, el estadístico  $t$  es computado. El mínimo  $t$  obtenido sobre  $T - 2$  regresiones indicará entonces la fecha de quiebre estimada.

Una vez que la selección de  $\lambda$  deja de ser exógena, endogeneizándose a través de un metodo de estimación, ZA ya no pueden usar los valores críticos computados por Perron. Ahora se rechaza  $H_0$  si:

$$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha^i}(\lambda) < \kappa_{\text{inf}, \alpha}^i, \quad i = A, B, C, \quad (2.1.9)$$

<sup>4</sup>Esto significa que la cantidad de extra regresores  $k$ , variará (o por lo menos puede variar potencialmente) para cada selección de  $\lambda$ . (Zivot y Andrews (1992), p. 255)

con  $\kappa_{\inf, \alpha}^i$  como el size  $\alpha$  crítico (hacia la cola izquierda de la distribución del estadístico) de la distribución asintótica de  $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha^i}(\lambda)$ . Aquí, ZA afirman que, por definición, estos valores críticos serán al menos tan grandes como los que se obtienen bajo un  $\lambda$  exógeno. Bajo esta perspectiva entonces, el test de raíz unitaria de Perron estaría sesgado a rechazar la hipótesis nula.

### 2.1.3 Clemente, Montañes y Reyes (1998)

Una mención especial se puede hacer al trabajo que Clemente et. al. desarrollaron para extender el test de Perron y Vogelsang (1992) al caso de dos quiebres estructurales. Si bien los autores mencionan que la introducción de dos quiebres ya había sido realizada por Lumsdaine y Papell (1997), esta modificación estaba pensada para que los quiebres ocurran en tendencia. De esta manera, la aplicación que se realiza en este caso es de dos quiebres en media.

La hipótesis nula en este test es:

$$H_0 : y_t = y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1,t} + \delta_2 DTB_{2,t} + \mu_t \quad (2.1.10)$$

mientras que la alternativa tiene la siguiente forma:

$$H_1 : y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2,t} + e_t \quad (2.1.11)$$

donde  $DTB_{it}$  es una variable que toma valor 1 si  $t = TB_i + 1$  ( $i = 1, 2$ ) y 0 en otro caso, mientras que  $DU_{it} = 1$  si  $t > TB_i$  ( $i = 1, 2$ ) y 0 en caso contrario. Los momentos del tiempo en el que ocurren los tiempos son denotados por  $TB_1$  y  $TB_2$ , los cuales indican los dos quiebres. Los autores asumen que la forma que tienen es  $TB_i = \lambda_i T$  ( $i = 1, 2$ ) con  $\lambda_i$  entre 0 y 1, y  $\lambda_2 > \lambda_1$ .

A su vez, se introducen dos especificaciones diferentes, *additive outliers* (AO) e *innovational outliers* (IO). Para este último caso, la forma funcional de la raíz unitaria que se testea es:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1,t} + \delta_2 DTB_{2,t} + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2,t} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-1} + e_t \quad (2.1.12)$$

El método de testeo es minimizando el valor de un pseudo  $t$  ratio<sup>5</sup>.

Para el caso de AO, el modelo que se testea es similar, pero sin la parte determinística:

$$y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2,t} + \tilde{y}_t \quad (2.1.13)$$

y el testeo de  $\rho$  se realiza sobre

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_{1i} DTB_{1,t-i} + \sum_{i=0}^k \omega_{2i} DTB_{2,t-i} + \rho \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_{ii} \Delta y_{t-1} + e_t \quad (2.14)$$

El trabajo contiene las propiedades finitas y los valores críticos de los estadísticos utilizados.

## 2.2 Bai Perron (BP)

Bai Perron (1998) consideran el siguiente modelo:

$$\begin{aligned} y_t &= x'_t \beta + z'_t \delta_1 + u_t, t = 1, \dots, T_1, \\ y_t &= x'_t \beta + z'_t \delta_2 + u_t, t = 1, \dots, T_2, \\ &\vdots \\ y_t &= x'_t \beta + z'_t \delta_{m+1} + u_t, t = 1, \dots, T. \end{aligned} \quad (2.2.0)$$

La variable dependiente, observada en el momento  $t$ , es  $y_t$ . Los vectores de co-variables son  $x_t(p \times 1)$ , y  $z_t(q \times 1)$  y sus respectivos vectores de coeficientes son  $\beta$  y  $\delta_j (j = 1, \dots, m + 1)$ .  $u_t$  hace referencia al error, mientras  $(T_1, T_2, \dots, T_{m+1})$  son los quiebres, que son tratados como desconocidos.

Si  $p = 0$ , el modelo pasa a ser un modelo de quiebres estructurales puros. Llamando a la matriz diagonal  $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1})$ , donde  $Z_i = (z_{T_{i-1} + 1}, \dots, z_{T_i})'$  se puede reescribir el modelo de la siguiente forma:

---

<sup>5</sup>La forma funcional del ratio se halla en Clemente et.al. (1997) pp 177. Los supuestos que los autores realizan sobre los posibles valores de  $\lambda$ , son los mismos argumentos que utilizan Zivot y Andrews (1992), Perron y Vogelsang (1992) y Lumsdaine y Papell (1997).

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U, \quad (2.2.1)$$

donde  $Y = (y_1, y_2, \dots, y_T)'$ ,  $X = (x_1, x_2, \dots, x_T)'$ ,  $U = (u_1, u_2, \dots, u_T)'$ ,  $\delta = (\delta'_1, \delta'_2, \dots, \delta'_T)'$ , y  $\bar{Z}$  es la matriz diagonal que particiona en  $(T_1, \dots, T_m)$ .

Con un superíndice 0, se indican los datos verdaderos, de manera que el proceso generador viene dado por:

$$Y = X\beta^0 + \bar{Z}^0\delta^0 + U, \quad (2.2.2)$$

La meta del test es estimar los puntos de quiebre, de manera de minimizar la suma de los residuos al cuadrado,  $S_T$ :

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (2.2.3)$$

Bai Perron (2003) incorpora los siguientes tests: un test de no quiebres versus un número fijo de quiebres, un tests "doble máximo", y un test de  $\ell$  versus  $\ell + 1$  breaks. En las simulaciones que se desarrollarán más adelante se utilizan los estadísticos de los últimos dos tests mencionados, por lo que a continuación se los describirá brevemente.

### 2.2.1 Tests "doble máximo"

Este test permite la hipótesis nula de la no existencia de quiebre estructural versus un número desconocido de quiebres (con un límite superior, que BP denota  $m$ ).

El primero de estos tests,  $UD \max F_T(M, q)$ , es una versión ponderada del test  $F$  que utiliza las estimaciones de quiebres obtenidas ( $\hat{\lambda}_j = \hat{T}_j/T$  con  $j = 1, \dots, m$ ) al minimizar la SSR de los segmentos de largo mínimo  $h$ .

El segundo de los tests,  $WD \max F_T(M, q)$ , se encuentra ponderado de manera de igualar los p-values marginales a través de los distintos valores de  $m$ .

### 2.2.2 Test de $\ell$ versus $\ell + 1$ breaks

Aquí, el test de  $\ell$  versus  $\ell + 1$  quiebres estructurales (Bai, 1999) se denota  $\sup F_T(\ell | \ell + 1)$ . El mismo se aplica a cada segmento que contiene las observaciones  $\hat{T}_{i-1} + 1$

hasta  $\widehat{T}_i$  (donde  $i = 1, \dots, \ell + 1$ ). Si el estadístico  $\sup F_T(1; q)$ , es suficientemente grande, se rechaza la hipótesis nula, concluyendo que existe evidencia estadística a favor de un modelo con  $\ell + 1$  breaks. Finalmente, la fecha del quiebre que se selecciona es la correspondiente a este valor máximo del test.

### 2.3 Hansen

Considerando el siguiente modelo,

$$y_{ni} = x'_{ni}\beta_{ni} + e_{ni}; i = 1, 2, \dots, n; \sigma = E(e_{ni}^2) < \infty \quad (2.3.1)$$

el trabajo de Hansen (2000) se motiva en las diferencias conceptuales de que un quiebre en  $\beta_{ni}$  es conceptualmente distinto a un quiebre en la distribución de  $x_{ni}$ . En otras palabras, testear un quiebre en (2.3.1) es distinto a determinar si  $x_{ni}$  es estacionario o no. Si la forma funcional de (2.3.1) se mantiene constante ante un cambio en  $x_{ni}$ , entonces entra en juego el concepto de *super exogeneity* de Engle, Hendry y Richard (1983). El problema radica en si  $\beta_{ni}$  no es robusto ante cambios en  $x_{ni}$ . Ante este problema, es que Hansen propone su test.

Supone la siguiente forma del cambio estructural en  $\beta_{ni}$  :

$$\beta_{ni} = \begin{cases} \beta, & i < t_0 \\ \beta + \theta_n, & i \geq t_0 \end{cases} \quad (2.3.2)$$

Con  $t_0$  en el intervalo  $(t_1, t_2)$  indicando el momento del quiebre y  $\theta_n$  la magnitud del mismo. Lo que se testea en este caso es si:

$$H_0 : \theta_n = 0$$

$$H_1 : \theta_n \neq 0$$

La forma que se asume que  $\theta_n$  tiene es:

$$\theta_n = \frac{\delta\sigma}{\sqrt{n}} \quad (2.3.3)$$

con  $\delta$  fijo cuando  $n \rightarrow \infty$ .

Aquí Hansen menciona que el test standard para contrastar  $H_0$  (no break) versus  $H_1$  es el estadístico de Wald (e.g. Chow (1960)):

$$F_t = \frac{(n-m)\hat{\sigma}^2 - (n-2m)\hat{\sigma}_t^2}{\hat{\sigma}_t^2} \quad (2.3.4)$$

El test de Wald, como se mencionó en la introducción, necesita que se especifique el punto en el que surge el quiebre. Pero Hansen se encuentra interesado en cuando los breaks son desconocidos, por lo que menciona una serie de tests endógenos sugeridos, que luego utilizará para su test. El primero de ellos es el propuesto por Quandt (1960) quien propuso un test basado en un ratio de verosimilitud donde el valor F supremo es tomado sobre  $t \in (t_1, t_2)$ . Luego se menciona una serie de tests propuestos por Andrews and Ploberger (1994), entre los que se encuentran un test de Wald ponderado exponencialmente,  $ExpF_n = \ln \int \exp(F_t/2)dw(t)$ , y otro promediado,  $AveF_n = \int_t F_t dw(t)$ , donde  $w$  pondera con  $1/(t_2 - t_1)$  a cada entero  $t \in (t_1, t_2)$ . Finalmente, hace mención a Nyblom (1989), quien considera un cambio estructural aleatorio, donde  $\theta_n$  y  $t_0$  son variables aleatorias en lugar de parámetros como en los casos anteriores. Nyblom propone entonces un test basado en el multiplicador de Lagrange (LM test). La hipótesis de no quiebre es rechazada para valores suficientemente grandes del estadístico generado por el LM test.

### 2.3.1 "Fixed Regressor Bootstrap"

Hansen (2000) demuestra en su trabajo que la no estacionariedad o un cambio estructural en la distribución marginal afecta directamente a las distribuciones asintóticas, de "maneras complicadas" ("*in complicated ways*"). Es por eso que se propone un regresor basado en la técnica de bootstrap ("Fixed Regressor Bootstrap"), el cual toma su nombre de tratar a los regresores  $x_{ni}$  como fijos (incluso si contienen valores rezagados). La forma de este test dependerá de si los errores son homocedásticos o heterocedásticos.

Para el caso homocedástico, suponiendo que  $y_{ni}(b)$  es una muestra aleatoria de la distribución normal  $(N(0, 1))$ ,

- 1) regresando  $y_{ni}(b)$  sobre  $x_{ni}$ , se obtiene la varianza  $\hat{\sigma}^2(b)$
- 2) regresando  $y_{ni}(b)$  sobre  $x_{ni}$  y  $x_{ni}I(I \leq t)$ , se obtiene los residuos  $\hat{\sigma}_t^2(b)$  y en-

tonces:

$$F_t(b) = \frac{(n-m)\hat{\sigma}^2(b) - (n-2m)\hat{\sigma}_t^2(b)}{\hat{\sigma}_t^2(b)} \quad (2.3.5)$$

El estadístico de bootstrap es entonces  $Su pF_n(b) = \sup_{t_1 \leq t \leq t_2} F_t(b)$ . El p-value del bootstrap es  $p_n = 1 - G_n(Sup F_n)$ , donde  $G_n(x) = P(\sup F_n(b) \leq x | \mathfrak{F}_n)$ . Se rechaza  $H_0$  cuando  $p_n$  es pequeño.

Para el caso con heterocedasticidad, se introduce una modificación, de manera que  $y_{ni}^h(b) = u_i(b)\tilde{e}_i$ , donde  $u_i(b)$  es una muestra iid  $N(0,1)$ , y  $\tilde{e}_i$  es un término de error (que puede llegar a ser *condicionalmente* heterocedástico). Luego, el estadístico bootstrap se construye igual que antes, reemplazando,  $y_{ni}(b)$  por  $y_{ni}^h(b)$ .

Como  $G(\cdot)$  es desconocida, se calcula por simulación, por lo que  $p_n$  y  $p_n^h$  son los estadísticos bootsrap de interés. Dichos p-values  $p_n(J)$  son calculados como el porcentaje de simulaciones en las que el estadístico  $\sup F_n(j)$  supera el valor muestral del  $\sup F_n$ .

## 2.4 Kim - Perron (KP)

Con respecto al test de Zivot y Andrews, Kim y Perron (2009) dicen en su trabajo:

*"Zivot and Andrews assumed that if a break occurs, it does so only under the alternative hypothesis of stationarity. This is undesirable since a) it imposes an asymmetric treatment when allowing for a break, so that the test may reject when the noise is integrated but the trend is changing; b) if a break is present, this information is not exploited to improve the power of the test."*<sup>6</sup>

Teniendo en cuenta estas dos cuestiones, Kim Perron (2009) proponen un procedimiento de testeo que permite un quiebre estructural tanto bajo la hipótesis nula como la alternativa; y cuando un quiebre estructural se hace presente, la distribución asintótica del test es la misma a la del caso con un quiebre conocido en la serie, y así permitiendo incrementar la potencia mientras se mantiene un *size* correcto del test.

---

<sup>6</sup>Kim, D., Perron, P., "Unit Root Tests Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time under Both the Null and Alternative Hypotheses", Journal of Econometrics (2009) 148, 1-13., p. 1.

Kim Perron (KP) considera un proceso univariante  $\{y_t\}$  generado por alguno de los tres modelos de Outliers Aditivos (*Additive Outliers*, AO), o alguno de los dos modelos de Outliers Innovacionales (*Innovational Outliers*, IO). Para cada modelo, la serie es generada por la suma de una tendencia determinística y un término de error. La tendencia determinística tiene un único quiebre que ocurre en un periodo desconocido en el intercepto, la pendiente, o ambos, dependiendo del modelo.

Los procesos generadores de los datos (DGP) de los modelos AO son:

$$y_t = z(T_1)'_t \phi + u_t = z'_{t,1} \phi_1 + z(T_1)'_{t,2} \phi_2 + u_t \quad (2.4.1)$$

donde  $z_{t,1} = (1, t)'$ ,  $\phi_1 = (\mu, \beta)'$ ,

$$z(T_1)'_{t,2} = \begin{cases} DU_t & \text{Modelo A1} \\ B_t & \text{Modelo A2} \\ (DU_t, B_t)' & \text{Modelo A3} \end{cases}, \phi_2 = \begin{cases} \mu_b & \text{Modelo A1} \\ \beta_b & \text{Modelo A2} \\ (\mu_b, \beta_b)' & \text{Modelo A3} \end{cases}$$

con  $DU_t = B_t = 0$  si  $t \leq T_1$ , y  $DU_t = 1$ ,  $B_t = t - T_1$ , si  $t > T_1$ . Aquí  $T_1 = \lambda^C T$ , con  $0 < \lambda^C < 1$ , que denota el verdadero break (y  $\lambda^C$  la verdadera fracción que ese break representa). Notese que  $DU_t$  y  $B_t$  dependen de  $T_1$  y  $T$  pero esta dependencia se encuentra omitida. El error (el ruido de la serie)  $\{u_t\}$  es tal que  $A(L)u_t = B(L)\varepsilon_t$  donde  $\varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2)$ , y  $A(L)$  y  $B(L)$  son polinomios  $L$  de orden  $p + 1$  y  $q$ , respectivamente. Se factoriza  $A(L)$  como  $(1 - \alpha L)A^*(L)$  y se asume que  $A^*(L)$  y  $B(L)$  tienen raíces estrictamente fuera del círculo unitario. Las hipótesis nula y alternativa son  $H_0 : \alpha = 1$  y  $H_1 : |\alpha| < 1$ , respectivamente. El modelo ARMA especificado se puede relajar para permitir procesos aún más generales, pero se usa estas especificaciones para facilitar la presentación del test. Los DGP de los modelos de *innovational outlier* (IO) bajo la hipótesis nula están dados por:

$$y_t = y_{t-1} + \beta + \Psi^*(L)(d(T_1)'_{t,2} \phi_2 + \varepsilon_t) \quad (2.4.2)$$

donde

$$d(T_1)_{t,2} = \begin{cases} D(T_1)_t & \text{Modelo I1} \\ (D(T_1)_t, DU_t)' & \text{Modelo I3} \end{cases}$$

y  $D(T_1)_t = 1$  si  $t = T_1 + 0$  y 0 caso contrario. Bajo la hipótesis alternativa, se tiene que:

$$y_t = z'_{t,1}\phi_1 + \Psi(L)(z(T_1)'_{t,2}\phi_2 + \varepsilon_t) \quad (2.4.3)$$

donde

$$z(T_1)_{t,2} = \begin{cases} DU_t & \text{Modelo I1} \\ (DU_t, B_t)' & \text{Modelo I3} \end{cases}, \phi_2 = \begin{cases} \mu_b & \text{Modelo I1} \\ (\mu_b, \beta_b)' & \text{Modelo I3} \end{cases}$$

con  $\Psi^*(L)$  y  $\Psi(L)$  tales que  $\Psi^*(L) = A^*(L)^{-1}B(L)$  y  $(1 - \alpha L)^{-1}\Psi^*(L) = \Psi(L)$ .

Los autores nos hacen notar en este punto que los Modelos A1, A2, A3 (con  $\mu_b = c + \beta_b T_1$ ), I1 y I3 (con  $\mu_b = c + \beta_b T_1$ ) son los mismos que en Perron (1989), excepto que se trata el cambio estructural como desconocido (i.e. la fecha potencial del mismo es desconocida).

Aquí, cabe remarcar que lo que se hace para testear es en primer lugar un test similar al implementado en Perron (1989), pero en lugar de usar la fecha verdadera de quiebre, se utiliza una estimación de la misma. El procedimiento de Perron testea la hipótesis de raíz unitaria sobre la suma de los coeficientes autorregresivos de la regresión sobre la serie a la que se le removi6 previamente la tendencia (tanto para los modelos AO como IO). El resultado de este test es que  $t_\alpha(\lambda^c) \implies R(\lambda^c)$ . Entonces, utilizando una estimaci6n de  $\lambda$  la condici6n deseable es que  $t_\alpha(\hat{\lambda}^c) \implies R(\lambda^c)$ . Si este resultado se cumple, entonces se pueden usar los valores cr6ticos correspondientes al caso donde  $\lambda$  es conocido.

Para estimar el quiebre, Kim y Perron (2009) se concentran sobre el m6todo de minimizar SSR (en particular Perron-Zhu (2005) y Hatanaka-Yamada (1999)). El trabajo de KP entonces luego demuestra que la condici6n mencionada se cumple bajo ciertos supuestos, dependiendo del caso de DGP que se trate. Al cumplirse esta condici6n, como se mencion6 al comienzo de esta subsecci6n, el *size* mejora al poder trabajar con la distribuci6n como si el quiebre fuera conocido en lugar de desconocido.

### 3 Monte Carlo para tests de quiebres estructurales endógenos

Siguiendo los trabajos mencionados, se procede en este apartado a realizar una serie de sencillas simulaciones, en pos de ver algunas de las propiedades finitas de los tests de quiebres utilizados en este trabajo<sup>7</sup>. Los procesos generadores de los datos (a partir de aquí, DGP), fueron a grandes rasgos los siguientes:

- DGP1: una serie con distribución normal con un componente de error ruido blanco.
- DGP2: misma serie que en el DGP anterior, pero con una constante ( $c = 10$ )
- DGP3: un modelo ARMA. En algunos casos fue puramente AR, en otros ARMA.
- DGP4: un modelo ARMA con un componente exógeno ARMA.
- DGP5: un modelo con autocorrelación. El término de error sigue un proceso autorregresivo.

Cabe destacar que todos los DGP son procesos estacionarios. Todos los coeficientes autorregresivos fueron fijados en  $\rho = 0.5$ .

Se simularon luego breaks. Los mismos fueron especificados para suceder en  $\lambda = T/2$ . Los quiebres se vieron reflejados en algunos casos directamente en la serie, y otras indirectamente a través del término de error (e.g. un cambio de constante de 0 a 5, o un cambio en la varianza, de 1 a 10).

En algunas circunstancias se simularon los tests sobre DGP que contenían dos quiebres estructurales en su serie (en general un quiebre en media y el otro en varianza, nunca los dos quiebres de la misma naturaleza).

---

<sup>7</sup>El presente capítulo es el trabajo de tesis realizado en UTDT para acceder al título de magíster en Econometría (año 2013). Publicada como "Tests con Quiebres estructurales", Editorial Académica Española, 2014 (ISBN 978-3-659-04999-6)

En todos los casos, se realizaron 1000 simulaciones, y los tamaños muestrales seleccionados fueron de 30, 50, 100, 200 y 500 observaciones.

Para las simulaciones se utilizaron diferentes paquetes econométricos, dependiendo del software con que el autor provea sus códigos.

A continuación, se detallan las simulaciones específicamente para cada test con sus correspondientes resultados.

### 3.1 ZA

Para el caso del test de Zivot y Andrews, se muestran tres tablas (Tablas 1, 2 y 3). La primera, donde el DGP no tiene quiebre, muestra en las últimas dos columnas, los cantidad de casos (de los 1000 simulados) donde el valor crítico de la fecha que el test selecciona como potencial quiebre, supera los umbrales críticos del 1 y 5%.

El test sugiere en estos casos, la mayoría de las veces (y para valores de 200 y 500, todas las veces) un quiebre significativo, a pesar de que las series generadas no contienen un quiebre en su DGP.

La tabla número 2 incorpora un break en el DGP (exactamente en  $T/2$ ). Se incorporan dos tipos de cambios estructurales: un cambio en la varianza del error, de 1 a 10, y un cambio en la media del proceso, de 0 a 5. Se generó un intervalo *ad-hoc* de  $\pm 5$  períodos desde la fecha en que es generado el break. Con este intervalo, se generó una indicadora que vale uno cada vez que el break estimado se encuentra dentro de dicho intervalo. El conteo de las veces que esto último sucedió se pueden ver en la columna " $\in \text{Intervalo}$ ". Se observa que al igual que en la Tabla 1, en la mayoría de los casos el valor crítico supero los umbrales del 1 y 5%, pero a medida que la muestra se hace más grande, menor cantidad de veces el break sugerido se encuentra dentro del intervalo (claramente esto debe ocurrir debido a que el intervalo cada vez representa una porción más chica del total de observaciones).

La tabla 3 es similar a la tabla 2, pero con dos quiebres estructurales. El primero es un cambio en media (en  $T/3$ ) y el segundo es un cambio en varianza ( $2/3$  de  $T$ ). En este caso, la variable indicadora se hace uno cuando el break sugerido por el test se encuentra en el intervalo  $\pm 5$  con respecto a alguno de los dos breaks. A pesar de

que ahora la variable indicadora es aún más abarcativa con respecto al tamaño de la muestra, no se aprecian aumentos en la cantidad de veces que la variable toma valor uno. Tanto la tabla 2, como la 3, no presentan mayor cantidad de casos donde el estadístico se torna significativo con respecto a la tabla 1, aún cuando esta última tabla ilustra el caso de DGP sin quiebres.

**Tabla 1. ZA, simulación sin quiebre**

|             | $N$ | $\# Sim$ | 1%   | 5%   |
|-------------|-----|----------|------|------|
| <b>DGP1</b> | 30  | 1000     | 785  | 912  |
|             | 50  | 1000     | 934  | 960  |
|             | 100 | 1000     | 953  | 976  |
|             | 200 | 1000     | 1000 | 1000 |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 |
| <b>DGP2</b> | 30  | 1000     | 785  | 915  |
|             | 50  | 1000     | 928  | 958  |
|             | 100 | 1000     | 952  | 978  |
|             | 200 | 1000     | 999  | 1000 |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 |
| <b>DGP3</b> | 30  | 1000     | 283  | 529  |
|             | 50  | 1000     | 597  | 834  |
|             | 100 | 1000     | 853  | 940  |
|             | 200 | 1000     | 999  | 1000 |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 |
| <b>DGP4</b> | 30  | 1000     | 539  | 738  |
|             | 50  | 1000     | 882  | 953  |
|             | 100 | 1000     | 930  | 963  |
|             | 200 | 1000     | 1000 | 1000 |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 |
| <b>DGP5</b> | 30  | 1000     | 740  | 981  |
|             | 50  | 1000     | 924  | 955  |
|             | 100 | 1000     | 946  | 984  |
|             | 200 | 1000     | 1000 | 1000 |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 |

**Tabla 2. ZA, simulación con quiebre en el DGP**

|             | <i>N</i> | # <i>Sim</i> | En media |      |                             | En varianza |      |                             |
|-------------|----------|--------------|----------|------|-----------------------------|-------------|------|-----------------------------|
|             |          |              | 1%       | 5%   | $\epsilon$ <i>Intervalo</i> | 1%          | 5%   | $\epsilon$ <i>Intervalo</i> |
| <b>DGP1</b> | 30       | 1000         | 785      | 891  | 424                         | 755         | 905  | 456                         |
|             | 50       | 1000         | 936      | 957  | 93                          | 931         | 958  | 290                         |
|             | 100      | 1000         | 950      | 972  | 165                         | 945         | 982  | 173                         |
|             | 200      | 1000         | 999      | 1000 | 178                         | 999         | 1000 | 90                          |
|             | 500      | 1000         | 1000     | 1000 | 64                          | 1000        | 1000 | 30                          |
| <b>DGP2</b> | 30       | 1000         | 769      | 909  | 425                         | 764         | 913  | 436                         |
|             | 50       | 1000         | 943      | 962  | 314                         | 927         | 962  | 286                         |
|             | 100      | 1000         | 944      | 982  | 182                         | 957         | 979  | 167                         |
|             | 200      | 1000         | 1000     | 1000 | 50                          | 998         | 1000 | 85                          |
|             | 500      | 1000         | 1000     | 1000 | 22                          | 1000        | 1000 | 31                          |
| <b>DGP3</b> | 30       | 1000         | 729      | 869  | 437                         | 735         | 899  | 454                         |
|             | 50       | 1000         | 931      | 967  | 297                         | 928         | 957  | 288                         |
|             | 100      | 1000         | 943      | 978  | 147                         | 939         | 990  | 156                         |
|             | 200      | 1000         | 1000     | 1000 | 74                          | 999         | 1000 | 82                          |
|             | 500      | 1000         | 1000     | 1000 | 34                          | 1000        | 1000 | 29                          |
| <b>DGP4</b> | 30       | 1000         | 280      | 584  | 451                         | 723         | 873  | 467                         |
|             | 50       | 1000         | 576      | 817  | 288                         | 942         | 966  | 313                         |
|             | 100      | 1000         | 851      | 915  | 173                         | 960         | 985  | 134                         |
|             | 200      | 1000         | 999      | 997  | 92                          | 1000        | 1000 | 71                          |
|             | 500      | 1000         | 1000     | 1000 | 33                          | 1000        | 1000 | 31                          |
| <b>DGP5</b> | 30       | 1000         | 729      | 869  | 437                         | 737         | 897  | 465                         |
|             | 50       | 1000         | 931      | 962  | 314                         | 910         | 956  | 322                         |
|             | 100      | 1000         | 943      | 978  | 147                         | 952         | 970  | 141                         |
|             | 200      | 1000         | 1000     | 1000 | 74                          | 995         | 1000 | 69                          |
|             | 500      | 1000         | 1000     | 1000 | 34                          | 1000        | 1000 | 35                          |

**Tabla 3. ZA, simulación con dos quiebres.**

|             | $N$ | $\# Sim$ | 1%   | 5%   | $\epsilon$ Intervalo |
|-------------|-----|----------|------|------|----------------------|
| <b>DGP1</b> | 30  | 1000     | 767  | 919  | 438                  |
|             | 50  | 1000     | 943  | 962  | 314                  |
|             | 100 | 1000     | 944  | 982  | 182                  |
|             | 200 | 1000     | 1000 | 1000 | 50                   |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 | 22                   |
| <b>DGP2</b> | 30  | 1000     | 756  | 903  | 434                  |
|             | 50  | 1000     | 931  | 967  | 297                  |
|             | 100 | 1000     | 943  | 978  | 147                  |
|             | 200 | 1000     | 1000 | 1000 | 74                   |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 | 34                   |
| <b>DGP3</b> | 30  | 1000     | 741  | 899  | 293                  |
|             | 50  | 1000     | 934  | 967  | 344                  |
|             | 100 | 1000     | 943  | 970  | 191                  |
|             | 200 | 1000     | 1000 | 1000 | 195                  |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 | 161                  |
| <b>DGP4</b> | 30  | 1000     | 633  | 832  | 286                  |
|             | 50  | 1000     | 926  | 935  | 273                  |
|             | 100 | 1000     | 934  | 961  | 136                  |
|             | 200 | 1000     | 1000 | 1000 | 151                  |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 | 147                  |
| <b>DGP5</b> | 30  | 1000     | 767  | 919  | 438                  |
|             | 50  | 1000     | 743  | 895  | 269                  |
|             | 100 | 1000     | 932  | 976  | 142                  |
|             | 200 | 1000     | 1000 | 1000 | 149                  |
|             | 500 | 1000     | 1000 | 1000 | 110                  |

Se pueden concluir en este ejercicio de Monte Carlo sobre el test de Zivot y Andrews (1992) algunas cuestiones.

En primer lugar, el test no parece reflejar buenos resultados cuando se aplica a una

serie que no presenta breaks y es estacionaria, ya que la Tabla 1 nos muestra que en la mayoría de los casos se sugiere un quiebre y se sobrepasan los valores críticos al 1 y 5%. Este resultado es esperable, ya que el DGP en esta tabla no está asimilado en el test, ni bajo  $H_0$  (raíz unitaria) ni bajo  $H_1$  (estacionariedad con un quiebre en la serie).

En segundo lugar, cuando de hecho el DGP usado para las simulaciones se identifica con el que el test plantea como hipótesis alternativa (estacionariedad con cambio estructural) el problema que se puede presentar es que, si bien se rechaza la hipótesis nula, el punto de quiebre sugerido por el test no se encuentra en el intervalo ad hoc sugerido en este trabajo de  $\pm 5$ . Además, a medida que aumenta el tamaño de la muestra, la variable indicadora de pertenencia al intervalo se hace cada vez menos veces igual a uno. Lo que podría estar sugiriendo que el hecho de que esta variable se haga unas más veces igual a la unidad para las muestras de  $N=30$  o  $50$  respectivamente, es sencillamente porque el intervalo representa una mayor proporción del total de la serie.

Finalmente, para el tercer caso donde existen dos breaks, la variable indicadora no aumenta considerablemente la cantidad de veces que toma valor uno, a pesar de que ahora el intervalo representa una mayor proporción del período total (porque la indicadora es si el break sugerido toma lugar en los intervalos  $\pm 5$  que se forman alrededor de los dos quiebres del DGP subyacente).

Entonces, bajo estos resultados, se puede decir que el test no falla en el sentido de que rechaza en general y correctamente la hipótesis nula, pero el desempeño del test en atinar la estimación del break en algún área cercana al break verdadero no es bueno. Este último resultado no es sorprendente, ya que, como se mencionó ya en la introducción, Lee and Strazicich (2001) o Harvey et al. (2001), aseguran que los tests como el especificado por Zivot and Andrews (1992) a menudo identifican el quiebre de manera incorrecta.

### 3.2 BP

En el proceso de simulación del test de Bai Perron (1998), se hicieron algunas modificaciones con respecto a la anterior simulación sobre Zivot y Andrews (1992).

Los archivos y códigos utilizados para esta simulación se pueden conseguir en la página de Pierre Perron<sup>8</sup>.

En primer lugar se utilizan dos estadísticos y se los compara con sus valores críticos al 5%. Estos dos estadísticos, como se mencionó anteriormente en la sección introductoria del test, son el test de "doble máximo" ( $wFtest$ ), y el test de  $\ell$  versus  $\ell + 1$  breaks ( $SupFl$ ). Además se muestran la media de la fecha de los breaks sugeridos, y la cantidad media de cantidad de breaks sugeridos. En la tabla 4 se pueden observar que la cantidad de veces que  $SupFl$  y  $wFtest$  fueron menores a 5% fue una proporción considerable de veces sobre el total de las 1000 simulaciones. A su vez, la media de la cantidad de breaks sugeridos parece tender a cero a medida que aumenta la muestra.

---

<sup>8</sup>Pierre Perron Homepage: <http://people.bu.edu/perron/>

Tabla 4. BP, simulación sin quiebre

|             | <i>N</i> | <i># Sim</i> | <i>SupFl 5%</i> | <i>wFtest 5%</i> | <i>Media Break</i> | <i>Media # breaks</i> |
|-------------|----------|--------------|-----------------|------------------|--------------------|-----------------------|
| <b>DGP1</b> | 30       | 1000         | 0.876           | 0.537            | 1.64               | 0.118                 |
|             | 50       | 1000         | 0.952           | 0.653            | 1.619              | 0.068                 |
|             | 100      | 1000         | 0.978           | 0.811            | 1.509              | 0.028                 |
|             | 200      | 1000         | 0.993           | 0.844            | 2.386              | 0.026                 |
|             | 500      | 1000         | 0.994           | 0.924            | 4.617              | 0.021                 |
| <b>DGP2</b> | 30       | 1000         | 0.814           | 0.546            | 0.034              | 0.002                 |
|             | 50       | 1000         | 0.924           | 0.673            | 0.076              | 0.014                 |
|             | 100      | 1000         | 0.973           | 0.788            | 2.889              | 0.075                 |
|             | 200      | 1000         | 0.984           | 0.814            | 4.062              | 0.07                  |
|             | 500      | 1000         | 0.99            | 0.895            | 5.363              | 0.029                 |
| <b>DGP3</b> | 30       | 1000         | 0.862           | 0.865            | 1.639              | 0.105                 |
|             | 50       | 1000         | 0.949           | 0.89             | 1.46               | 0.056                 |
|             | 100      | 1000         | 0.982           | 0.755            | 2.176              | 0.04                  |
|             | 200      | 1000         | 0.992           | 0.753            | 1.769              | 0.02                  |
|             | 500      | 1000         | 0.998           | 0.864            | 2.326              | 0.009                 |
| <b>DGP4</b> | 30       | 1000         | 0.848           | 0.42             | 2.45               | 0.17                  |
|             | 50       | 1000         | 0.937           | 0.588            | 2.541              | 0.101                 |
|             | 100      | 1000         | 0.979           | 0.788            | 3.046              | 0.064                 |
|             | 200      | 1000         | 0.987           | 0.844            | 3.195              | 0.032                 |
|             | 500      | 1000         | 1               | 0.896            | 2.85               | 0.011                 |
| <b>DGP5</b> | 30       | 1000         | 0.856           | 0.455            | 2.428              | 0.168                 |
|             | 50       | 1000         | 0.929           | 0.569            | 3.363              | 0.141                 |
|             | 100      | 1000         | 0.978           | 0.455            | 3.834              | 0.076                 |
|             | 200      | 1000         | 0.997           | 0.886            | 2.939              | 0.03                  |
|             | 500      | 1000         | 0.999           | 0.915            | 4.649              | 0.016                 |

Cuando un quiebre ocurre, se obtiene la tabla número 5. El quiebre especificado aquí es de uno sobre la media del proceso (como en el resto de los casos, de 0 a 5). Aquí las columnas *Supfl* y *Wftest* muestran la cantidad de veces que los valores críticos superaron el umbral. El test de  $\ell$  versus  $\ell + 1$  tiende a obtener valores chicos a medida que aumenta la muestra, mientras que el test de "doble máximo" tiende a valores grandes. La media de la fecha del break sugerido se acerca casi con exactitud a la verdadera, y la cantidad de breaks sugeridos también tiende a la verdadera cantidad (o sea, un break).

Dada la posibilidad que el test nos brinda de testear múltiples breaks, se procedió además a generar series con dos cambios estructurales:  $\lambda_1 = T/2$  y  $\lambda_2 = T/4$ .

En la Tabla 6, se puede observar y leer los resultados de manera similar a los que muestra la tabla 5, con la sola diferencia de que se distingue la media del primer break y la media del segundo cambio estructural, ya que en esta tabla el DGP contiene, como se mencionó, dos cambios, uno en  $T/2$  (en media) y otro en  $T/4$  (en varianza).

De nuevo, la media de los breaks tiende a la real, y la cantidad de datos también. Una regularidad para remarcar, es que en general pareciera que se sobre estima el primer cambio estructural y se subestima el segundo (levemente en ambos casos) salvo para el caso de 30 observaciones, donde la media se subestima para ambos breaks.

**Tabla 5. BP, simulación con un quiebre**

|             | <i>N</i> | <i># Sim</i> | <i>Supfl 5%</i> | <i>Wftest 5%</i> | <i>Media Break</i> | <i>Media # breaks</i> |
|-------------|----------|--------------|-----------------|------------------|--------------------|-----------------------|
| <b>DGP1</b> | 30       | 1000         | 0.177           | 0.956            | 10.768             | 0.739                 |
|             | 50       | 1000         | 0.19            | 0.997            | 23.408             | 0.928                 |
|             | 100      | 1000         | 0.05            | 1                | 51.62              | 1.01                  |
|             | 200      | 1000         | 0.046           | 1                | 101.84             | 1.008                 |
|             | 500      | 1000         | 0.037           | 1                | 251.25             | 1.012                 |
| <b>DGP2</b> | 30       | 1000         | 0.223           | 0.948            | 14.425             | 1.154                 |
|             | 50       | 1000         | 0.112           | 0.975            | 24.645             | 1.057                 |
|             | 100      | 1000         | 0.043           | 0.998            | 49.771             | 1.014                 |
|             | 200      | 1000         | 0.038           | 1                | 99.697             | 1.011                 |
|             | 500      | 1000         | 0.018           | 1                | 251                | 1.003                 |
| <b>DGP3</b> | 30       | 1000         | 0.144           | 0.98             | 16.003             | 1.077                 |
|             | 50       | 1000         | 0.068           | 0.994            | 26.007             | 1.031                 |
|             | 100      | 1000         | 0.049           | 1                | 51.004             | 1.016                 |
|             | 200      | 1000         | 0.032           | 1                | 100.87             | 1.006                 |
|             | 500      | 1000         | 0.016           | 1                | 250.67             | 1.008                 |
| <b>DGP4</b> | 30       | 1000         | 0.179           | 0.855            | 11.38              | 0.741                 |
|             | 50       | 1000         | 0.095           | 0.937            | 23.587             | 0.906                 |
|             | 100      | 1000         | 0.065           | 0.961            | 52.568             | 1.013                 |
|             | 200      | 1000         | 0.038           | 0.991            | 102.93             | 1.014                 |
|             | 500      | 1000         | 0.043           | 0.997            | 252.24             | 1.012                 |
| <b>DGP5</b> | 30       | 1000         | 0.133           | 0.953            | 20.201             | 0.823                 |
|             | 50       | 1000         | 0.233           | 0.959            | 11.721             | 0.867                 |
|             | 100      | 1000         | 0.06            | 0.986            | 49.781             | 0.97                  |
|             | 200      | 1000         | 0.037           | 0.991            | 103.1              | 1.014                 |
|             | 500      | 1000         | 0.021           | 0.998            | 253.61             | 1.003                 |

Una vez observadas las características de las tablas generadas por la simulación desarrollada a partir de aplicar el test propuesto por Bai y Perron (1998, 2003) a los DGP generados para el ejercicio, se pueden extraer algunas conclusiones al respecto.

Tabla 6. BP, simulación con dos quiebres.

| <i>N</i>    | <i># Sim</i> | Supfl 5% | Wftest 5% | Media Break | Media break 2 | Media # breaks |       |
|-------------|--------------|----------|-----------|-------------|---------------|----------------|-------|
| <b>DGP1</b> | 30           | 1000     | 0.26      | 0.984       | 10.675        | 14.247         | 1.805 |
|             | 50           | 1000     | 0.147     | 0.991       | 20.901        | 29.815         | 1.945 |
|             | 100          | 1000     | 0.055     | 1           | 51.012        | 73.138         | 2.003 |
|             | 200          | 1000     | 0.033     | 1           | 101.42        | 148.91         | 2.018 |
|             | 500          | 1000     | 0.036     | 1           | 251.96        | 374.02         | 2.009 |
| <b>DGP2</b> | 30           | 1000     | 0.351     | 0.991       | 11.001        | 14.879         | 1.915 |
|             | 50           | 1000     | 0.124     | 0.997       | 19.546        | 28.994         | 1.945 |
|             | 100          | 1000     | 0.048     | 1           | 52.011        | 74.112         | 2.001 |
|             | 200          | 1000     | 0.022     | 1           | 102.38        | 147.92         | 2.009 |
|             | 500          | 1000     | 0.021     | 1           | 252.15        | 373.88         | 2.016 |
| <b>DGP3</b> | 30           | 1000     | 0.191     | 0.976       | 10.932        | 1.74           | 1.072 |
|             | 50           | 1000     | 0.054     | 0.989       | 21.101        | 35.084         | 1.791 |
|             | 100          | 1000     | 0.051     | 1           | 50.497        | 74.544         | 1.955 |
|             | 200          | 1000     | 0.023     | 1           | 201.21        | 149.96         | 1.993 |
|             | 500          | 1000     | 0.017     | 1           | 252.01        | 371.54         | 2.006 |
| <b>DGP4</b> | 30           | 1000     | 0.289     | 0.985       | 16.283        | 8.304          | 1.415 |
|             | 50           | 1000     | 0.063     | 0.997       | 18.578        | 29.487         | 1.798 |
|             | 100          | 1000     | 0.03      | 1           | 51.873        | 79.344         | 1.81  |
|             | 200          | 1000     | 0         | 1           | 127.1         | 143.86         | 1.922 |
|             | 500          | 1000     | 0.004     | 1           | 254.63        | 370.97         | 1.984 |
| <b>DGP5</b> | 30           | 1000     | 0.313     | 0.991       | 11.001        | 14.879         | 1.915 |
|             | 50           | 1000     | 0.124     | 0.997       | 19.546        | 28.994         | 1.945 |
|             | 100          | 1000     | 0.048     | 1           | 52.011        | 74.112         | 2.001 |
|             | 200          | 1000     | 0.022     | 1           | 102.38        | 147.92         | 2.009 |
|             | 500          | 1000     | 0.021     | 1           | 252.15        | 373.88         | 2.016 |

En primera instancia, a diferencia de lo que ocurría en la simulación anterior sobre el test de ZA, el desempeño del test para captar el quiebre estructural es bueno. Salvo en algunas ocasiones donde se subestima o sobreestima (dado que la media de los breaks sugeridos se encuentra muy por debajo o por encima del valor real), se hallaron valores de la media de las 1000 repeticiones con una distancia muy menor al break generado artificialmente para armar los DGP.

A su vez, la media de la cantidad de quiebres sugeridos también tiene un gran desempeño, pues salvo para las muestras muy menores (especialmente de  $N=30$ ), dicha media de cantidad de quiebres se encuentra muy cercana al valor real. Este resultado se resalta aún más, si pensamos que si un proceso de simulación obtiene una media que se diferencia de la media real en centésimas o milésimas (e.g con valores de 1.008 o 2.003) es casi un resultado perfecto.

En cuanto a los p-values, de los dos tests seleccionados de los que sugieren Bai y Perron, el test de "double maximum" parece tener una eficiencia aceptable cuando no hay breaks en la serie. Especialmente para valores de  $N$  a partir de 100, ya que para  $N=30$  o  $N=50$  el size se encuentra entre 0.5 y 0.6 a grandes rasgos. A su vez, dicho test tiende a ser significativo todas las veces cuando la muestra a simular se agranda (para  $N=200$  y 500, y algunas veces para  $N=100$  también).<sup>9</sup>

Por último, el test de  $\ell$  versus  $\ell + 1$  breaks presenta en todas las simulaciones, tanto para los DGP sin quiebres estructurales, como para los DGP con 1 y 2 cambios en las series, valores bajos del p-value del SupF. Esto termina resultando en que el size al 5% sea mayor a 0.90 aproximadamente en la tabla 4, y menor a 0.10 en general en las tablas 5 y 6.

A modo de conclusión general, se podría decir que el test presenta una performance aceptable a la hora de señalarnos el quiebre potencial de la serie, pero se debe tener cuidado a la hora de mirar los p-values que nos arroja el test luego de correrlo.

---

<sup>9</sup>Como se mencionó en la introducción, Bai y Perron (2006) aseguran que sus tests para múltiples "breaks" trabajan bien en muestras lo suficientemente grandes, pero sufren sustanciales desviaciones en la potencia de sus tests en muestras pequeñas.

### 3.3 Hansen

En las tablas 7, 8 y 9 se pueden observar los resultados de las simulaciones con el test de Hansen. En las mismas se puede observar la cantidad de veces (sobre 1000) que los *p-values* hallados fueron, en el caso de la tabla 7 menores a 0.05, y en el caso de las tablas 8 y 9, mayores a 0.05. En otras palabras, se puede observar la cantidad de veces que el test conduce a un resultado erróneo, ya que si el p valor es pequeño, se rechaza  $H_0$ , cuya hipótesis es que no existe break (más específicamente,  $\theta_n = 0$ ). El valor 0.05 es un valor elegido ad-hoc con el sólo propósito de ilustrar la proporción de veces que el valor p aumenta, y no representa selección del valor crítico de rechazo de cada test en particular.

Los códigos de Hansen se encuentran en su página, tanto para R como para Gauss Apthech<sup>10</sup>.

Los estadísticos (descriptos brevemente anteriormente) son el supremo (S), el exponencial (E) y el promedio (A), y también se encuentran las columnas para los casos de bootstrap (SB, EB y AB) y para el caso con heterocedasticidad (SH, EH, AH).

Para la tabla 7, donde no ocurrió un cambio estructural en el DGP, los p valores tienden a no ser pequeños en la mayoría de los casos, agrandándose aún mas a medida que aumenta la muestra, y la media del quiebre sugerido se encuentra cercana a un valor cercano (sin tendencia a sobreestimar ni subestimar) a la mitad del período. Esto es buen resultado, considerando que el proceso no contiene break.

En la tabla 8, se pueden observar las mismas estadísticas pero para el caso donde sí ha ocurrido un quiebre, y en este caso en la media. Aquí, la cantidad de veces donde los p valores son grandes, son la gran mayoría (en el orden de más del 80%), salvo para el DGP 4 (el ARMA con otro proceso ARMA como explicativo), donde los p-values hallados son casi todos menores a 0.05.

En la tabla 9, donde se introduce un cambio estructural ubicado en la varianza del error, también la mayoría de los casos son casos con p-values grandes, y en el DGP4 siguen siendo menos casos que en el resto pero ya no tendiendo a cero.

---

<sup>10</sup>Bruce Hansen Homepage: <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/>

Tanto en la tabla 8, como en la 9, la media de la fecha del break estimado parece contener algo de ruido, pues tras las 1000 simulaciones, se ubica en valores con varios períodos de diferencia con respecto al verdadero valor del quiebre.

A modo de cierre de la simulación del test de Hansen, caben remarcar algunas cuestiones.

El test en general no es aceptable a la hora de trabajar con una serie con break, de los estilos especificados en este trabajo ya que los valores de los p values suelen ser altos para las tablas 8 y 9 (donde los DGP contienen de hecho un cambio en su estructura y los estadísticos deberían mencionar la existencia de un quiebre significativo). Pero dichos p values se mantienen en valores elevados para la tabla 7, donde no se especificó cambios en la estructura del DGP. Esto último puede presentar un problema si se entiende que parece que se puede estar sub estimando la presencia de quiebres.

Por otro lado, la media de los breaks sugeridos no se encuentra tan cercana al valor real como en el caso de la sub sección anterior, donde se testeaba a partir de BP.

Además, no se notan demasiadas diferencias (o por lo menos que aparenten ser grandes) entre los p values generados entre los distintos tests (los originales, los corregidos por heterocedasticidad, o los realizados por bootstrap).

Una mención importante se debe hacer con respecto a los resultados que presentó el test cuando el DGP era un ARMA que contenía un ARMA y el quiebre era en media. Los valores p para ese caso fueron muy pequeños a diferencia de lo que ocurre en el resto de los DGP (los break medios hallados sí son similares al resto de los casos). De hecho, para algunos estadísticos, las 1000 veces simuladas el p value indica la presencia de break.

Esto último es algo importante para remarcar. El test está pensando en algo distinto a los demás tests que aquí se exponen, y es que está estructurado bajo la idea de captar un cambio en la distribución del regresor (que puede afectar  $\beta$  si no se está bajo la presencia de súper exogeneidad). Esto es importante remarcar porque ninguno de los DGP generados aquí presentan cambios estructurales sobre la variable exógena, para poder contrastar los resultados entre los distintos tests (ya que el resto de los tests no enfocan el problema de esa manera). Justamente el DGP que mejor

Tabla 7. H, simulación sin quiebre

| <i>N</i>    | <i># Sim</i> | <i>S</i> | <i>E</i> | <i>A</i> | <i>SB</i> | <i>EB</i> | <i>AB</i> | <i>SH</i> | <i>EH</i> | <i>AH</i> | <i>Media Break</i> |         |
|-------------|--------------|----------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|---------|
| <b>DGP1</b> | 30           | 1000     | 0.058    | 0.074    | 0.062     | 0.057     | 0.055     | 0.052     | 0.111     | 0.104     | 0.103              | 14.707  |
|             | 50           | 1000     | 0.56     | 0.068    | 0.059     | 0.057     | 0.056     | 0.049     | 0.098     | 0.096     | 0.11               | 25.78   |
|             | 100          | 1000     | 0.053    | 0.057    | 0.051     | 0.049     | 0.052     | 0.051     | 0.072     | 0.049     | 0.67               | 52.161  |
|             | 200          | 1000     | 0.041    | 0.049    | 0.049     | 0.042     | 0.047     | 0.049     | 0.053     | 0.052     | 0.057              | 100.83  |
|             | 500          | 1000     | 0.042    | 0.046    | 0.044     | 0.048     | 0.043     | 0.044     | 0.052     | 0.043     | 0.046              | 256.7   |
| <b>DGP2</b> | 30           | 1000     | 0.059    | 0.081    | 0.066     | 0.057     | 0.052     | 0.054     | 0.072     | 0.069     | 0.062              | 14.452  |
|             | 50           | 1000     | 0.054    | 0.063    | 0.066     | 0.053     | 0.056     | 0.057     | 0.061     | 0.057     | 0.058              | 24.032  |
|             | 100          | 1000     | 0.044    | 0.051    | 0.048     | 0.053     | 0.046     | 0.044     | 0.055     | 0.05      | 0.052              | 50.781  |
|             | 200          | 1000     | 0.052    | 0.051    | 0.048     | 0.051     | 0.049     | 0.045     | 0.57      | 0.049     | 0.053              | 103.85  |
|             | 500          | 1000     | 0.049    | 0.052    | 0.048     | 0.051     | 0.049     | 0.045     | 0.57      | 0.049     | 0.052              | 248.36  |
| <b>DGP3</b> | 30           | 1000     | 0.071    | 0.085    | 0.061     | 0.071     | 0.065     | 0.053     | 0.133     | 0.109     | 0.11               | 15.701  |
|             | 50           | 1000     | 0.056    | 0.061    | 0.053     | 0.062     | 0.051     | 0.051     | 0.099     | 0.089     | 0.086              | 25.49   |
|             | 100          | 1000     | 0.046    | 0.05     | 0.039     | 0.053     | 0.045     | 0.043     | 0.088     | 0.065     | 0.062              | 52.158  |
|             | 200          | 1000     | 0.055    | 0.057    | 0.038     | 0.056     | 0.053     | 0.04      | 0.075     | 0.06      | 0.051              | 104.63  |
|             | 500          | 1000     | 0.061    | 0.065    | 0.062     | 0.061     | 0.065     | 0.061     | 0.066     | 0.064     | 0.063              | 254.15  |
| <b>DGP4</b> | 30           | 1000     | 0.028    | 0.037    | 0.028     | 0.026     | 0.021     | 0.024     | 0.037     | 0.035     | 0.041              | 14.623  |
|             | 50           | 1000     | 0.017    | 0.017    | 0.013     | 0.015     | 0.012     | 0.013     | 0.027     | 0.22      | 0.026              | 23.741  |
|             | 100          | 1000     | 0.021    | 0.021    | 0.025     | 0.021     | 0.02      | 0.025     | 0.03      | 0.029     | 0.039              | 48.361  |
|             | 200          | 1000     | 0.041    | 0.019    | 0.017     | 0.017     | 0.017     | 0.018     | 0.026     | 0.027     | 0.029              | 98.62   |
|             | 500          | 1000     | 0.512    | 0.481    | 0.378     | 0.521     | 0.489     | 0.389     | 0.531     | 0.489     | 0.367              | 255.361 |
| <b>DGP5</b> | 30           | 1000     | 0.382    | 0.431    | 0.345     | 0.359     | 0.363     | 0.313     | 0.4       | 0.399     | 0.349              | 15.524  |
|             | 50           | 1000     | 0.44     | 0.464    | 0.348     | 0.429     | 0.42      | 0.328     | 0.441     | 0.422     | 0.346              | 26.107  |
|             | 100          | 1000     | 0.488    | 0.493    | 0.367     | 0.494     | 0.473     | 0.365     | 0.501     | 0.476     | 0.373              | 49.385  |
|             | 200          | 1000     | 0.497    | 0.465    | 0.351     | 0.501     | 0.46      | 0.351     | 0.515     | 0.463     | 0.349              | 103.51  |
|             | 500          | 1000     | 0.512    | 0.481    | 0.378     | 0.521     | 0.489     | 0.389     | 0.531     | 0.489     | 0.367              | 255.361 |

Tabla 8. H, simulación con un quiebre en media

| <i>N</i>    | <i># Sim</i> | <i>S</i> | <i>E</i> | <i>A</i> | <i>SB</i> | <i>EB</i> | <i>AB</i> | <i>SH</i> | <i>EH</i> | <i>AH</i> | <i>Media Break</i> |        |
|-------------|--------------|----------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|--------|
| <b>DGP1</b> | 30           | 1000     | 0.876    | 0.871    | 0.927     | 0.872     | 0.898     | 0.936     | 0.772     | 0.796     | 0.832              | 20.788 |
|             | 50           | 1000     | 0.855    | 0.978    | 0.933     | 0.873     | 0.897     | 0.941     | 0.831     | 0.839     | 0.87               | 34.907 |
|             | 100          | 1000     | 0.882    | 0.896    | 0.934     | 0.865     | 0.902     | 0.941     | 0.869     | 0.869     | 0.892              | 70.788 |
|             | 200          | 1000     | 0.85     | 0.89     | 0.936     | 0.839     | 0.892     | 0.934     | 0.887     | 0.903     | 0.914              | 142.45 |
|             | 500          | 1000     | 0.886    | 0.916    | 0.952     | 0.879     | 0.914     | 0.953     | 0.935     | 0.936     | 0.954              | 351.62 |
| <b>DGP2</b> | 30           | 1000     | 0.933    | 0.912    | 0.93      | 0.932     | 0.936     | 0.941     | 0.855     | 0.966     | 0.851              | 17.794 |
|             | 50           | 1000     | 0.939    | 0.93     | 0.951     | 0.938     | 0.944     | 0.951     | 0.872     | 0.887     | 0.895              | 29.864 |
|             | 100          | 1000     | 0.937    | 0.925    | 0.948     | 0.929     | 0.928     | 0.949     | 0.895     | 0.91      | 0.92               | 61.334 |
|             | 200          | 1000     | 0.941    | 0.942    | 0.949     | 0.937     | 0.944     | 0.95      | 0.93      | 0.931     | 0.936              | 123.64 |
|             | 500          | 1000     | 0.946    | 0.951    | 0.953     | 0.938     | 0.947     | 0.951     | 0.95      | 0.951     | 0.952              | 307.82 |
| <b>DGP3</b> | 30           | 1000     | 0.805    | 0.799    | 0.866     | 0.815     | 0.843     | 0.902     | 0.734     | 0.75      | 0.788              | 21.648 |
|             | 50           | 1000     | 0.855    | 0.857    | 0.924     | 0.847     | 0.876     | 0.934     | 0.811     | 0.832     | 0.852              | 35.873 |
|             | 100          | 1000     | 0.864    | 0.88     | 0.933     | 0.853     | 0.891     | 0.934     | 0.888     | 0.894     | 0.903              | 71.275 |
|             | 200          | 1000     | 0.882    | 0.91     | 0.945     | 0.876     | 0.91      | 0.946     | 0.909     | 0.92      | 0.928              | 142.19 |
|             | 500          | 1000     | 0.865    | 0.911    | 0.952     | 0.858     | 0.913     | 0.945     | 0.941     | 0.949     | 0.946              | 358.62 |
| <b>DGP4</b> | 30           | 1000     | 0        | 0        | 0.003     | 0.001     | 0.001     | 0.002     | 0.217     | 0.213     | 0.01               | 19.549 |
|             | 50           | 1000     | 0        | 0        | 0.001     | 0         | 0         | 0         | 0.103     | 0.096     | 0                  | 29.841 |
|             | 100          | 1000     | 0        | 0        | 0.008     | 0         | 0         | 0.003     | 0.036     | 0.036     | 0.004              | 54.741 |
|             | 200          | 1000     | 0        | 0        | 0.006     | 0         | 0         | 0.001     | 0.004     | 0.004     | 0.004              | 104.72 |
|             | 500          | 1000     | 0        | 0        | 0         | 0         | 0         | 0         | 0         | 0         | 0                  | 254.43 |
| <b>DGP5</b> | 30           | 1000     | 0.851    | 0.843    | 0.908     | 0.846     | 0.873     | 0.926     | 0.756     | 0.768     | 0.794              | 20.983 |
|             | 50           | 1000     | 0.854    | 0.858    | 0.919     | 0.843     | 0.874     | 0.825     | 0.805     | 0.826     | 0.855              | 35.656 |
|             | 100          | 1000     | 0.856    | 0.879    | 0.929     | 0.843     | 0.884     | 0.929     | 0.869     | 0.882     | 0.891              | 71.26  |
|             | 200          | 1000     | 0.865    | 0.894    | 0.935     | 0.857     | 0.899     | 0.938     | 0.909     | 0.918     | 0.919              | 143.28 |
|             | 500          | 1000     | 0.86     | 0.901    | 0.944     | 0.854     | 0.902     | 0.941     | 0.933     | 0.931     | 0.943              | 355.59 |

Tabla 9. H simulación con un quiebre en varianza

|             | <i>N</i> | # Sim | <i>S</i> | <i>E</i> | <i>A</i> | <i>SB</i> | <i>EB</i> | <i>AB</i> | <i>SH</i> | <i>EH</i> | <i>AH</i> | <i>Media Break</i> |
|-------------|----------|-------|----------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------------------|
| <b>DGP1</b> | 30       | 1000  | 0.951    | 0.93     | 0.941    | 0.951     | 0.955     | 0.944     | 0.9       | 0.905     | 0.893     | 13.788             |
|             | 50       | 1000  | 0.954    | 0.923    | 0.931    | 0.934     | 0.935     | 0.936     | 0.878     | 0.885     | 0.89      | 23.815             |
|             | 100      | 1000  | 0.958    | 0.938    | 0.933    | 0.85      | 0.945     | 0.938     | 0.922     | 0.922     | 0.921     | 48.358             |
|             | 200      | 1000  | 0.959    | 0.947    | 0.944    | 0.882     | 0.967     | 0.951     | 0.932     | 0.941     | 0.938     | 101.151            |
|             | 500      | 1000  | 0.967    | 0.958    | 0.961    | 0.921     | 0.989     | 0.967     | 0.959     | 0.949     | 0.951     | 258.108            |
| <b>DGP2</b> | 30       | 1000  | 0.948    | 0.937    | 0.951    | 0.945     | 0.952     | 0.962     | 0.888     | 0.896     | 0.889     | 16.85              |
|             | 50       | 1000  | 0.937    | 0.926    | 0.939    | 0.934     | 0.37      | 0.942     | 0.903     | 0.905     | 0.907     | 28.423             |
|             | 100      | 1000  | 0.947    | 0.942    | 0.952    | 0.935     | 0.945     | 0.953     | 0.91      | 0.922     | 0.927     | 58.022             |
|             | 200      | 1000  | 0.967    | 0.957    | 0.968    | 0.947     | 0.951     | 0.964     | 0.937     | 0.93      | 0.941     | 96.155             |
|             | 500      | 1000  | 0.981    | 0.985    | 0.99     | 0.961     | 0.973     | 0.98      | 0.961     | 0.959     | 0.963     | 246.85             |
| <b>DGP3</b> | 30       | 1000  | 0.853    | 0.844    | 0.912    | 0.852     | 0.866     | 0.916     | 0.853     | 0.86      | 0.87      | 21.106             |
|             | 50       | 1000  | 0.88     | 0.875    | 0.926    | 0.87      | 0.884     | 0.926     | 0.876     | 0.877     | 0.895     | 35.123             |
|             | 100      | 1000  | 0.888    | 0.907    | 0.936    | 0.882     | 0.912     | 0.94      | 0.906     | 0.915     | 0.916     | 70.954             |
|             | 200      | 1000  | 0.894    | 0.921    | 0.95     | 0.912     | 0.939     | 0.961     | 0.942     | 0.941     | 0.936     | 142.58             |
|             | 500      | 1000  | 0.921    | 0.948    | 0.98     | 0.947     | 0.954     | 0.98      | 0.958     | 0.982     | 0.95      | 289.423            |
| <b>DGP4</b> | 30       | 1000  | 0.616    | 0.636    | 0.874    | 0.639     | 0.673     | 0.863     | 0.7       | 0.695     | 0.714     | 22.024             |
|             | 50       | 1000  | 0.546    | 0.586    | 0.851    | 0.566     | 0.606     | 0.836     | 0.675     | 0.672     | 0.703     | 36.316             |
|             | 100      | 1000  | 0.467    | 0.533    | 0.824    | 0.478     | 0.538     | 0.793     | 0.67      | 0.676     | 0.702     | 71.645             |
|             | 200      | 1000  | 0.347    | 0.46     | 0.775    | 0.374     | 0.467     | 0.713     | 0.599     | 0.607     | 0.662     | 139.26             |
|             | 500      | 1000  | 0.235    | 0.38     | 0.744    | 0.266     | 0.383     | 0.7       | 0.547     | 0.566     | 0.67      | 339                |
| <b>DGP5</b> | 30       | 1000  | 0.875    | 0.867    | 0.924    | 0.876     | 0.889     | 0.933     | 0.842     | 0.859     | 0.872     | 20.855             |
|             | 50       | 1000  | 0.859    | 0.869    | 0.921    | 0.852     | 0.888     | 0.927     | 0.855     | 0.855     | 0.882     | 35.715             |
|             | 100      | 1000  | 0.874    | 0.889    | 0.935    | 0.866     | 0.892     | 0.935     | 0.893     | 0.904     | 0.909     | 70.601             |
|             | 200      | 1000  | 0.889    | 0.901    | 0.945    | 0.876     | 0.905     | 0.945     | 0.912     | 0.905     | 0.915     | 115.125            |
|             | 500      | 1000  | 0.912    | 0.912    | 0.952    | 0.89      | 0.915     | 0.956     | 0.934     | 0.92      | 0.932     | 275.89             |

performance presenta cuando existe un break es aquel donde el proceso es un ARMA que contiene un ARMA (a pesar de que el break no se halla en el regresor sino en el error de la serie).

De todas maneras, para poder realizar el test, a los DGP que se generaron para el test de Hansen, se les incluye siempre un regresor  $X$ , que es una variable normal al igual que la serie en estudio,  $Y$ .

### 3.4 KP

Finalmente, se pasaron a realizar las simulaciones con el más moderno (por ser el más recientemente publicado) de los tests en estudio en este trabajo, el test de raíz unitaria propuesto por Kim y Perron (2009). Al igual que en caso de Hansen, se presentan tres tablas, las número 10, 11 y 12, conteniendo las mismas los casos sin quiebre, con quiebre en media y quiebre en varianza del error, respectivamente.

Para estas simulaciones se utilizaron los archivos disponibles en el *home page* de Dupka Kim<sup>11</sup>: *Dbreakestimate.m* y *UR2k.m*. El primero para buscar el quiebre estructural sugerido (para un modelo dinámico) y el segundo para testear raíz unitaria (para un modelo de tipo A2).

Lo que se puede ver en las mencionadas tablas, son la media del quiebre sugerido, y la media del estadístico t calculado. Además, en las tablas 11 y 12, se halla una columna que ilustra, al igual que en el caso de Zivot y Andrews, cuantas veces la variable indicadora de que el break se encuentra en el intervalo  $\pm 5$  que contiene al verdadero valor se hizo igual a 1.

---

<sup>11</sup>Los archivos se encuentran en <http://people.virginia.edu/~dk4p/>

**Tabla 10. KP, simulación sin quiebre**

|             | <i>N</i> | <i># Sim</i> | <i>Media Break</i> | <i>Media t</i> |
|-------------|----------|--------------|--------------------|----------------|
| <b>DGP1</b> | 30       | 1000         | 14.941             | -2.769         |
|             | 50       | 1000         | 25.234             | -3.5012        |
|             | 100      | 1000         | 47.861             | -4.6084        |
|             | 200      | 1000         | 99.321             | -6.6084        |
|             | 500      | 1000         | 256.981            | -10.0449       |
| <b>DGP2</b> | 30       | 1000         | 12.405             | -2.8849        |
|             | 50       | 1000         | 25.445             | -3.4936        |
|             | 100      | 1000         | 49.913             | -4.6909        |
|             | 200      | 1000         | 101.296            | -6.4903        |
|             | 500      | 1000         | 254.98             | -10.0653       |
| <b>DGP3</b> | 30       | 1000         | 14.784             | -2.9019        |
|             | 50       | 1000         | 25.739             | -3.5838        |
|             | 100      | 1000         | 51.158             | -4.906         |
|             | 200      | 1000         | 101.166            | -6.7709        |
|             | 500      | 1000         | 249.923            | -10.49         |
| <b>DGP4</b> | 30       | 1000         | 15.244             | -2.88          |
|             | 50       | 1000         | 24.85              | -3.6207        |
|             | 100      | 1000         | 48.965             | -4.7677        |
|             | 200      | 1000         | 101.095            | -6.7547        |
|             | 500      | 1000         | 251.395            | -10.4727       |
| <b>DGP5</b> | 30       | 1000         | 14.555             | -2.7888        |
|             | 50       | 1000         | 25.183             | -3.466         |
|             | 100      | 1000         | 50.111             | -5.0118        |
|             | 200      | 1000         | 101.985            | -6.8564        |
|             | 500      | 1000         | 251.985            | -10.7812       |

**Tabla 11. KP simulación con quiebre en media**

|             | <i>N</i> | <i># Sim</i> | <i>Media Break</i> | <i>Media t</i> | <i>Intervalo</i> |
|-------------|----------|--------------|--------------------|----------------|------------------|
| <b>DGP1</b> | 30       | 1000         | 19.456             | -1.98          | 0.68             |
|             | 50       | 1000         | 28.412             | -2.3815        | 0.75             |
|             | 100      | 1000         | 48.952             | -2.8571        | 0.965            |
|             | 200      | 1000         | 99.815             | -3.6633        | 0.98             |
|             | 500      | 1000         | 249.730            | -4.9915        | 1                |
| <b>DGP2</b> | 30       | 1000         | 17.2493            | -2.23          | 0.77             |
|             | 50       | 1000         | 27.988             | -2.4357        | 0.798            |
|             | 100      | 1000         | 50.988             | -2.9344        | 0.953            |
|             | 200      | 1000         | 100.304            | -3.8207        | 0.98             |
|             | 500      | 1000         | 250.237            | -5.7627        | 0.98             |
| <b>DGP3</b> | 30       | 1000         | 14.675             | -1.9587        | 0.173            |
|             | 50       | 1000         | 24.81              | -2.006         | 0.68             |
|             | 100      | 1000         | 49.876             | -2.0855        | 0.708            |
|             | 200      | 1000         | 101.865            | -2.3704        | 0.96             |
|             | 500      | 1000         | 249.885            | -3.0737        | 0.99             |
| <b>DGP4</b> | 30       | 1000         | 14.808             | -1.981         | 0.921            |
|             | 50       | 1000         | 24.859             | -1.9815        | 0.965            |
|             | 100      | 1000         | 49.884             | -2.0232        | 0.98             |
|             | 200      | 1000         | 99.925             | -2.1784        | 1                |
|             | 500      | 1000         | 249.923            | -2.6762        | 1                |
| <b>DGP5</b> | 30       | 1000         | 19.956             | -2.1451        | 0.926            |
|             | 50       | 1000         | 24.963             | -2.2827        | 0.942            |
|             | 100      | 1000         | 49.97              | -2.356         | 0.965            |
|             | 200      | 1000         | 99.975             | -2.5209        | 0.98             |
|             | 500      | 1000         | 249.78             | -3.0308        | 1                |

**Tabla 12. KP simulación con quiebre en varianza**

|             | <i>N</i> | <i># Sim</i> | <i>Media Break</i> | <i>Media t</i> | <i>Intervalo</i> |
|-------------|----------|--------------|--------------------|----------------|------------------|
| <b>DGP1</b> | 30       | 1000         | 20.099             | -2.8673        | 0.501            |
|             | 50       | 1000         | 33.794             | -3.4122        | 0.404            |
|             | 100      | 1000         | 64.024             | -4.6132        | 0.453            |
|             | 200      | 1000         | 114.309            | -6.4835        | 0.634            |
|             | 500      | 1000         | 253.491            | -10.0172       | 0.809            |
| <b>DGP2</b> | 30       | 1000         | 18.145             | -2.2208        | 0.4015           |
|             | 50       | 1000         | 29.103             | -3.1587        | 0.4241           |
|             | 100      | 1000         | 55.84              | -4.6633        | 0.55             |
|             | 200      | 1000         | 101.15             | -6.7001        | 0.702            |
|             | 500      | 1000         | 248.33             | -10.4712       | 0.849            |
| <b>DGP3</b> | 30       | 1000         | 14.924             | -2.7638        | 0.396            |
|             | 50       | 1000         | 24.492             | -3.5676        | 0.236            |
|             | 100      | 1000         | 75.288             | -4.9616        | 0.103            |
|             | 200      | 1000         | 98.573             | -6.6676        | 0.12             |
|             | 500      | 1000         | 381.437            | -10.4831       | 0.022            |
| <b>DGP4</b> | 30       | 1000         | 14.737             | -2.7889        | 0.373            |
|             | 50       | 1000         | 24.584             | -3.4102        | 0.214            |
|             | 100      | 1000         | 47.667             | -4.7205        | 0.097            |
|             | 200      | 1000         | 99.603             | -6.702         | 0.06             |
|             | 500      | 1000         | 242.304            | -10.5355       | 0.025            |
| <b>DGP5</b> | 30       | 1000         | 21.432             | -2.6832        | 0.351            |
|             | 50       | 1000         | 36.972             | -3.5609        | 0.17             |
|             | 100      | 1000         | 75.259             | -4.9008        | 0.082            |
|             | 200      | 1000         | 153.385            | -6.8021        | 0.035            |
|             | 500      | 1000         | 381.429            | -10.7826       | 0.014            |

Para redondear la simulación del test de Kim y Perron (2009), se pueden mencionar algunas cuestiones.

En primer lugar, los estadísticos  $t$  hallados tienden a aumentar la media a medida que la muestra aumenta su tamaño (en menor escala para el caso de break en media). Esto es una buena cualidad del test, ya que nos estaría indicando que el mismo es capaz de identificar que la serie es estacionaria (i.e. que no tiene raíz unitaria) correctamente. Probablemente requiera de una muestra mayor a 30, para lograr este objetivo al 1% de confianza.

La media del break hallado se encuentra relativamente cerca a la verdadera fecha del quiebre para el caso donde existe un break en la media, pero se encuentra más lejos cuando el cambio estructural ocurre en la varianza. Por este motivo es que la cantidad de veces que la estimación de la fecha de quiebre se halla dentro del intervalo  $\pm 5$  es considerablemente mayor para el caso donde el cambio en la serie ocurre en la media. De hecho, en el caso donde el quiebre se da en la varianza, la cantidad de veces que la indicadora toma valor uno se va haciendo cada vez menor a medida que aumenta la muestra.<sup>12</sup>

A grandes rasgos entonces se puede remarcar que el test presenta buenas características en cuanto a rechazar la hipótesis de raíz unitaria, ya que se obtienen en general estadísticos  $t$  en aumento a medida que se aumenta la muestra. Con respecto a la fecha del quiebre estructural sugerido, cabe destacar la discrepancia hallada entre los dos tipos de quiebres incluidos en este trabajo: en media y varianza.

---

<sup>12</sup>Para el caso donde no hubo quiebres en el DGP, la media de los breaks sugeridos se encuentra cercana al valor  $T/2$  pero este hecho se debe a que es justo la mitad de la serie y no porque los breaks sugeridos se concentren allí. De hecho la dispersión es mayor que en el caso de la Tabla 11 por ejemplo, ya que si suponemos por un momento que el "verdadero quiebre" se encontraría allí y se fabricara un intervalo para armar la variable indicadora, la misma se hace menor cantidad de veces uno en la Tabla 10 que en la Tabla 11. Este intervalo ficticio no fue incluido en la Tabla del DGP sin quiebre.

### 3.5 Conclusiones generales sobre las simulaciones

En este capítulo se ha realizado un sencillo ejercicio de simulación para ilustrar cuatro importantes tests que permiten la discusión de quiebres estructurales determinados de manera endógena, útiles a la hora de testear la presencia de raíz unitaria en una serie de tiempo.

La cuestión de quiebres estructurales es una parte muy importante a determinar en el estudio de series temporales, y dentro de este tópico, el hecho de endogeneizar la selección de potenciales quiebres estructurales es aún más importante. Bajo esta idea es que se propusieron estudiar y contrastar los tests de raíz unitaria de Zivot y Andrews (1992) y de Kim y Perron (2009), y los tests de quiebres propuestos por Bai y Perron (1998) y Hansen (2000). Todos ellos suman una característica importante y novedosa en el ámbito de breaks como se ha mencionado en el segundo capítulo del presente trabajo.

Para la tarea de contrastar dichos tests, se realizó un ejercicio de Monte Carlo sobre cinco procesos generadores de los datos (DGP) distintos, de manera de ejecutar las 1000 simulaciones de dicho ejercicio sobre los mismos DGP para cada test y tener un punto de comparación.

Los procesos seleccionados fueron muy sencillos, modelos con variables normales, modelos ARMA estacionarios y procesos con autocorrelación (frecuentes en la literatura de series temporales).

Un punto de comparación es el del correcto rechazo (o no) de la hipótesis nula de raíz unitaria por parte de los tests de ZA y KP. El primero tiene un buen desempeño a partir de  $N=100$ , donde rechaza en general unas 900 veces de las 1000 repeticiones (para  $N=30$  en general rechaza alrededor del 70%). En cambio, KP tiene valores críticos del estadístico  $t$  relativamente grandes (alrededor de 2) incluso para las muestras más pequeñas, lo que puede estar representando una pequeña ventaja del test KP al tener la posibilidad de tener un quiebre estructural tanto bajo la nula como la alternativa.

Por otro lado, el otro punto de comparación es la correcta selección del quiebre estructural (o al menos estar en un área cercana al mismo). En este ámbito, parece correr con una ventaja por sobre los demás el test de BP, ya que para un break,

como para dos breaks, la media de los quiebres sugeridos tiende a estar muy cercana a la verdadera. En el caso de Hansen, la media de los breaks sugeridos se encuentra a mayor distancia que la que se encuentra en BP, con grandes diferencias específicamente para los DGP 3, 4 y 5 (los que tienen los componentes autorregresivos). Pero Hansen presenta el grave problema de que si no acompañamos el test con otros tests, podemos concluir que no existe break en la serie, cuando en realidad no existe quiebre estructural en el regresor, pero sí en la serie.

KP tiene buenos resultados en estimar el break para el caso de break en media, pero la media de los breaks sugeridos se aleja del verdadero valor para el caso de break en varianza (y la distancia no se tiende a reducir a medida que aumenta la muestra, de hecho aumenta). ZA parece tener poco poder a la hora de sugerir el quiebre, ya que para muestras grandes, menos del 10% de las veces el break sugerido se halla en el intervalo  $\pm 5$ .

Claro que esta comparación es solamente en el ámbito de los DGP seleccionados y varias extensiones posibles se deberían hacer para completar y tener un mejor cuadro de la comparación de los tests. En primer lugar, se podría pensar en incorporar otros tipos de DGP (como series con heterocedasticidad, o para el caso de Hansen en particular, series con quiebres estructurales en los regresores, o la distribución de los mismos mejor dicho)<sup>13</sup>.

Otra posible extensión es simular las series con un coeficiente auto regresivo más cercano a la unidad (e.g. 0.8) en lugar de 0.5.

Por otro lado, los quiebres generados en general se ubicaron en la mitad de la serie, o en los tercios (incluso en el 3/4 para BP), pero sería interesante añadir quiebres en las colas (e.g. en las primeras o últimas observaciones) para ver la potencia de los tests

---

<sup>13</sup>De hecho, Hansen estudia las propiedades de muestra finita del test en su paper con un AR bivariado del siguiente estilo:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 y_{i-1} + \alpha_2 y_{i-2} + \alpha_3 y_{i-3} + \beta_1 x_{i-1} + \beta_2 x_{i-2} + \beta_3 x_{i-3} + e_i$$

con  $N=50$ ,  $\alpha_1 = 0.5$  y  $\beta_1 = 1$ .

cuando el break ocurre muy temprano o muy tarde en el período<sup>14</sup>.

Como conclusión final se puede mencionar que lo que este trabajo ilustra es que todos los tests presentan sus ventajas y desventajas a la hora de que el investigador intente determinar endogenamente si existe un cambio estructural significativo en la serie a estudiar. Si se realiza esta estimación mediante una sola metodología se está cayendo en un trabajo con serios riesgos de estar concluyendo erróneamente la presencia o no de un quiebre, así como la estacionariedad o no de la serie. Es por eso, que al no conocerse los verdaderos procesos que llevaron a generar la serie, es recomendable la complementación de todos los tests mencionados. Es tarea del investigador intentar determinar que DGP es mas factible de acuerdo a la serie en cuestión con la que se esté trabajando, y así ponderar de distinta manera (y correctamente) los resultados de los distintos tests<sup>15</sup>.

---

<sup>14</sup>Kim y Perron mencionan en su trabajo que si se selecciona la fracción verdadera del break en 0.5, en general los resultados no distan de aplicar el cambio estructural en 0.3 o 0.7. Ver Kim (2007) y Kim - Perron (2009), p 14.

<sup>15</sup>Como caso ilustrativo, se puede ver que si uno piensa que el proceso posee un cambio estructural en el regresor, y testea sobre esta hipótesis, correctamente puede determinar que no existe quiebre en la variable independiente. Pero puede incorrectamente concluir que no existe quiebre en toda la serie si no acompaña el test con otro que asuma un DGP de quiebres estructurales diferente.

## 4 Aplicaciones Empíricas de Tests de Quiebres Estructurales

Para ilustrar las propiedades de los tests de quiebres se enumerarán una serie de aplicaciones sobre diversos campos de estudio. Estas aplicaciones son trabajos publicados y en proceso realizados por el autor durante sus estudios de doctorado. El motivo de este capítulo (al igual que el correspondiente a los procesos de Markov Switching) es ilustrar las técnicas utilizadas por separado, para luego utilizarlas en conjunto en el capítulo final.

### 4.1 Productividad Total de los Factores (PTF) y Apertura Económica

A continuación se hará un resumen del trabajo de González y Delbianco (2010). En dicho trabajo se ha estudiado la existencia de quiebres estructurales en la PTF y en varios indicadores de apertura para una muestra de 20 economías latinoamericanas y del Caribe para el período 1960-2005. Se ha utilizado el test de Zivot y Andrews (1992) y el de Bai y Perron (1998, 2003) sobre una serie de PTF computada a partir de un ejercicio de contabilidad del desarrollo (Hsieh y Klenow, 2010) y sobre medidas alternativas de apertura con diferentes caracteres: medidas de política, de resultado y de desvío (Wacziarg, 2001). La acumulación de casos, tanto potenciales como significativos, de quiebres en la PTF coincide con las crisis del petróleo de 1973/4 y 1979/80, y la Crisis Mexicana de 1982. Los casos de quiebre en la PTF durante el proceso de consolidación de la apertura en la región (1985-95) no son significativos. Los resultados parecen indicar que los shocks en la apertura operan sobre las tasas de crecimiento de la PTF.

La literatura aún discute sobre la existencia o no de una relación causal teórica, de largo plazo, entre apertura al comercio internacional y productividad. Hipótesis que ha sido tantas veces verificada como rechazada. Sin embargo, se podría afirmar que actualmente se habría llegado a cierto acuerdo en que la apertura tiene, al menos, la

capacidad de motivar decisiones que repercuten en la productividad total de los factores (PTF) en forma de mejoras tecnológicas en bienes y en procesos de producción, aunque el resultado concreto depende de otros factores no siempre controlables (Baldwin, 2003; Rodrik, 2003; Kneller et al. 2008).

El estudio del *timing* de la apertura es relevante en el siguiente sentido. Un quiebre en la política comercial (independientemente del sentido que tenga) acarrea la destrucción de capacidad instalada asociada al ajuste inmediato de la estructura productiva. Suponiendo que es posible observar una estrecha relación positiva en el largo plazo entre apertura y productividad, y los cambios en la primera se reproducen inmediatamente en la segunda, entonces la apertura unilateral y de una vez sería una política recomendable, siempre que el ambiente político y económico fuera el apropiado, porque los beneficios de la ganancia de productividad permitiría compensar los costos sociales del ajuste. En cambio, si los cambios en la productividad son graduales, los beneficios de la apertura pueden verse diluidos en el tiempo y un cambio escalonado hacia la liberalización del comercio internacional podría ser la opción recomendable. En este último caso, una política exterior que profundice y amplíe los acuerdos de integración regional podría ser más apropiada, en lugar de una liberalización unilateral.

Ante los problemas que presentan los diferentes indicadores de apertura (Wacziarg, 2001; Pritchett, 1996; Anderson y Neary, 1992; Krishna, 1991; entre otros) se tomaron tres tipos de indicadores:

a) una *medida de resultado* en dos versiones: la intensidad comercial, computada de la forma tradicional como el cociente entre el total del comercio (exportaciones e importaciones) y el producto bruto interno. Una primera versión tomando las variables en dólares a precios constantes,  $(X+M)/\text{PIB}$ , y una segunda versión tomando las variables en dólares corrientes,  $(X+M)/\text{PIB}^*$ .

b) un *indicador de política*: siendo  $r$  la tasa promedio de impuestos sobre las transacciones comerciales, se define la tasa de apertura como  $1-r$ . La tasa  $r$  se computa como el cociente entre la recaudación total tributaria por gravámenes a las transacciones internacionales (exportaciones e importaciones) y el total del comercio internacional (exportaciones más importaciones).

c) un *indicador de desviación*: corresponde a la desviación de la intensidad

comercial respecto a la predicha teniendo en cuenta las características estructurales de la economía en particular y el resto de la muestra, u. Las características que se tienen en cuenta son el tamaño de su población, superficie, producto per cápita, si son exportadores de petróleo y si son islas.

Finalmente, se comparan los quiebres estructurales en los niveles de PTF con los cambios de política comercial que son registrados en la literatura especializada. El objeto es robustecer los resultados de los tests sobre las medidas de apertura <sup>16</sup>. El recuento de cambios en política comercial consiste en una lista detallada por país, que contienen los años en que se dilucida una política clara de apertura o cierre de la economía al comercio exterior.

El ejercicio se repite además para las series de crecimiento de la PTF<sup>17</sup>. Los resultados para el test de ZA se pueden observar en los gráficos 4.1.1 y 4.1.2<sup>18</sup> y para el test de BP en la tabla 4.1.1

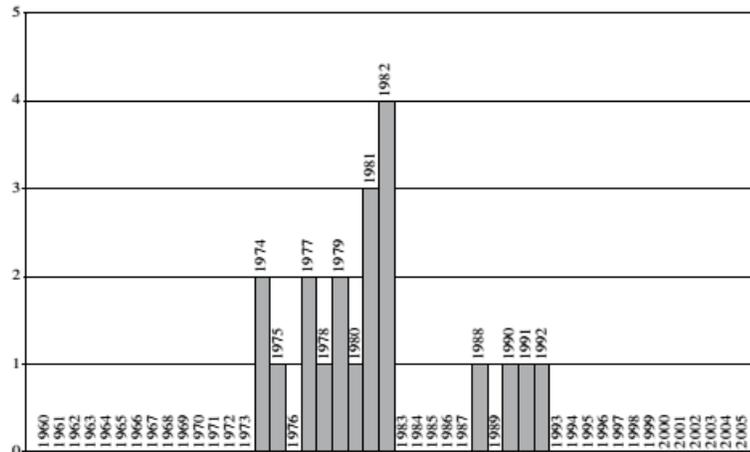
---

<sup>16</sup>Observar en la bibliografía extra, los autores a partir de los cuales se indentificó períodos de apertura o cierre económico en AL y el Caribe (Ver además Tabla 3 de González - Delbianco (2010) para un resumen de los mismos).

<sup>17</sup> $gPTF = \ln PTF_t - \ln PTF_{t-1}$

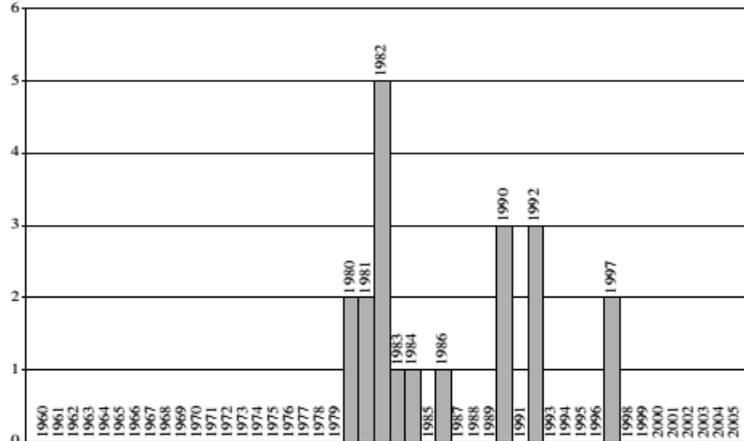
<sup>18</sup>La información que da forma a los gráficos se puede apreciar en la tabla 1 del trabajo de González-Delbianco (2010).

**Gráfico 4.1.1. Distribución de los posibles quiebres estructurales en la PTF según ZA.**



Fuente: González - Delbianco (2010)

**Gráfico 4.1.2. Distribución de los posibles quiebres en los indicadores de apertura según ZA.**



Fuente: González - Delbianco (2010)

Las conclusiones a las que se arribaron son las siguientes.

Tabla 4.1.1. Quiebres estructurales en PTF e indicadores de apertura según el BP

| País              | PTF         | $(X+M)/PBI$ | 1-r    | u           | $(X+M)/PBI^*$     |
|-------------------|-------------|-------------|--------|-------------|-------------------|
| Argentina         |             |             |        | 1968-76-93  | 1975-93-99 (1998) |
| Bolivia           | 1982        |             |        |             |                   |
| Brasil            |             |             | (1995) |             | 1971-99           |
| Chile             |             |             | (2000) |             |                   |
| Colombia          |             | 1992        | (1990) | 1969        | 1989              |
| Costa Rica        |             |             | (1990) | 1990 (1991) | (1983)            |
| Ecuador           |             |             |        | 1965-71-93  | 1972              |
| El Salvador       | 1979 (1979) | 1996        |        | 1994        |                   |
| Guatemala         | 1981        |             |        |             | 1999              |
| Honduras          | 1983        |             |        |             |                   |
| Jamaica           | 1974 (1974) | 1965-84     |        |             | 1978              |
| México            | 1982 (1982) | 1994        | (1980) |             | (1995)            |
| Nicaragua         | 1978 (1978) | 1994        | (1980) |             |                   |
| Panamá            |             | 1998        | (1988) | 1998        |                   |
| Paraguay          | 1982 (1982) | 1989        |        | 1976 1989   |                   |
| Perú              | 1982        |             |        |             |                   |
| Rep. Dominicana   |             | 1980-93     |        | (1982)      | 1983              |
| Trinidad y Tobago | 1982        | 1968-83-96  |        | 1994 (1997) | 1965-94           |
| Uruguay           | (1982)      |             | (1979) | (1992)      |                   |
| Venezuela         | 1973        |             | (1987) |             |                   |

Fuente: González - Delbianco

La primera observación que puede hacerse es la coexistencia en la mayoría de los casos de quiebres significativos en dos o en tres de los modelos propuestos por el test ZA.

La segunda es que en seis casos existe contemporaneidad entre quiebres en niveles y quiebres en tasas de crecimiento de la PTF (Colombia, Ecuador, Guatemala, Honduras, Panamá, Trinidad y Tobago), pero ninguno corresponde a los casos de contemporaneidad entre quiebres de apertura y niveles. Esto significa que la contemporaneidad de quiebres en las series de apertura y en niveles de PTF no asegura la existencia de quiebres contemporáneos en la serie de tasas de crecimiento de la PTF.

La tercera observación es que la distribución de quiebres significativos es similar entre los períodos 1973-1984 y 1985-1995 (ocho y seis casos, respectivamente, de acuerdo a ZA, mientras que tres y tres siguiendo a BP), y no existe un año que concentre más de dos casos. Finalmente, el test de BP arroja seis casos en los que los quiebres en las series de tasas de crecimiento de la PTF se encuentran entre 1966 y 1971.

La cuarta observación es que son nueve los casos de contemporaneidad entre los quiebres en las series de apertura remarcados en la literatura y estimados mediante ZA, y quiebres en la serie de tasas de crecimiento de la PTF: (Argentina, 1991), (Chile, 1976), (Costa Rica, 1981-1983), (República Dominicana, 1984-1987), (Guatemala, 1981-1984), (México, 1986-1987), (Panamá, 1988-1989), (Perú, 1990-1991) y (Uruguay, 1985-1986). En cambio, mediante el test de BP solo en dos casos existe contemporaneidad (Colombia, 1969-1971) y (Ecuador, 1972-1973). La multiplicidad de coincidencias muestra un marcado contraste con el obtenido para los niveles de PTF.

Se puede afirmar que entre 1980 y 2000 prácticamente todas las economías experimentaron un cambio profundo de política comercial hacia una consolidación de la apertura<sup>19</sup>. Los quiebres estructurales por ZA marcan esta situación en doce economías de las veinte consideradas, mientras que trece son las economías siguiendo a los resultados del test de BP (por lo que puede verse similares resultados independiente de si se usa un test de raíz unitaria para detectar el quiebre o si se utiliza un test de quiebres puro).

Sin embargo, salvo en algunos casos, de la información que se desprende de la

---

<sup>19</sup>Esto último podría discutirse para algunas economías de AL en la primera década del siglo XXI.

utilización de los tests de quiebres no se aprecia que exista contemporaneidad entre los shocks por la apertura y los shocks en niveles de la PTF. Esto estaría indicando que los cambios en el nivel de la PTF (al menos los observados en este trabajo), en general, no serían consecuencia de los cambios abruptos en las políticas comerciales (tanto cierre como apertura), y por consiguiente tendrían otros orígenes.

Las conclusiones a las que arribó el trabajo son:

"Si bien es preciso realizar otros ejercicios para testear causalidad (y el sentido de la misma), las recomendaciones de política que se desprenden de estos resultados apuntan hacia cambios graduales de la apertura en lugar de aperturas unilaterales y de una vez, debido a que los beneficios provenientes de las ganancias de productividad no compensarían inmediatamente los costos asociados con la reestructuración productiva que acompaña a un cambio abrupto de política comercial."<sup>20</sup>

## 4.2 Flujos de Capitales y Crisis en América Latina

En este trabajo se estudia la presencia de quiebres estructurales en los flujos de capitales de 16 economías de Latino América usando el test de raíz unitaria de Zivot y Andrews (1992). Esto es complementado con el test de quiebres estructurales de Bai Perron (1998). Luego se procede a analizar la posibilidad de contemporaneidad entre los quiebres encontrados y las crisis que tales países subieron en los últimos 40 años. Dichas crisis pueden ser de moneda, bancarias, domésticas o de deuda externa. Se encontraron muchos casos de contemporaneidad, especialmente con las crisis que ocurrieron al final de los 90s<sup>21</sup>.

El presente trabajo se motiva en la alta volatilidad de los flujos de capital en América Latina, y su potencial relación con las recurrentes crisis que tuvieron lugar en el último cuarto del siglo XX en dicha región. La principal hipótesis del trabajo es

---

<sup>20</sup>González-Delbianco (2010, pp 69)

<sup>21</sup>La presente sección se basa en lo realizado en Delbianco- Fioriti (2012) y otro trabajo en progreso de los mismos autores.

que la alta volatilidad de los flujos de capital, tanto domésticos como externos afecta a la salud de las macroeconomías latinoamericanas.

La motivación se radica en dos elementos que actúan en el contexto del flujo de capitales estudiado en la región.

Por un lado:

"Globalization combines two processes that are complementary. On the one hand there is the adoption of institutions and legal measures which allow capitals to flow freely within the economy, moving from one sector to another, known as "market liberalization". On the other hand, the total amount of capital that flow between countries increases."

Por el otro:

"At the nineties several economies of Latin America, particularly the largest ones, started a new period of financial opening with a massive entry of capital. On the other hand they had to deal with a huge external debt generated in a previous round of financial opening."

Como se puede ver, la globalización le llegó a las economías de AL en una época de crisis de deuda que data de principios de los '80.

Los flujos de capitales pueden ser caracterizados a grandes rasgos y de manera general, según la fase del ciclo en la que una economía se encuentre. Si se encuentra en la etapa ascendente del ciclo económico, por un lado los agentes foráneos aumentan las compras de activos domésticos mientras que los agentes domésticos aumentan sus compras en el extranjero, y por el otro lado la globalización financiera aumenta como resultado de nuevas relaciones entre los agentes de diferentes países y sus respectivas inversiones. Contrariamente, si se encuentra en la fase decreciente del ciclo, primero, los agentes foráneos venderán sus activos domésticos, los cuales son comprados por agentes de la economía en cuestión, que se encuentran reduciendo sus inversiones en el extranjero. Segundo, la globalización financiera decrece como consecuencia de la reducción de capital externo que se encuentra ligado a la economía que sufre la fase

descendente. Como se puede observar, el comportamiento de los flujos de capitales se asume bien diferente según la fase en la que se encuentre el país.

Los resultados se obtuvieron en dos etapas. Primero, se hallaron los casos de quiebres (significativos) que las series de flujos de capitales arrojaron. Luego, se contrastaron estos quiebres con un listado de crisis que ocurrieron en América Latina (bancarias, monetarias, etc). Se buscó si existía contemporaneidad entre dichas crisis y los quiebres hallados. Las crisis listadas se pueden observar en la tabla 4.2.0.

**Tabla 4.2.0: Episodios de crisis en AL y el Caribe.**

| <i>País</i> | <i>Año en que ocurrió la crisis</i> |
|-------------|-------------------------------------|
| Argentina   | 1980-1985-1995-2001                 |
| Bolivia     | 1980-1985-1994-1999                 |
| Brasil      | 1976-1982-1990-1999-2002-2008       |
| Chile       | 1975-1980                           |
| Colombia    | 1982-1985-1998                      |
| Costa Rica  | 1981-1987-1991-1994                 |
| Ecuador     | 1980-1996-2008                      |
| El Salvador | 1981-1986-1989-1998                 |
| Honduras    | 1981-1990-1999                      |
| Méjico      | 1981-1985-1994                      |
| Nicaragua   | 1979-1985-1990-2000                 |
| Panamá      | 1983-1987                           |
| Paraguay    | 1982-1989-1995-2001                 |
| Perú        | 1978-1988-1999                      |
| Uruguay     | 1978-1981-1987-2002                 |
| Venezuela   | 1976-1982-1989-1993-2002            |

Fuente: Delbianco – Fioriti (2012)

Los resultados sugieren una fuerte correlación entre dichos elementos. Mientras el trabajo no pretende encontrar causalidad alguna, esta correlación sin embargo puede dar cuenta de uno de los aspectos de debilidad de los procesos de crecimiento en la región, y alertaría sobre su inestabilidad.

La información utilizada para las estimaciones fue extraída de ECLAC, en su sección de CEPALSTAT.

El período abarcado varía según la disponibilidad de datos de cada país. En la gran mayoría de ellos el período abarca en entre 1993-1 y principios de 2010. Para algunos países de Centro América la muestra comienza a fines de los '90 o principios de los 2000. Los datos son trimestrales, y el trimestre en cuestión se marca con el número que le sigue al guión en las tablas 4.2.1 y 4.2.2.

Los países que forman parte de la muestra utilizada para el estudio son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay and Venezuela. Las variables utilizadas fueron: inversión extranjera directa, inversión directa, Activos de inversión, Pasivos, otros activos.

**Tabla 4.2.1: Resultado del tests de ZA (quiebres sugeridos).**

|             | CIF      |          |          | CID      |          |          |
|-------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
|             | Drift    | Trend    | Ambos    | Drift    | Trend    | Ambos    |
| Argentina   | 2005-3** | 2002-4** | 2005-3** | 2002-2** | 2005-3** | 2006-1** |
| Bolivia     | 2006-1** | 2005-3** | 2004-1** | 2005-3** | 2004-2*  | 2006-4** |
| Brasil      | 2000-4** | 1997-3** | 2000-4** | 2004-2** | 2003-3   | 2002-2   |
| Chile       | 2006-1** | 2004-1** | 2004-3** | 2001-4** | 2004-3** | 2002-3** |
| Colombia    | 2000-1** | 2004-4** | 2000-1** | 2000-1   | 2007-4   | 2002-4   |
| Costa Rica  | 2005-3*  | 2005-3** | 2005-4** | 2007-4** | 2007-1** | 1987-4** |
| Ecuador     | 2001-1** | 2004-1** | 2001-3** | 2000-1** | 2000-3** | 2000-1** |
| El Salvador | 2005-2** | 2003-4** | 2005-3** | 2003-4** | 2004-3** | 2003-4** |
| Honduras    | 2007-2** | 2006-1** | 2007-2** | 2005-3** | 2006-2** | 2005-3** |
| Méjico      | 1998-1** | 1985-2** | 1998-1** | 2004-4** | 1999-3** | 2004-4** |
| Nicaragua   | 1996-2** | 1998-3** | 2000-1** | 1997-3** | 1999-1** | 1998-2** |
| Panamá      | 2002-2** | 2002-3   | 2003-3   | 2001-4** | 2002-2** | 2001-3** |
| Paraguay    | 2002-1** | 2003-4** | 2002-3** | 2004-3** | 2006-1** | 2004-3** |
| Perú        | 2004-3** | 2004-3** | 2002-2** | 2007-2   | 2006-4   | 2006-3** |
| Uruguay     | 2005-4** | 2004-3   | 2005-4   | 2005-4** | 2007-1** | 2006-1** |
| Venezuela   | 1997-3** | 1996-4** | 1996-4** | 1997-4** | 1996-4** | 1997-2** |

Fuente: Delbianco – Fioriti (2012)

Nota: \*\*, \*: 1 y 5% de significancia respectivamente.

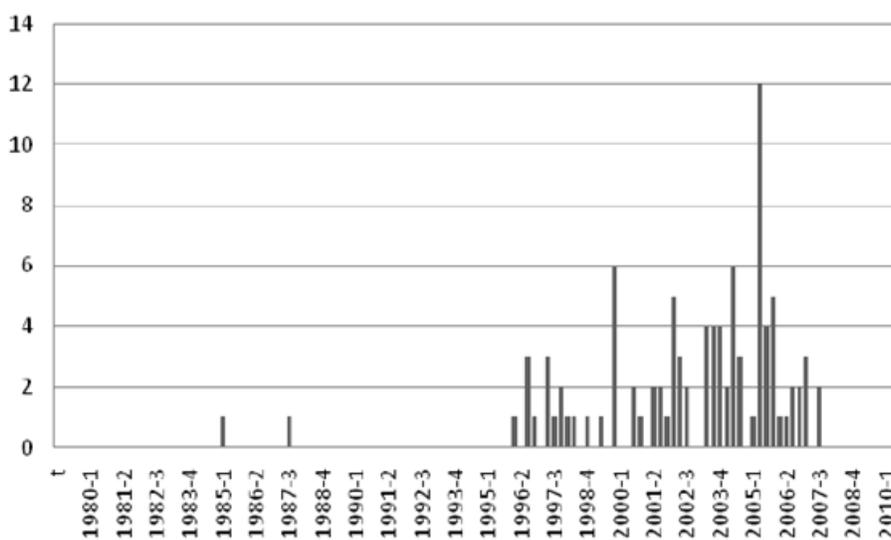
CIF: flujo de capital en manos de extranjeros.

CID: " en manos de agentes domésticos.

Se puede observar que los quiebres hallados en la primera parte de los 2000 pueden deberse a las crisis sufridas en las economías de la región a finales de los '90 e inicios de siglo.

Por otro lado, mucho antes de las crisis mencionadas, y por casi dos décadas, los países de Latinoamérica han sufrido sucesivas crisis económicas. En los '90 se inicia un proceso generalizado de apertura a los mercados financieros, con el objetivo de lograr una mayor inserción global. Este objetivo nunca ocurrió: el riesgo asociado a estos países fue persistentemente alto y nuevas inversiones fueron en general difícil de atraer. De esta manera, fueron los capitales de corto plazo los únicos que se acercaron a la región, incrementando de esta manera su inestabilidad.

**Gráfico 4.2.1: quiebres sugeridos por el test de Zivot y Andrews.**



Fuente: Delbianco – Fioriti (2012)

**Tabla 4.2.2: Contemporaneidad entre crisis y quiebres hallados.**

| País       | Año de Crisis | Quiebre sugerido (ZA)      | Quiebre sugerido (BP)       |
|------------|---------------|----------------------------|-----------------------------|
| Argentina  | 2001          | 2003-3 (cid)               | 2002-1 (cid)                |
| Bolivia    | 1999          | NC                         | 2002-1 (cid)*               |
| Brasil     | 1999          | 2000-4 (cid)               | 1999-3 (cif)                |
| Brasil     | 2002          | 2002-2 (cif)               | NC                          |
| Colombia   | 1998          | 2000-1 (cif)               | 1999-4 (cif); 2000-2 (cid)* |
| Costa Rica | 1987          | 1987-4 (cid)               | NC                          |
| Nicaragua  | 2000          | 2000-1 (cif); 1998-2 (cid) | NC                          |
| Paraguay   | 2001          | 2002-3 (cif)               | NC                          |
| Perú       | 1999          | 2002-2 (cif)*              | 1999-4 (cif)                |
| Uruguay    | 2002          | NC                         | 2003-1 (cif)                |
| Venezuela  | 1993          | 1996-4 (cif)*              | NC                          |

Fuente: Delbianco – Fioriti (2012)

Nota: \*\*, \*: 10 y 5% de significancia respectivamente.

Analizando los flujos de capital (divididos en domésticos y foráneos), se argumentó que los últimos años fueron testigos de un incremento de la globalización financiera, resultado de que los residentes de un país tengan una mayor proporción de sus inversiones en el exterior, mientras que cada vez más capitales extranjeros invierten en una economía en particular. Además, los flujos de capital resultan ser procíclicos, incrementando su volumen en booms y disminuyéndolo en depresiones. Los extranjeros quitan sus inversiones de los países en crisis y los agentes domésticos repatrian sus inversiones en el exterior. Como consecuencia, existe una correlación negativa entre los flujos internos y externos de capital.

Utilizando los tests de quiebres se encontraron en general varios casos de significatividad en los breaks. Teniendo en cuenta todas las especificaciones de los Tests se puede observar un gráfico de dispersión como el que se muestra como ejemplo, que muestra que la acumulación de quiebres pausibles de estructura para las series analizadas parecen acumularse en la primera década de los 2000.

**Tabla 4.2.2. Continuación**

| País      | Año de Crisis | Quiebre (KP) - AO                          | Quiebre (KP) - IO          |
|-----------|---------------|--|----------------------------|
| Argentina | 2001          | 2003-3 (cif); 2003-2 (cid)                 | 2002-2 (cif); 2002-1 (cid) |
| Brasil    | 2002          | 2004-2, 2008-2 (cif); 2002-2, 2003-2 (cid) | 2000-3 (cif); 2003-2 (cid) |
| Brasil    | 2008          | 2008-2 (cif)                               | NC                         |
| Colombia  | 1998          | 2000-3 (cif)                               | NC                         |
| Honduras  | 1999          | 1996-4 (cid)                               | NC                         |
| Nicaragua | 1990          | 1989-1, 1999-1 (cif); 1988-2 (cid)         | 1988-4 (cif); 1988-1 (cid) |
| Paraguay  | 2001          | 2001-2, 2001-3 (cif)                       | NC                         |
| Perú      | 1999          | 1999-4, 2001-4 (cif)                       | 1999-3 (cif)               |
| Uruguay   | 2002          | 2004-2 (cif)                               | 2004-4 (cif); 2003-4 (cid) |
| Venezuela | 1993          | 1995-4 (cid)                               | 1994-4 (cid)               |

Fuente: Delbianco-Fioriti (2013)

Comparando estos quiebres encontrados con las crisis seleccionadas para los países bajo estudio es claro que las crisis sufridas por los países de Latinoamérica a través de los '90 y 2000 son contemporáneas con cambios en las series de flujos de capitales.

Este trabajo se enfoca en determinar si los quiebres estructurales encontrados por ZA, BP y KP son contemporáneos a un listado de crisis sufridas por los países de América Latina. Es importante destacar que no se realiza un análisis de causalidad de una variable hacia la otra, es solamente una precedencia temporaria. De esta manera, en el análisis realizado no se puede afirmar si los quiebres en los flujos de capitales provocaron a las crisis o viceversa (incluso cuando todos los quiebres contemporáneos hallados preceden a las crisis). Esta última afirmación solamente puede realizarse luego de un exhaustivo análisis de causalidad.

La recomendación de política a la que el trabajo arriba se puede resumir en el siguiente párrafo de su conclusión:

" (...) arguments shed light on the vital need of establishing a better regulation of the capital flows in Latin America. The world financial architecture is setting weaker limits to international investment, and no substantial change seems in sight which could provide stability to the region. Countries should begin to take into account that successive crises undermine the confidence they could generate and steady financial flows are necessary if they are seeking a more prosperous future."

### **4.3 Contemporaneidad entre índices de precios de commodities y las balanzas comerciales de los países de América Latina**

El siglo XXI introdujo una dinámica de crecimiento mundial muy diferente a la que se apreciaba en décadas anteriores. En particular, aparecen en escena actores que pisaron fuerte en la economía mundial como China (Gallagher y Porzecanski (2010)), India, y otros actores que ya tenían un papel importante, pero aumentaron su protagonismo, como Brasil o Rusia. En otras palabras, el mundo emergente se transforma en un protagonista fundamental, tanto así por las crisis sufridas desde los países desarrollados (sobre todo después de Lehman Brothers) como por el surgimiento del comercio entre

emergentes (sur-sur). En este nuevo escenario mundial, luego de la aparición de los BRICs (Brasil, Rusia, India y China, los países mencionados recientemente) ahora se discute el surgimiento de otro grupo, los MINT (México, Indonesia, Nigeria y Turquía).

Para América Latina, fue una primera década con crecimiento económico muy alto a comparación de lo que había sido la generalidad de la segunda mitad del siglo XX (lo que se menciona como vulgarmente como “crecer a tasas chinas”).

La clave del éxito de estas economías fue el alto precio de los commodities (desde la soja hasta el petróleo), por la inserción mundial sobre todo de China e India, que traccionaron la demanda mundial de dichos bienes.

Pero como menciona Albrieu (2012):

“El éxito de la estrategia de desarrollo basada en los recursos naturales no será neutral a la tendencia y a la volatilidad de los precios del comercio exterior: si se transita un sendero declinante en los términos del intercambio comercial se tenderá al déficit externo y ello podrá restringir el crecimiento económico (Rodríguez, 2006), mientras que una alta volatilidad de las materias primas alimentará la inestabilidad macroeconómica y por esta vía reducirá el crecimiento económico (Lederman y Xu, 2009).”

Como se puede apreciar, atar la suerte de un proceso de desarrollo a los precios internacionales históricamente altos puede resultar en graves problemas si la tendencia se frena (o el gasto público aumenta en mayor proporción que lo que lo hacen los precios).

A su vez, exportar un recurso natural genera un riesgo adicional: el de la apreciación de la moneda por la entrada de divisas. Esto genera diversos problemas de política que son conocidos como “enfermedad holandesa” (Corden, 1984).

La pregunta que uno se puede formular es si las ventajas comparativas de América Latina son su maldición. Sin tener aún un modelo ni una idea de causalidad, intentamos analizar qué tan dependiente de los commodities se encuentra América Latina, sobre todo teniendo en cuenta el desempeño global de la región a principios del siglo XXI. La hipótesis preliminar es que sigue estando atada la suerte de estos países al sendero que sigan los mercados de los commodities. Por eso lo que se hace es ver qué

tan contemporáneos son los cambios de estructura de los commodities con breaks en cuatro de las principales variables macroeconómicas de los países de AL.

Una segunda hipótesis que se engloba dentro de la primera consiste en analizar si realmente los países son dependientes de sus commodities más fuertes, por caso los metales en Chile o la agricultura en Argentina. Usualmente se considera que son dichas commodities las que determinan los ciclos económicos y con este primer aproximamiento se podrá demostrar o refutar tal creencia.

Para ello, se tomaron datos publicados por la CEPAL (Cuadernillo 37) que provee datos desde 1950 hasta 2008, y una serie de índices de precios de commodities provenientes de la base de datos del FMI. Los índices son los correspondientes a los precios de soja, agricultura en general, energía, no energía, y metales. De ellos, solamente el de la soja representa a un bien, el resto son una canasta de commodities. Los datos que se seleccionaron de las economías de América Latina fueron cuenta corriente, balanza comercial, importaciones y exportaciones. Las economías analizadas son las de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Méjico, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela.

El foco del análisis fue pensado para analizar como afectaban los quiebres de los commodities en la cuenta corriente. Pero dado el episodio de deuda de los países analizados en la década del '80, se procedió a complementar con la balanza comercial, que no incluye el pago de intereses. Por otro lado, analizar exportaciones e importaciones permite ver que tan ligada se encuentra la dinámica del sector externo con las materias primas.

A continuación, los resultados. Se pueden ver las distribuciones de los quiebres (cantidad de quiebres hallados por año entre todos los tests). Para todas las series analizadas se puede apreciar una distribución bimodal de los breaks, con dos concentraciones de datos. Una sobre fines de los '70 y otra sobre principios y mediados de la primera década del 2000, lo cual se puede considerar consistente con los ciclos vividos en la región.

Lo interesante a resaltar en este punto es la coincidencia en la distribución bimodal entre las variables macro y los índices. La única diferencia es que al tener mayor cantidad de variables, la distribución se ve más marcada en el caso de los indicadores

macro, aunque la tendencia a aglutinarse en dos grupos se ve en los commodities.

Al final de esta subsección se pueden observar una serie de gráficos y tablas, resultado de la aplicación de los tests de quiebres estructurales. Luego de los gráficos donde se observa la distribución bi modal mencionada anteriormente, podemos ver una serie de tablas. Las mismas detallan por país y por test, que series macro fueron contemporáneas con que series de índices. La última tabla enumera todos los quiebres de cada una de las variables, por test y especifica el año y la significatividad (en KP son quiebres sugeridos).

En las tablas se pueden observar varias cuestiones. En primer lugar, en las tablas que indican años de quiebres según test, se puede ver de manera desagregada lo mismo que se observa en los gráficos de distribución: gran cantidad de quiebres hacia fines de los '70 y principios de los 2000. A pesar de tener observaciones desde 1950, no se registran casi casos sobre los '50 y '60, y tampoco parecen registrarse una cantidad significativa de quiebres en la década del '90.

En el caso de los índices, esto último es extremo. Salvo un quiebre sugerido sobre el año 2008, no se registran breaks fuera de los años '70 o 2000.

Con respecto a las tablas de contemporaneidad, se puede ver discrepancia de resultados según el test con el que se esté buscando (no se realiza análisis de contemporaneidad entre tests). En los casos del test ZA con intercepto, y el del test ZA con tendencia, se puede ver gran cantidad de casos donde coinciden los quiebres entre los índices de Soja y Energía, y en menor medida Metales y No energía. En la gran mayoría de los países, estos quiebres coinciden con quiebres en la balanza de pagos y en la cuenta corriente, y en menor cantidad de veces en las exportaciones.

El test de ZA que incluye tanto intercepto como tendencia, deja de tener relevante el caso de no energía, y pasa a tener gran cantidad de casos de contemporaneidad Energía, junto a Agricultura. Además, para el caso de Energía, se hallan casos donde hasta tres variables macro por país coinciden con el break.

Por otro lado, cuando se usa el test de BP, el índice de Metales se lleva prácticamente todos los casos de contemporaneidad, principalmente contra las variables de balanza comercial y cuenta corriente.

Finalmente, el test de KP (presumiblemente el más potente y moderno), encuentra

numerosos casos, mayoritariamente en Agricultura y Energía, y en menor medida en Soja. También, lo novedoso en comparación a los anteriores resultados aquí, es que llega a haber hasta contemporaneidad con las cuatro variables macro que se seleccionaron.

Como conclusión se puede mencionar que parece existir evidencia para asegurar que las cuentas macro económicas de los países de AL guardan una relación fuerte con la suerte que corran los precios de las materias primas. Y si esta característica es olvidada, cualquier nuevo cambio en la tendencia de precios puede poner en jaque cualquier intento de llevar a cabo un proceso de desarrollo más profundo que el que conlleva sólo una época de crecimiento fuerte.

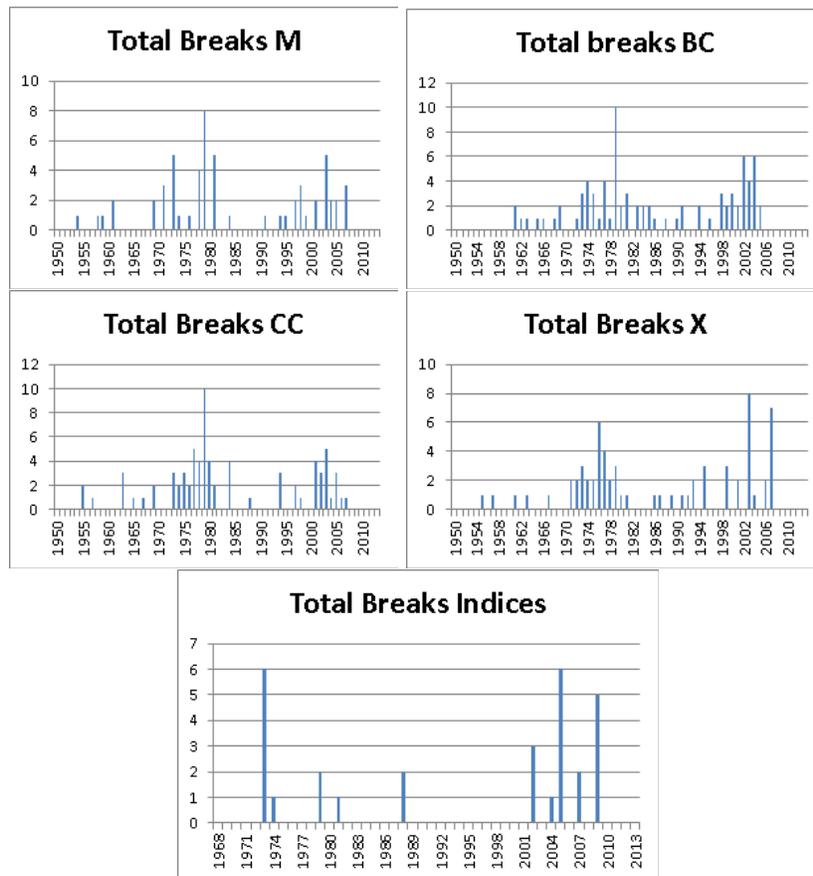
#### 4.3.1 Leyendas, gráficos y tablas

##### Leyendas de notación utilizada en gráficos y tablas.

- m: importación
- x: exportación
- cc: cuenta corriente
- bc: balance comercial
- ZA I: test de Zivot y Andrews con intercepto
- ZA T: con tendencia
- ZA I+T: intercepto y tendencia
- BP: Test de Bai Perron
- KP: Test de Kim Perron
- \*,\*\* significatividad al 5 y 1% respectivamente

Gráficos y tablas sección 4.3.

Gráfico 4.3.1. Distribución de quiebres de los índices y las variables macroeconómicas.



Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 4.3.1. Quiebres sugeridos por ZA para índices de commodities**

| ZA I      | Soja  | Agricultura | Energía | Metales | No energía |
|-----------|-------|-------------|---------|---------|------------|
| Argentina |       |             |         |         |            |
| Bolivia   | bc    |             |         |         | bc         |
| Brasi     |       |             |         |         |            |
| Chile     |       |             |         |         |            |
| Colombia  | cc,bc |             |         |         | cc,bc      |
| Ecuador   | x     |             |         |         | x          |
| México    | cc    |             |         |         | cc         |
| Paraguay  |       |             |         |         |            |
| Perú      | cc,bc |             | bc      | bc      | cc,bc      |
| Uruguay   |       |             |         |         |            |
| Venezuela |       |             | cc,bc   |         | cc,bc      |

Fuente: Elaboración Propia

**Tabla 4.3.2. Quiebres sugeridos por ZA para índices de commodities**

| ZA T      | Soja  | Agricultura | Energía | Metales | No energía |
|-----------|-------|-------------|---------|---------|------------|
| Argentina |       |             |         |         |            |
| Bolivia   | bc    |             | cc,bc   | cc,bc   | cc,bc      |
| Brasi     | m     |             |         |         |            |
| Chile     | x     |             | bc      | bc      | bc         |
| Colombia  |       |             |         |         |            |
| Ecuador   | cc,bc |             | bc      | bc      | bc         |
| México    | x     |             |         |         |            |
| Paraguay  |       |             |         |         |            |
| Perú      | x,m   |             |         |         |            |
| Uruguay   | x (2) |             |         |         |            |
| Venezuela |       |             |         |         |            |

Fuente: Elaboración Propia

**Tabla 4.3.3. Quiebres sugeridos por ZA para índices de commodities**

| ZA I +T   | Soja    | Agricultura | Energía     | Metales | No energía |
|-----------|---------|-------------|-------------|---------|------------|
| Argentina | cc      |             | x,bc,m      |         |            |
| Bolivia   | bc      |             | x,cc        | x       |            |
| Brasi     |         |             |             |         |            |
| Chile     | x       |             | x,m         | x       |            |
| Colombia  | cc,bc   |             | x (2)       | x       |            |
| Ecuador   | x,cc,bc |             | cc (2)      | cc      |            |
| México    | m       |             | bc          |         |            |
| Paraguay  |         |             | x           |         |            |
| Perú      | cc,bc,m |             |             |         |            |
| Uruguay   | x       |             | x,cc,m      | x,m     |            |
| Venezuela | cc      |             | x,bc,cc (2) | x,cc    |            |

Fuente: Elaboración Propia

**Tabla 4.3.4. Quiebres sugeridos por BP para índices de commodities**

| BP        | Soja | Agricultura | Energía | Metales   | No energía |
|-----------|------|-------------|---------|-----------|------------|
| Argentina |      | x,cc,bc     |         | x,cc,bc,m | x,bc       |
| Bolivia   |      | m           |         | bc        | m          |
| Brasi     |      |             |         | x         |            |
| Chile     |      |             |         | x,m       |            |
| Colombia  |      |             |         | x,bc,m    |            |
| Ecuador   |      |             |         | bc        |            |
| México    |      |             |         | cc,bc,m   |            |
| Paraguay  |      |             |         | x,m       |            |
| Perú      |      | x,m         |         | cc,bc     | x,m        |
| Uruguay   |      |             |         | cc,bc     |            |
| Venezuela |      |             |         |           |            |

Fuente: Elaboración Propia

**Tabla 4.3.5. Quiebres sugeridos por KP para índices de commodities**

| KP        | Soja    | Agricultura | Energía   | Metales | No energía |
|-----------|---------|-------------|-----------|---------|------------|
| Argentina | x       | cc,bc,m     | cc,bc,m   |         |            |
| Bolivia   | x,cc,bc | m           | m         |         |            |
| Brasil    | bc,m    | x,cc        | x,cc      |         |            |
| Chile     |         | x,cc,bc,m   | x,cc,bc,m |         |            |
| Colombia  |         | cc,bc,m     | cc,bc,m   |         |            |
| Ecuador   | x,m     | cc,bc       | cc,bc     | x       | x          |
| México    |         | cc,bc,m     | cc,bc,m   |         |            |
| Paraguay  |         |             | cc,bc     | cc,bc   | cc,bc      |
| Perú      | bc,m    | cc          | x,cc      |         |            |
| Uruguay   | x       | cc,bc,m     | cc,bc,m   |         |            |
| Venezuela | x,cc    | cb,m        | bc,m      |         |            |

Fuente: Elaboración Propia

**Tabla 4.3.6. Quiebres sugeridos por variable (fila) y por test (columna).**

| Variable/Test | ZA I        | ZA T         | ZA I+T       | BP     | DKP       |
|---------------|-------------|--------------|--------------|--------|-----------|
| Soja          | 1973* 2007* | 1974* 2005** | 1973* 2004*  | 2007** | 1973 2009 |
| Agricultura   | NS          | NS           | NS           | 1973** | 1981 2009 |
| Energía       | 2005*       | 2002**       | 1979** 2005* | NS     | 1979 2009 |
| Metales       | 2005**      | 2002**       | 2005**       | 2005*  | 1988 2009 |
| No energía    | 1973*       | 2002*        | NS           | 1973** | 1988 2009 |

Fuente: Elaboración Propia

**Tabla X.7. Quiebres sugeridos por variable y por test.**

| Variable/Test | ZA I   | ZA T         | ZA I+T       | BP                      | DKP       |
|---------------|--------|--------------|--------------|-------------------------|-----------|
| x arg         | 1977** | NS           | 1977**       | 1973* 95* 2003*         | 1975 2004 |
| x bol         | NS     | 2007**       | 2007**       | 1999**                  | 1975 2001 |
| x bra         | NS     | NS           | NS           | 1987* 2003*             | 1981 2001 |
| x chi         | NS     | 2007**       | 2006*        | 1967* 79* 91* 99* 2003* | 1980 2003 |
| x col         | NS     | NS           | 1978* 2007** | 1993** 2003**           | 1976 1993 |
| x ecu         | 1972** | NS           | 1972**       | 1963** 1979**           | 1971 1986 |
| x mex         | NS     | 1976**       | NS           | NS                      | 1976 1999 |
| x par         | 1977** | 1973**       | 1977*        | 1989** 1995** 2003**    | 1976 1995 |
| x per         | NS     | 2007*        | NS           | 1955** 61** 71**        | 1978 2003 |
| x uru         | 1976** | 1973* 2007** | 1976** 2006* | NS                      | 1974 2003 |
| x ven         | NS     | NS           | 2007*        | 1957** 79**             | 1974 1992 |

Fuente: Elaboración Propia

**Tabla 4.3.8. Quiebres sugeridos por variable y por test.**

| Variable/Test | ZA I   | ZA T         | ZA I+T | BP                   | DKP       |
|---------------|--------|--------------|--------|----------------------|-----------|
| m arg         | 1979** | 1971**       | 1979** | 1969* 2003**         | 1979 2001 |
| m bol         | NS     | NS           | NS     | 1973* 1979*          | 1981 2004 |
| m bra         | NS     | 2007*        | NS     | 1954*                | 1973 2005 |
| m chi         | 1979*  | 1959*        | 1979** | 1961* 69** 97* 2003* | 1981 1998 |
| m col         | NS     | NS           | NS     | 2003**               | 1981 1998 |
| m ecu         | NS     | NS           | NS     | NS                   | 1973 1998 |
| m mex         | 1978** | 1971**       | 1971** | 1984* 97* 2003*      | 1981 1994 |
| m par         | NS     | NS           | NS     | 1991** 99** 2003**   | 1976 1995 |
| m per         | 1978** | 1978** 2007* | 1974** | 1961** 73** 79**     | 1973 2005 |
| m uru         | NS     | NS           | 2007*  | 1958* 78*            | 1979 2001 |
| m ven         | NS     | NS           | NS     | NS                   | 1981 2004 |

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 4.3.9. Quiebres sugeridos por variable y por test.

| Variable/Test | ZA I         | ZA T         | ZA I+T       | BP                        | DKP       |
|---------------|--------------|--------------|--------------|---------------------------|-----------|
| bc arg        | 1965** 2002* | 1968**       | 1979**       | 1975* 83* 2003*           | 1979 2000 |
| bc bol        | 1974**       | 1972** 2001* | 1974**       | 1976* 91** 2003**         | 1973 2002 |
| bc bra        | NS           | NS           | NS           | 1977* 85**                | 1973 2000 |
| bc chi        | NS           | 2002**       | 2000*        | 1962* 1969** 1979** 1984* | 1980 2005 |
| bc col        | 1975*        | NS           | 1975**       | 1963* 69* 86* 91* 2004**  | 1980 1998 |
| bc ecu        | NS           | 2004**       | 2002**       | 1977** 85** 90** 2004**   | 1981 1998 |
| bc mex        | NS           | 1979**       | 1979**       | 1983** 94** 2003**        | 1981 1994 |
| bc par        | 1979*        | NS           | NS           | 1961** 96**               | 1977 1988 |
| bc per        | 1973** 2004* | 1978** 1999* | 1974**       | 1961** 66** 79** 2003**   | 1974 2005 |
| bc uru        | 2002*        | NS           | NS           | 1979** 84** 2004**        | 1979 2001 |
| bc ven        | 2004*        | 1977** 1998* | 1977** 1998* | NS                        | 1981 2002 |

Fuente: Elaboración Propias

**Tabla 4.3.10. Quiebres sugeridos por variable y por test.**

| Variable/Test | ZA I         | ZA T       | ZA I+T        | BP                           | DKP       |
|---------------|--------------|------------|---------------|------------------------------|-----------|
| cc arg        | 1979** 2002* | 1979**     | 1976** 2002*  | 1975* 2003**                 | 1979 2001 |
| cc bol        | 1977*        | 2001*      | 1978**        | 1955* 63*                    | 1973 2002 |
| cc bra        | NS           | NS         | NS            | 1984**                       | 1981 2001 |
| cc chi        | 1978*        | NS         | NS            | 1984**                       | 1980 2005 |
| cc col        | 1975*        | NS         | 1975**        | NS                           | 1980 1998 |
| cc ecu        | NS           | 2007*      | 1978* 2006**  | 1957**                       | 1981 1997 |
| cc mex        | 1974**       | 1969**     | 1965**        | 1963** 77** 84** 97** 2003** | 1980 1994 |
| cc par        | 1979*        | NS         | NS            | 1955** 79** 94**             | 1977 1988 |
| cc per        | 1973**       | 1978**     | 1974**        | 1979** 2003**                | 1980 2005 |
| cc uru        | 1963*        | 1967*      | 1979*         | 1979* 84** 2004**            | 1979 2001 |
| cc ven        | 1977* 2003** | 1979* 94** | 1977** 2005** | 1969* 76*                    | 1973 2003 |

Fuente: Elaboración Propia

## 5 Markov Switching

Una metodología con cierta familiaridad a la de quiebres es la de Markov Switching (MS). La noción es similar y cobra mucho sentido en series económicas: es un supuesto cuestionable que los parámetros se mantengan estables durante todo el período (supuesto que se torna más discutible mientras más larga sea la serie temporal).

En un contexto de búsqueda de quiebres estructurales se infiere que en algún momento del tiempo el proceso generador de los datos sufrió un cambio, y en el caso particular de la búsqueda de múltiples quiebres se supone la existencia de más de un cambio estructural en dicho proceso. La noción de regímenes internaliza la idea de que los cambios en las series responden a cambios de regímenes, por lo que una serie se encuentra alternando entre diferentes estados.

En un contexto de estimación de MS, los cambios de regímenes no se suponen determinísticos, sino que son el resultado de un proceso estocástico. A continuación se hará una breve descripción<sup>22</sup>.

Si se asume un modelo sencillo con dos estados, entonces

$$y_t = \mu_{S_t} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

donde la variable de estado se encuentra denotada por  $S_t = 1, \dots, k$ , es decir que tiene  $k$  estados. A su vez, se asume que el error,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2)$ . O sea que el proceso puede tener cambios en la media (a través de los switches en  $S_t$ ), como en la varianza. El caso trivial sería que el proceso tuviera solamente un estado, con lo cual se reduciría a una estimación de un modelo lineal.

Si  $k = 2$ , entonces el modelo completo tiene la siguiente representación:

$$y_t = \mu_1 + \varepsilon_t \quad \text{para el estado 1} \quad (5.2.a)$$

$$y_t = \mu_2 + \varepsilon_t \quad \text{para el estado 2} \quad (5.2.b)$$

y

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_1^2) \quad \text{para el estado 1} \quad (5.3.a)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_1^2) \quad \text{para el estado 2} \quad (5.3.b)$$

---

<sup>22</sup>Para detalles ver Hamilton (1994, cap. 22) o Kim y Nelson (1999)

El resultado es que se va a obtener un estado con mayor media que el otro, y un estado con mayor volatilidad que el otro. La interpretación se hará en función de los parámetros estimados.

La transición entre un estado y otro se determina a través de un proceso estocástico de Markov, que tiene la siguiente forma:

$$P(x_t = i | x_{t-1} = j, x_{t-2} = k \dots) = P(x_t = i | x_{t-1} = j) \quad (5.4)$$

En palabras, la probabilidad se encuentra determinada por el período anterior. Las probabilidades entonces quedan conformadas, en un proceso con dos estados, por

$$P(x_t = 0 | x_{t-1} = 0) = q \quad (5.5)$$

$$P(x_t = 1 | x_{t-1} = 1) = p \quad (5.6)$$

lo que da lugar a lo que se conoce como matriz de transición, que nos brinda las probabilidades de estar en uno u otro estado en  $t$  según el estado anterior en  $t - 1$ :

|     |           |           |         |
|-----|-----------|-----------|---------|
|     | 0         | 1         | $t - 1$ |
| 0   | q         | $(1 - p)$ |         |
| 1   | $(1 - q)$ | p         |         |
| $t$ |           |           |         |

En general para  $k$  estados,

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1k} & \dots & p_{kk} \end{bmatrix} \quad (5.7)$$

A su vez, el modelo sencillo puede ser notado con una división entre parámetros que hacen el *switch*, y parámetros que no sufren tal cambio de estado. Una manera de representar un proceso univariado de tales características,

$$y_t = \sum_{i=1}^{NnS} \beta_i x_{i,t}^{nS} + \sum_{j=1}^{NS} \phi_j s_t x_{j,t}^S + \varepsilon_t \quad (5.8.a)$$

$$\varepsilon_t \sim P(\Phi_{S_t}) \quad (5.8.b)$$

donde se puede observar el conjunto de parámetros que realizan el cambio de estado ( $S$ ) y los que no lo realizan en ningún punto de la serie ( $nS$ ). El supuesto adicional que se debe hacer (además de elegir la forma funcional) es la función de densidad del conjunto de errores<sup>23</sup>.

## 5.1 Aplicación: Comparación Argentina-Corea del Sur

Durante la década del '50 y '60 hubo varios países que comenzaron un proceso económico conocido como desarrollismo<sup>24</sup>.

Es una posición que critica la visión clásica del comercio internacional. No está de acuerdo en que una nación que comercie productos agrícolas e importe bienes industriales pueda desarrollarse. Notorio pesimismo es el que tiene hacia exportaciones de productos primarios. En contraposición, propone desarrollar (de ahí su nombre) una industria que sustituya importaciones. Para tal fin, es fundamental el rol de un Estado activo, con políticas proteccionistas y de subsidios a fin de lograr que una industria incipiente pueda sobrevivir a la competencia internacional<sup>25</sup>.

La noción de la propuesta de trabajo es: cuáles fueron las causas por las que un proceso de desarrollo pudo tener éxito en un país (el caso de Corea por ejemplo), y no lo pudo tener en otro caso (el caso argentino).

Hay varias posibles respuestas a esta pregunta.

La primera razón podría hallarse en la situación inicial notoriamente diferente en el proceso de desarrollo.

Una posible explicación es la mano de obra barata de Corea, versus una mano de obra más cara y sindicalizada como la de la Argentina post-peronismo.

Otro factor posible en la disidencia de resultados pudo deberse a la inestabilidad

---

<sup>23</sup>En las aplicaciones posteriores que se realizan siempre se trabaja con procesos univariados (no se incluye una  $x$  explicativa) y se supone distribución normal de los errores. Otras opciones sobre la especificación de los errores que el programa utilizado propone son: errores GED (por *generalized error distribution*) o distribución  $t$ .

<sup>24</sup>El siguiente es un trabajo en proceso con el Dr. Jorge Pazzi.

<sup>25</sup>Estrecha vinculación con la teoría de la dependencia, dado que para muchos de los objetivos que se proponen es necesario endeudarse con dinero proveniente de las materias primas, radicación de empresas multinacionales, etcétera.

política y económica que tuvo Argentina, frente a un plan llevado a cabo ordenadamente en Corea del Sur.

En 1959, la CEPAL mencionaba sobre Argentina:

“El país carece actualmente de recursos exteriores para importar no solo los bienes de capital más indispensables, sino también las materias primas y productos intermedios que con creciente amplitud requiere el desenvolvimiento de su industria. Además, el estado de los transportes es precario y considerable el déficit de energía eléctrica. En el fondo de este proceso de estrangulamiento de la economía argentina hay un fenómeno de insuficiente acumulación de capital. Es notoria en esos servicios básicos y en la industria y el petróleo. La producción no ha crecido como debiera haberlo hecho por no haberse realizado las inversiones necesarias; asimismo, la producción agropecuaria ha declinado por carecer de incentivos y recursos para corregir deficiencias de inversión que se venían arrastrando y agravando desde la gran depresión mundial. “<sup>26</sup>

Uno de los principales problemas económicos que debía sobrellevar era de divisas. El problema externo consistía en conseguir divisas para el proceso de industrialización, básicamente para importar bienes de capital. Y un posible error fue la ausencia notoria de las actividades agropecuarias en el plan de desarrollo nacional<sup>27</sup>, que eran las que podrían haberle facilitado divisas iniciales para desarrollar la industria pesada (la industria liviana tenía un incipiente comienzo con el peronismo). Por otro lado, la industria de sustitución de importaciones tuvo un tenue comportamiento exportador y se limitó prácticamente al mercado interno, por lo que tampoco era fuente apropiada de divisas.

Eso por el lado económico. Por el lado político: del libro de Gerchunoff y Llach:

“A lo largo de su gobierno, el presidente Frondizi intentó aprovechar al máximo el reducido margen de maniobra con que, contó, limitado como

---

<sup>26</sup>Citado en Gerchunoff y Llach (2010).

<sup>27</sup>De todos modos, el hecho de que exista un proyecto económico que no incluya el agro totalmente no era novedad del desarrollismo, sino que venía siendo una constante desde el primer peronismo.

estaba por una red de presiones que se había generado desde antes de su victoria electoral. (...) Desde un principio se notó que la habilidad que había llevado a Frondizi a la presidencia no era suficiente para independizar sus movimientos de la tutela militar y de la recelosa mirada peronista.”

En resumen, el de Frondizi era “un gobierno acosado”<sup>28</sup>. Con el peronismo proscripto por un lado, y el ojo crítico de las FFAA por el otro, lo que le quitaba legitimidad y margen de maniobra.

Por otro lado, Corea del Sur<sup>29</sup>, a la hora de implementar su proceso de desarrollo tenía una situación muy diferente. Un país que acabada de liberarse de ser colonia japonesa, con uno de los productos per cápita más bajos a nivel mundial y privado de las complementaciones productivas que tenía con el Norte (ahora bajo el ala de la URSS).

El comienzo de la década del 60 vio surgir un Estado fuerte gracias a la debilidad de las demás clases. Los trabajadores eran muy pocos, los campesinos estaban atomizados, los terratenientes despojados de sus tierras y los capitalistas eran dependientes de los favores del Estado (Amdsen, 1989).

Además, Corea del Sur contaba con apoyo externo económico y militar (principalmente por parte de los EEUU). Un gobierno fuerte, y mano de obra abundante y con relativo buen nivel educativo.

El golpe de estado en 1961 de la mano del General Park Chung Hee marcó una nueva etapa en la historia del país. El giro principal en las políticas económicas fue el cambio en la orientación desde la sustitución de importaciones, que no fue abandonada, hacia la promoción de exportaciones (Ahn y Kim, 1997).

Por ende, como se puede observar, la principal diferencia que parece existir es en cuanto a la estabilidad necesaria para poder imponer el plan de desarrollo (más allá de las falencias que puede haber tenido el proyecto argentino de desarrollo). Otra de las grandes diferencias entre estos procesos es que en Corea, se llevó a cabo un

---

<sup>28</sup>En palabras de Gerchunoff y Llach (2010).

<sup>29</sup>En la bibliografía extra se presenta una serie de trabajos que ilustran la situación de Corea del Sur, más allá de los estrictamente mencionados aquí.

proceso "outward-looking", es decir orientado a los mercados externos, mientras que en Argentina se sostenía la idea de que un mercado interno podía ser suficiente para llevar adelante el proceso (i.e. a través de las ISI, industrias sustitutivas de importación)..

Es en cuanto la posible explicación de inestabilidad que se propuso una breve aplicación. La noción es aplicar a las series de crecimiento del producto una estimación de un proceso de Markov Switching. De esta se intentará caracterizar a las series en cuanto a su estabilidad, de un modo descriptivo.

Se utilizaron las series de crecimiento de ambos países, desde 1950 hasta 2004<sup>30</sup>.

La especificación se pensó para representar un proceso univariado (al no trabajar aún con un modelo, se evitó tener que seleccionar variables explicativas) que realice cambios entre dos estados, pensando en que uno de ellos representaría el ciclo de media alta y varianza estable, y el otro un ciclo de media baja y fuertes volatilidades<sup>31</sup>.

Se puede extender en varios sentidos. A saber: por un lado, la presencia de más de dos estados. Un tercer estado podría representar la zona estable entre dos extremos: boom y depresión. Por otro lado, se puede pensar en dejar parámetros sin realizar el switch, pero esto último es difícil de justificar en una serie de crecimiento. La primera de estas extensiones fue realizada.

En la tabla 5.1 se pueden observar el resumen de los resultados obtenidos por las estimaciones. Se encuentran en dicha tabla, las medias, varianzas y duraciones esperadas para las estimaciones de ambos países, tanto para las especificaciones con dos como con tres estados.

---

<sup>30</sup> Alan Heston, Robert Summers and Bettina Aten, Penn World Table Version 6.2, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, September 2006.

<sup>31</sup> Las simulaciones se hicieron en MatLab, con los códigos provistos por Perlin (2011). El código puede ser descargado desde <http://www.mathworks.com/matlabcentral/fileexchange/15789>. También se encuentra disponible en R, en <https://r-forge.r-project.org/projects/rmetrics> bajo el nombre de fMarkovSwitching.

**Tabla 5.1. Resultados Markov Switching**

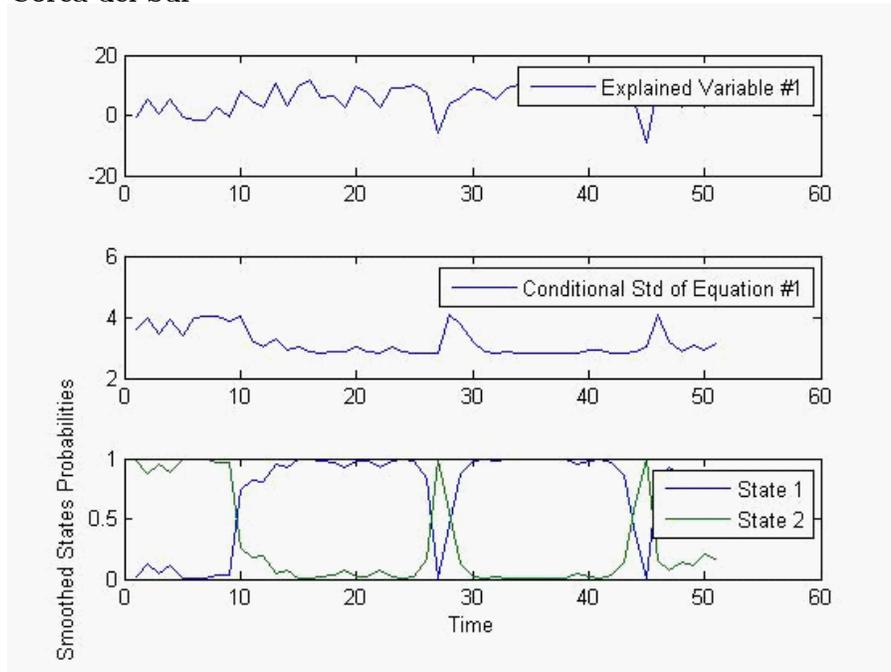
| <i>Argentina</i>  |              |              |              |
|-------------------|--------------|--------------|--------------|
|                   | Estado 1     | Estado 2     | Estado 3     |
| Media             | 3.2787***    | 0.0765       | -1.3426      |
| Varianza          | 8.491102***  | 35.30715***  | 36.049427*** |
| Duración Esperada | 1.3          | 1            | 1            |
| Media             | 3.7666***    | -5.2528***   | -            |
| Varianza          | 12.315507*** | 9.06405***   | -            |
| Duración Esperada | 3.33         | 1.53         | -            |
| <i>Corea</i>      |              |              |              |
| Media             | 6.9598***    | -7.229 ***   | 1.4994       |
| Varianza          | 7.203056***  | 14.187308    | 8.058883*    |
| Duración Esperada | 19.13        | 1            | 8.75         |
| Media             | 7.1111***    | 0.8974       | -            |
| Varianza          | 7.014099***  | 20.914101*** | -            |
| Duración Esperada | 11.85        | 3.71         | -            |

\*, \*\* y \*\*\*: significatividad al 10, 5 y 1% respectivamente

Fuente: Elaboración propia

En el gráfico 5.1 (así como también en los gráficos 5.2, 5.3 y 5.4) se puede observar a su vez tres figuras. La primera de ellas indica la serie explicada (en este caso la serie de crecimiento del producto per cápita). La segunda es el error estándar de la ecuación estimada. Finalmente, y sobre la que recae el interés en esta sección, se halla una serie con las probabilidades de ocurrencia de cada evento según el momento del tiempo (las series van desde 1950 hasta 2004, por lo que  $t_0$  es 1950).

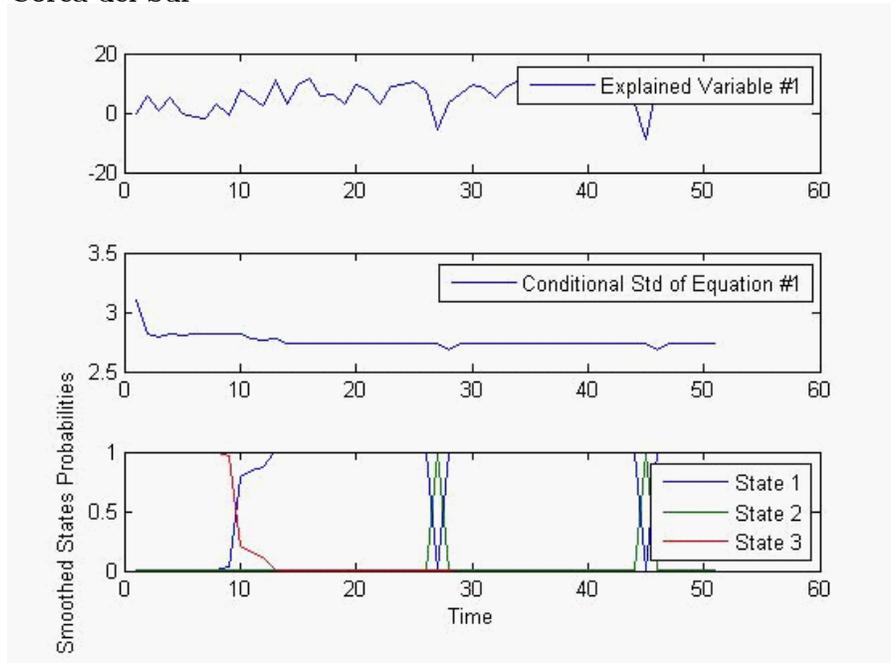
**Gráfico 5.1. Swith en media y varianza para el crecimiento per cápita de Corea del Sur**



Fuente: Estimación propia.

La aplicación empírica muestra claramente que Corea tiene una matriz de transición mucho más estable que la de Argentina: la duración esperada de cada régimen es de muchos más periodos (en este caso, años). Por otro lado, el estado que en general tiene más probabilidades de ocurrir es el de crecimiento alto. En los inicios (años '50) el periodo con esperanza de media más baja es el que más probabilidad de ocurrencia tiene. A mediados de los '60, hay un cambio y pasa a serlo el de estado de crecimiento alto. Esto se mantiene así durante todo el resto de la muestra, salvo para dos breves periodos (fines de los '70 y fines de los '90, en concordancia con la crisis del petróleo en primera instancia, y con la crisis asiática en el segundo caso).

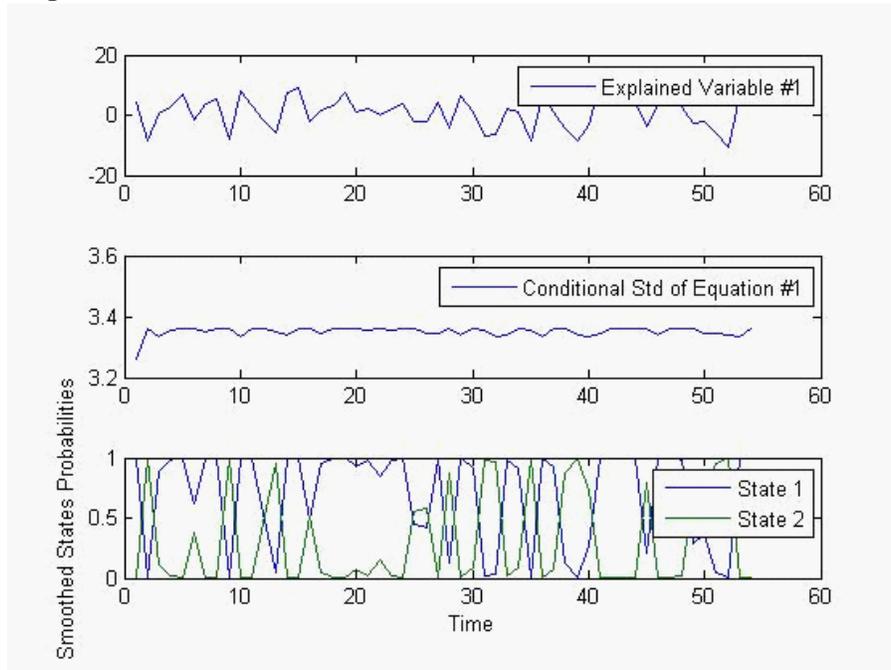
**Gráfico 5.2. Swith en media y varianza para el crecimiento per cápita de Corea del Sur**



Fuente: Estimación propia.

Para el caso de tres estados, la estimación resulta en un estado de crecimiento alto (6 puntos, el State 1), uno de depresión (con caída de 7 puntos, el State 2), y uno moderado (de 1.5, el tercer estado). Se puede observar en el gráfico 5.2 que el tercer estado tiene pocas probabilidades de ocurrencia, y que en general, salvo esporádicas caídas del producto, se mantiene siempre la probabilidad de ocurrencia del estado 1 por encima del resto.

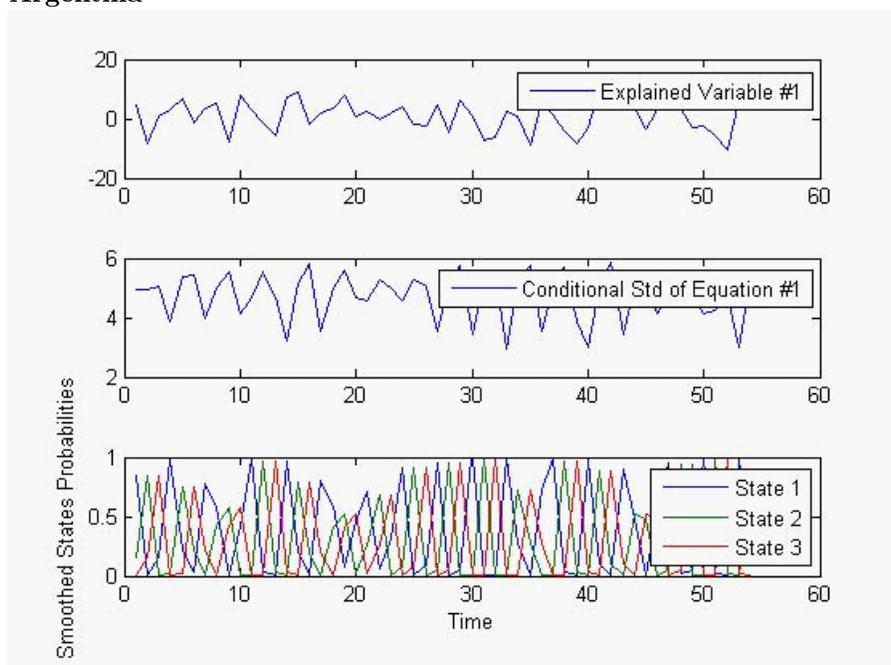
**Gráfico 5.3. Swith en media y varianza para el crecimiento per cápita de Argentina**



Fuente: Estimación propia.

Por otro lado, para el caso de Argentina, la duración esperada de cada periodo es claramente menor, con esperanzas de menos de 4 años de duración en el mejor de los casos. No se observa un patrón claro de estados de crecimiento alto o bajo, y no se ve correlación clara con crisis internacionales en la mayoría de los cambios de probabilidades, lo que sugiere que los frenos que sufrió la economía son de índole interna (posiblemente relacionados con la teoría del *stop and go*).

**Gráfico 5.4. Swith en media y varianza para el crecimiento per cápita de Argentina**



Fuente: Estimación propia.

Mismas conclusiones se arriban si se observa el gráfico 5.4, donde se nota la inestabilidad entre los tres estados. La particularidad a diferencia de Corea, es que el estado "moderado" no es de crecimiento moderado, sino de crecimiento 0 (la estimación arrojada es una media 0.07). Esto último suma a la conclusión sobre relacionar la especificación estimada con la teoría del *stop and go*: el stop es literal, i.e. 0 crecimiento.

El trabajo intenta ser un primer disparador de la posible respuesta a la que se hacía mención anteriormente. Y la posible respuesta es: la inestabilidad de Argentina es la que le jugó una mala pasada a la hora de encarar un proyecto que demanda horizontes de largo plazo.<sup>32</sup>

<sup>32</sup>Más relacionado con la sección sobre la dependencia de AL respecto de los commodities: la inestabilidad política puede estar exacerbada por la volatilidad del precio de las materias primas.

## 6 Trabajo Empírico sobre volatilidad en Mercados

### Financieros

*¿Cómo reacciona un mercado a una noticia: es mayor la volatilidad en aquellos países con mayor percepción de corrupción?*

#### 6.1 Motivación

Como se mencionó en la introducción de esta tesis doctoral, la motivación final del trabajo es presentar la posibilidad de combinar quiebres estructurales, análisis de cambios de regímenes y el concepto de contemporaneidad como una opción válida de análisis descriptivo previo a cualquier análisis de causalidad. Pero a su vez, la motivación de este capítulo final en particular se encuentra en parte resumida por la pregunta en cursiva al inicio del capítulo, es decir, si las reacciones ante noticias tanto positivas como negativas, son similares en países con una marcada diferencia en la percepción que se tiene sobre la corrupción en ellos.

Para intentar dar una aproximación a una respuesta, se utilizan por un lado las metodologías de detección de quiebres y contemporaneidades desarrolladas en capítulos anteriores, junto con los también desarrollados en esta tesis, procesos de Markov Switching. La idea del trabajo consiste en intentar caracterizar los períodos de quiebres hallados en las series bursátiles de diferentes países, según las noticias que arribaron a dicho mercado en esas fechas, y si ese quiebre se asocia con un aumento o baja de la probabilidad de aumento en la volatilidad. Se explicará en más detalle el proceso metodológico llevado a cabo más adelante en este capítulo (sub sección de Datos y Metodología).

Como marco teórico, se utilizan dos ramas distintas con la finalidad de explicar dos conceptos diferentes que intervienen en este trabajo.

Por un lado, existe una revelación de información (i.e. noticias) que es brindada por diferentes agentes económicos. En algunos casos, la información brindada será veraz, en

otros tendrá algunos detalles ocultos, y en otros se mentirá (u ocultará) información. A su vez, como un caso extremo, se puede pensar en la no-divulgación de información. Todo este proceso involucra a entidades públicas (gobiernos) y privadas (empresas e inversores), y a su vez involucra información en algunos casos pública, pero en otros tantos, privada.

Por otro lado, existe el impacto de estas noticias en la economía en general, y en los mercados financieros en particular.

Por lo expuesto, se utilizan dos ramas bibliográficas. Una, para explicar la relación en el efecto agente-noticia y otra para la relación noticia-volatilidad.

Los modelos usuales de información se basan en que recibir información correlacionada con el tipo de una firma ayuda a los inversores a hacer una actualización de sus creencias sobre la probabilidad de que una firma sea buena o mala y por ende poder ajustar el precio. Sin embargo esto sucede solamente en los casos donde la señal es informativa. Por ejemplo si la probabilidad de que una firma mala y una firma buena innoven es exactamente la misma entonces al observar que una firma innovo no hay aprendizaje sobre su tipo pero si la probabilidad de que una buena firma innova es mayor que para una firma mala entonces al observar una innovación se ajusta hacia arriba las probabilidades de que la firma sea buena.

Basándose en el mismo principio se puede interpretar que una señal es más o menos informativa en países con corrupción. Si uno asume que todas las firmas quieren mentir de la misma manera pero que las probabilidades de mentir están relacionadas con la corrupción permitida en el país entonces, que no existe corrupción hace que la noticia sea informativa pero también hace que si uno sabe que le están mintiendo y también sabe cómo le están mintiendo entonces la noticia sigue siendo informativa porque uno puede decodificar el mensaje.

Por ejemplo, si todas las firmas quieren aumentar en sus balances la relación entre activos y pasivos en un 10% y uno sabe que lo están haciendo con probabilidad 0 o 1 entonces puede saber cuál es la verdadera relación entre activos y pasivos, mientras que para valores intermedios de probabilidades de inflar dicha relación un 10%, se tiene que aproximar lo que sería la realidad y no se sabe con seguridad la verdadera situación patrimonial de una firma. En otras palabras, las áreas grises en cuanto a

corrupción plausible son las que generan luego la mayor incertidumbre acerca de la veracidad de un informe o noticia.

Si se sigue este razonamiento, entonces al momento de analizar el impacto de la corrupción y el grado de informatividad de una noticia en un mercado financiero se puede deducir que la existencia de noticias que revelan información sobre el tipo de una firma van a ser informativas cuando la corrupción es o bien muy baja o muy alta y por ende reducirán la volatilidad mientras que si la corrupción es de nivel medio entonces uno espera incrementos en la volatilidad por no saber cómo interpretar la información o por considerarla engañosa. De ser así se esperaría que la volatilidad con respecto a las noticias tenga una forma de U invertida si se mide en el eje horizontal la corrupción del país y la volatilidad en el eje vertical.

En las subsecciones que siguen, se pasará a detallar el marco teórico, luego los datos y la metodología utilizada, y finalmente se exponen los resultados hallados y las conclusiones extraídas de los mismos.

## **6.2 Marco Teórico**

La bibliografía utilizada en este capítulo puede separarse en dos grandes ramas como se mencionó en la sección 6.1. Por un lado, la revelación de noticias en un mercado y el efecto de estas noticias (ya sean reveladas por una firma o noticias de público conocimiento) en el mercado. Por otro lado, el efecto de las noticias en la volatilidad de un mercado.

En cuanto a la primera rama mencionada, los modelos de revelación voluntaria de información hacen hincapié en la decisión del agente con información preferencial de revelar tal información. Si bien parece señalización se puede decir que no lo es en sentido estricto, pues muchas veces lo que tratan de señalar no es su tipo (como sí lo es en el modelo de Spence, 1973, 1974) sino que buscan orientar al mercado en su beneficio.

Dye (1990) es considerado el trabajo seminal en la rama. Compara las políticas voluntarias de revelación de información con cuál sería la política óptima que debería imponerle el estado, para ver si “persiguen” los mismos objetivos o no en un modelo

donde existen covarianzas en los flujos de caja de las empresas.

Encuentra que divergen por 4 motivos:

1. La naturaleza de la externalidad asociada con revelar la información.
2. La relación entre la preferencia por el riesgo de los accionistas que revelan la información y los inversores externos.
3. Cuánto peso relativo se les asigna a las preferencias de los actuales accionistas y a la de los inversores externos en la función de bienestar social.
4. La estructura de la covarianza entre los flujos de caja de las empresas.

En el paper analiza el impacto de dos tipos de externalidades:

1. *Reales*: El caso en el cual que una empresa revele información genera que se modifique el flujo de caja de otra empresa (modifica la distribución de los flujos de caja de las otras empresas).
2. *Financieras*: El caso en el cual que una empresa revele información genera que se modifiquen los precios de equilibrio sin alterar el flujo de caja de otra empresa (modifica la percepción de los inversores sobre la distribución de los flujos de caja de las otras empresas, no la distribución en sí).

La principal conclusión del trabajo es que cuando la externalidad es financiera entonces no existe evidencia suficiente para que el estado intervenga. Cuando la externalidad es real entonces no se pueden extraer conclusiones generales y se debe prestar atención a las distribuciones que se utilizan en cada caso.

Dye - Sridhar (1995) utiliza como base Dye (1995). Sin embargo lo que tratan de probar es que existe comportamiento en manada a la hora de revelar información y más específicamente que tal comportamiento ocurre cuando la noticia que reciben es negativa (resultado apoyado por Acharya - DeMarzo - Kremer, 2013).

Para incorporar este comportamiento en manada asumen que si una empresa recibe información entonces todas reciben (obviamente no la misma información) excepto en el primero de sus tres modelos.

Aún con este supuesto no es suficiente para encontrar comportamiento en manada, puesto que en otros modelos todos reciben una señal y no todos la revelan o lo hacen al mismo tiempo (los siguientes trabajos mostrarán este resultado mejor).

Muestran que la política de revelación de información depende si la información que recibe la empresa es solo sobre ella (información privada) o es sobre otras empresas también (información pública en la industria). En ambos casos las empresas son proclives a revelar la información solo si esta se encuentra por encima de cierto umbral.

Otro de sus principales resultados es que en el caso de información privada el umbral disminuye cuantas más empresas reciban información mientras que en el caso de información pública en la industria el umbral aumenta con la cantidad de firmas. Aun así en ambos casos la probabilidad de que alguna empresa revele información aumenta a medida que más empresas reciben información.

Dado que una vez que una empresa recibe información entonces todas reciben, obtienen el mismo resultado que Grossman (1981) y Milgrom (1981) que predice que todas las empresas van a revelar su tipo.

Dentro de los resultados triviales encuentran que el precio esperado por las firmas que no revelan su tipo disminuye con el número de firmas en el caso de información privada y aumenta en el caso de información pública en la industria.

Existen equilibrios en los cuales si ninguna empresa revela su información en el primer periodo entonces ninguna empresa lo hará nunca. Finalmente prueban que las firmas tienden a revelar buenas noticias más rápido que malas noticias.

Lo que demuestran con su modelo es que la probabilidad que una empresa revele su información aumenta con el número de empresas y como los inversores saben que todas estas recibieron información, si una lo hizo entonces todas revelan su tipo.

Kremer y Skrzypacz (2004) consideran el impacto de la revelación pública de información en la señalización y el intercambio en un modelo dinámico. Los compradores le ofrecen un precio al vendedor que posee información privada sobre el valor de su único bien y estos deben aceptarlo o no, siendo costoso demorar el intercambio.

Si la señal pública no revela toda la información entonces se da una discontinuidad en los intercambios justo antes de que sea emitida debido a la formación un de mercado

de lemons.

Si la señal pública revela toda la información entonces los intercambios son continuos pero hay una discontinuidad en precios.

Fuchs y Skrzypacz (2013) analizan los aspectos positivos y negativos de intercambios dinámicos. Se centran en cuestiones de eficiencia principalmente aunque sus resultados más importantes se refieren a diseño de mercados.

Los vendedores disponen de un activo único e indivisible que desean vender. Ellos deben aceptar o rechazar el precio que les ofrece el mercado y si demoran la compra incurren en un costo de espera. Los compradores utilizan la información en cada periodo para decidir sus ofertas.

Como aspecto positivo del intercambio dinámico encuentran que más tipos venden sus bienes (con respecto al modelo estático de Akerlof (1970)). Negociar continuamente les permite a los vendedores revelar su tipo demorando la venta.

El aspecto negativo, y fundamental en su trabajo, es que al haber futuras chances de vender el bien la selección adversa se exagera a la vez que menos tipos venden su bien en el momento 0. Siempre tienen incentivos a demorar el intercambio porque esperan que el precio ofrecido suba.

Como principal resultado encuentran que el intercambio continuo siempre es superado, en términos de bienestar, por otro tipo de mercado, por lo cual es conveniente cerrar el mercado durante un lapso de tiempo. En otras palabras: Es mejor restringir las oportunidades de intercambio.

Acharya, DeMarzo y Kremer (2013) consideran la revelación de información de una empresa cuando el CEO tiene discreción el cuanto al momento de revelarla y como esa discreción se ve afectada por información general sobre el estado de la economía.

En su modelo las firmas reciben información (pasan a conocer el valor neto de su flujo de caja) en periodos aleatorios, y en forma independiente, por lo cual los inversores no saben si la firma recibió o no información y cuándo lo hizo dado que las empresas no necesariamente la van a revelar apenas recibida.

Encuentran que malas noticias sobre el estado de la economía genera la liberación de mucha información por parte de las empresas, mientras que buenas noticias tienden a desacelerar el proceso de liberación de información.

La intuición es sencilla. Dado que no se sabe cuándo reciben señales cuando un director revela información sobre su firma entonces su valor es la información que reveló, mientras que si no lo hacen es el valor esperado de la firma. Dicho modelo genera que exista un umbral por encima del cual conviene revelar y por debajo del mismo no. Además a medida que avanza el tiempo los inversores asumen que se recibió información con mayor probabilidad y por ende el valor esperado de una firma que aún no reveló su tipo va bajando. Así se logran que las firmas vayan revelando su tipo a través del tiempo.

Cuando la noticia sobre el estado de la economía es buena entonces el umbral sube porque aumenta el valor esperado de las firmas que no revelaron información y por ende se desacelera la liberación de información. Cuando la noticia es mala entonces el umbral baja y muchas empresas revelan su información de golpe para diferenciarse.

Como conclusiones generales de los trabajos mencionados sobre revelación de información, se puede concluir que tres particularidades.

En primer lugar, los cinco trabajos mencionados se basan en modelos en los cuales el gerente de una firma dispone de información preferencial y debe decidir qué hacer con ella, si revelarla o no, cómo revelarla, cuándo revelarla y por qué revelarla.

En segundo lugar, la modelización general implica definir un umbral que define si conviene revelar la información o no (en algunos trabajos esto significa vender el bien o no). Una vez definido tal umbral (o luego de probar su existencia) el análisis se centra en las características del mercado sabiendo que los managers siguen tal estrategia.

Finalmente, el impacto de una señal de conocimiento público parece implicar mejoras en el bienestar (principalmente a través de mejorar la eficiencia) aunque ningún autor se hace tal pregunta directamente.

Es en función de esta última conclusión que se estipula el trabajo descriptivo que cierra la presente tesis.

Existe a su vez, una extensa literatura relacionada al arribo de noticias a un mercado y su consecuente impacto en la volatilidad (en general de los retornos en esos mercados). Entre estos trabajos se pueden mencionar los trabajos de Engle y Ng (1993), Campbell y Hentschel (1992), Braun, Nelson y Sunier (1995), Ederington y Lee (1993), Maheu y McCurdy (2003), Lin y Zhu (2004), entre otros. La principal car-

característica de esta serie de trabajo es realizar distintas especificaciones con modelos de heterocedasticidad condicional, notados como GARCH. La diferencia en estos trabajos es que lo que se consideran noticias, son las específicamente ligadas a los retornos de los activos. En este trabajo, a riesgo de perder más precisión, se seleccionan los índices bursátiles en contraste con noticias globales (i.e. que van más allá del ámbito financiero).

Una regularidad que encuentra esta literatura sobre arribo de noticias es que la volatilidad causada sobre los retornos por noticias negativas tiende a ser más duradera que la causada por noticias positivas<sup>33</sup>. Campbell, Lettau, Malkiel, y Xu (2001) encuentran que la volatilidad a nivel firma aumentó considerando el período 1962-1997, pero por otro lado la volatilidad a nivel mercado o industrial permaneció relativamente estable.

Además surgió interés en los efectos de lo que se conoce como high-frequency trading, HFTs (traducido como negociación de alta frecuencia), en la volatilidad de un mercado. En este ámbito de investigación, Martínez y Rosu (2013) encuentran una serie de resultados al respecto. En primer lugar, que los HFTs son los que generan la mayor parte de la volatilidad en un mercado. En segundo lugar, la información de la cual se valen pierde valor rápidamente. Además, a mayor cantidad de HFTs, mayor es la volatilidad (en clara relación al primer resultado hallado por estos autores).

A continuación se presenta la metodología y los datos utilizados en este capítulo.

### 6.3 Datos y Metodología

La noción es la siguiente: en cuanto a términos de eficiencia, un mercado con menor volatilidad de precios sería preferido a otro con altas varianzas. Se supone que mientras mayor información exista la volatilidad debería disminuir. Pero la pregunta aquí es qué sucede si se tiene en cuenta además la calidad institucional de un país. En otras palabras, qué sucede en una economía donde los márgenes para mentir son más amplios

---

<sup>33</sup>Lo que se conoce como T-GARCH, que capta asimetrías cuando  $u < 0$  para testear apalancamientos.

(incluyendo el margen de maniobra para falsear balances por parte de las firmas, por ejemplo).

El trabajo que se hace aquí consiste en tomar 15 economías, seleccionadas de acuerdo a su grado de percepción de corrupción. Para tal fin, se utilizan los datos suministrados por *www.transparency.org*<sup>34</sup> y la base de datos provista por el Banco Mundial sobre *governance*<sup>35</sup> (o gobernabilidad). En este último caso, específicamente utilizando el ítem sobre “control de corrupción”<sup>36</sup>. Los 15 países se dividen de la siguiente manera: 5 países con percepción de corrupción alta, 5 con niveles medios de percepción, y los 5 restantes con niveles percibidos bajos. Las economías se muestran en la tabla 6.1, junto con los indicadores que las ubican en cada grupo.

La metodología seleccionada para este análisis descriptivo utiliza las herramientas ilustradas a lo largo de esta tesis. En primer lugar, se realizó una estimación de los posibles quiebres estructurales que presenta cada uno de los países seleccionados. Los resultados se pueden ver en la tabla 6.2.

En segundo lugar, el trabajo realiza una estimación de Markov Switching similar a la de la sección de Argentina y Corea, pero en este caso se realizó con dos estados que hacen el switch en varianza solamente (en general).

Un comentario a hacer aquí es porqué si se intenta ver cambios en la volatilidad no se recurre a especificaciones del tipo GARCH. Diebold (1986) menciona que quiebres estructurales en varianza que no son tomados en cuenta por el investigador se verán como efectos de un modelo ARCH si toda la muestra es utilizada. En otras palabras, puede pasar que tomando sub muestras (determinadas por el quiebre) no haya efectos ARCH y con la muestra completa sí los haya. Entonces lo que puede estar sucediendo es que el proceso sufrió un quiebre en la varianza y luego puede estar retornando al estado inicial. Por eso sería un error estimar un modelo GARCH cuando existen cambios de regímenes y haya diferentes distribuciones que estén generando los datos

---

<sup>34</sup><http://www.transparency.org/cpi2013/results>

<sup>35</sup>[www.govindicators.org](http://www.govindicators.org)

<sup>36</sup>En la tabla 6.1, en la última columna se observa el promedio para el período 1996-2010, de manera de capturar el fenómeno de corrupción con más dinámica que el ranking 2013. De todas maneras, los valores promedios de esos 15 años mencionados conciden con las posiciones del 2013, por lo que se nota lo estructural que es un problema de corrupción.

Tabla 6.1. Muestra de países seleccionados

| País          | Índice Seleccionado | Corrupción Percibida | #Transparency.org 2013 | Estimación media corrupción WB |
|---------------|---------------------|----------------------|------------------------|--------------------------------|
| Nueva Zelanda | DJ NZ               | Baja                 | 1                      | 2.35                           |
| Reino Unido   | FTSE 100            | Baja                 | 14                     | 1.90                           |
| Chile         | Inter 10            | Baja                 | 22                     | 1.42                           |
| Canadá        | S&P TSX             | Baja                 | 9                      | 2.05                           |
| EEUU          | Nasdaq              | Baja                 | 19                     | 1.52                           |
|               | Dow Jones           |                      |                        |                                |
| Italia        | FTSE MIB            | Media                | 69                     | 0.33                           |
| Sudáfrica     | FTSE Top 40         | Media                | 72                     | 0.40                           |
| Brasil        | BOVESPA             | Media                | 72                     | -0.03                          |
| Perú          | FTSE Perú           | Media                | 83                     | -0.27                          |
| Corea del Sur | KOSPI               | Media                | 46                     | 0.41                           |
| Argentina     | MERVAL              | Alta                 | 106                    | -0.40                          |
| Kenia         | FTSE NSE Kenya 25   | Alta                 | 136                    | -0.95                          |
| Uganda        | Uganda All Share    | Alta                 | 140                    | -0.82                          |
| Pakistán      | FTSE Pakistán       | Alta                 | 127                    | -0.94                          |
| Rusia         | MICEX               | Alta                 | 127                    | -0.92                          |

Fuente: Elaboración propia en base a datos citados.

en distintos momentos del tiempo.

Una alternativa son los modelos ARJI, es decir modelos con saltos de intensidad (*jump intensity*), que modelan similar a un GARCH, pero con un ponderador en el error que genera los "saltos" en la volatilidad. En este caso, de vuelta ocurre lo mismo que en el caso anterior, ya que el error sigue siendo estimado bajo la misma distribución, lo que provocaría seguir obviando los quiebres estructurales que se asumen<sup>37</sup>.

Otra de las razones por las que no se trabajó con estimaciones de GARCH, es que el interés está radicado en qué sucede específicamente en los momentos en que las series bajo estudio presentan quiebres significativos (con respecto a la volatilidad) y no necesariamente la dinámica completa de toda la serie. Además, el interés en el mercado bursátil es en su rol de reflejo o indicador de la situación general de la economía, y no estrictamente en su rol financiero.

Finalmente, como tercer paso se buscaron noticias de índole política y económica contemporáneas a los quiebres sugeridos por los Tests de breaks utilizados. Para ello se recurrió a los principales portales de noticias internacionales y de los países analizados. Se pasó a catalogar las principales noticias económicas (informe de PBI, desempleo, fusiones, etc.) y políticas (e.g. elecciones, renunciaciones de ministros, hechos de corrupción).

Luego, estas noticias encontradas fueron catalogadas como noticias que por sus características puedan ser catalogadas como buenas, malas o neutras.<sup>38</sup>

Las noticias fueron puntuadas con valores entre -2 y 2, según qué tan buena o mala resultaría dicha noticia para la economía en cuestión.

La idea es contrastar los momentos en que las probabilidades del estado con mayor volatilidad sobrepasan a las de menor volatilidad (i.e. las chances de estar en un estado de mayor volatilidad son más altas) con los quiebres analizados. Si son contemporáneos entonces analizar la/s noticia/s relevantes sobre esa economía en esa fecha.

---

<sup>37</sup>De hecho, en todos los casos bajo estudio las series presentaron quiebres significativos.

<sup>38</sup>No se presentan las noticias y saldo de las mismas en este trabajo debido a la cantidad de las mismas. Se seleccionaron 102 noticias, de las cuales solamente 18 no resultaron contemporáneas a los quiebres y cambios de probabilidad de estado. Sin embargo, algunos ejemplos para ilustrar cómo se procedió son mostrados en la tabla 6.2.

Resumiendo, los pasos seguidos fueron:

1. Estimación de quiebres estructurales.
2. Estimación de un MS con switch en Varianza.
3. Búsqueda de contemporaneidades entre los resultados en 1 y 2.
4. Búsqueda de noticias en los períodos hallados en 3.
5. Evaluación de las noticias y confección del índice "saldo".
6. Contraste de las noticias según si el quiebre implica un aumento o baja de la volatilidad, y teniendo en cuenta el nivel de corrupción percibida en el país en el cual se originó la noticia.<sup>39</sup>

La intención final es intentar ilustrar si existen ciertos casos en que mayor información en un mercado, termina acarreado mayor volatilidad. Pero particularmente, si este fenómeno es más marcado en economías con mayor percepción de corrupción.

## 6.4 Resultados

Se estimaron los quiebres de todas las series bajo estudio en este capítulo. Estos resultados se pueden observar en la tabla 6.3. Los números que se observan corresponden al número de día laboral del año 2013. En los casos de BP y KP en algunos casos se observan más de un quiebre significativo. Para el caso de Clemente, por defecto (y para contrastar con ZA) se tienen dos quiebres.

El siguiente paso fue estimar los procesos de Markov para cada uno de los índices bursátiles. La especificación utilizada fue de dos estados, con switch en varianza. De estas estimaciones lo que se tomó fueron los momentos del tiempo en que una probabilidad (sea de estado 1 o 2) supera a la otra, indicando de alguna manera que es más probable el cambio de estado en ese momento del tiempo. Los resultados de

---

<sup>39</sup>El contraste es realizado a través de comparar las medias. No se realiza regresión alguna ya que al ser variables generadas y no existir un modelo subyacente, la elección de qué forma funcional estimar y qué variables incluir sería *ad hoc* en demasía, dificultando las conclusiones de dicha estimación.

las estimaciones de Markov Switching pueden ser observados en los gráficos que se encuentran en el apéndice.

Luego, se contrastaron los casos en que existía cambios en las probabilidades, que indicaban mayores chances de cambiar de estado, y se contrastaron estos períodos con los quiebres encontrados. Finalmente, para cada uno de los países analizados se buscaron las principales noticias que ocurrían en esos momentos, tanto políticas como económicas.

Como se mencionó en la sección anterior, las noticias fueron calificadas con un índice (denotado como saldo) que toma valores entre -2 y 2, siendo -2 muy mala noticia y 2 muy buena noticia. El 0 da cuenta de una noticia neutral, y -1 y 1 corresponden a noticias levemente malas y buenas respectivamente. Un ejemplo de cómo se trabajo puede verse en la tabla 6.2.

Algunas de las principales cuestiones encontradas pueden ser halladas en la tabla 6.3.

El principal hecho que surge es que la volatilidad parece ser mayor en los países donde la corrupción percibida según el índice elaborado por *transparency.org* se encuentra en el medio de la distribución. Es decir, la cantidad de veces que el quiebre indicaba que la volatilidad estaba en alza fue mayor a la cantidad de veces que indicaba lo contrario. A esto último, hay que sumarle que el saldo de las noticias es en promedio positivo.

**Tabla 6.3. Sumario de estadísticas**

| Nivel de corrupción | Observaciones | Media Volatilidad | Media Saldo |
|---------------------|---------------|-------------------|-------------|
| Alto                | 33            | 0.4242            | 0.0606      |
| Medio               | 38            | 0.6316            | 0.4211      |
| Bajo                | 30            | 0.4667            | -0.1        |

Fuente: Estimación propia

Como contraste, las "colas" de la distribución, es decir los países de menos corrupción y los países de más corrupción percibida presentan volatilidades similares

Tabla 6.2. Ejemplos de confección del saldo de noticias

| País        | Corrupción | Fecha            | Volatilidad | Contemporaneidad | Noticia                              | Saldo |
|-------------|------------|------------------|-------------|------------------|--------------------------------------|-------|
| Argentina   | Alta       | 160 (Septiembre) | SUBE (1)    | SI               | Elecciones (Primarias)               | -1    |
| Brasil      | Media      | 100 (Junio)      | SUBE (1)    | SI               | Crecimiento menor del esperado       | -1    |
| Canadá      | Baja       | 60 (Abril)       | BAJA (0)    | SI               | 54000 nuevos desempleados en Marzo   | -2    |
| Chile       | Baja       | 70 (abril)       | BAJA (0)    | SI               | Buenas proyecciones precio del cobre | 2     |
| Corea       | Media      | 170 (septiembre) | BAJA (0)    | SI               | Récord de crecimiento en 2 años      | 2     |
| EEUU        | Baja       | 40 (febrero)     | BAJA (0)    | SI               | Mejor nivel de desempleo en 4 años   | 1     |
| Kenia       | Alta       | 185 (septiembre) | SUBE (1)    | SI               | Ataque a un Shopping                 | -2    |
| Reino Unido | Baja       | 45 (marzo)       | BAJA (0)    | SI               | Pierde nota AAA-                     | -2    |

Fuente: Elaboración Propia

Nota: Se obviaron casos de no contemporaneidad para ejemplificar, dado que no interesan en esos casos las noticias.

**Tabla 6.3. Quiebres sugeridos para los índices bursátiles**

| Pais          | ZA I | ZA T | ZA I+T | CAO | CIO | BP  | KP  |           |         |
|---------------|------|------|--------|-----|-----|-----|-----|-----------|---------|
| Nueva Zelanda | 225  | 219  | 210    | 79  | 189 | 37  | 125 | 41,180    | 126     |
| Reino Unido   | 104  | 43   | 102    | 114 | 125 | 116 | 119 | 78,41,200 | 117     |
| Chile         | 172  | 152  | 172    | 68  | 114 | 59  | 107 | 64,110    | 171     |
| Canadá        | 62   | 119  | 105    | 70  | 192 | 120 | 194 | 199       | 71,118  |
| EEUU          | 196  | 119  | 111    | 87  | 193 | 119 | 194 | 131       | 193     |
|               | 149  | 45   | 156    | 71  | 210 | 36  | 194 | 83        | 117     |
| Italia        | 173  | 42   | 108    | 144 | 188 | 19  | 172 | 179       | 23,39   |
| Sudáfrica     | 53   | 66   | 54     | 148 | 192 | 142 | 193 | 152       | 110,239 |
| Brasil        | 150  | 113  | 150    | 110 | 146 | 99  | 148 | 101       | 123     |
| Perú          | 73   | 133  | 121    | 77  | 118 | 71  | 119 | 87        | 73,136  |
| Corea del Sur | 166  | 118  | 166    | 109 | 168 | 105 | 164 | 172       | 131,160 |
| Argentina     | 162  | 108  | 83     | 168 | 196 | 142 | 160 | 163       | 214     |
| Kenia         | 110  | 61   | 110    | 50  | 195 | 42  | 183 | 59        | 47      |
| Uganda        | 46   | 88   | 109    | 51  | 95  | 44  | 107 | 47        | 96      |
| Pakistán      | 91   | 111  | 91     | 97  | 218 | 89  | 208 | 93,216    | 104     |
| Rusia         | 169  | 70   | 95     | 56  | 173 | 47  | 167 | 52,170    | 94,168  |

Fuente: Elaboración propia en base a datos citados.

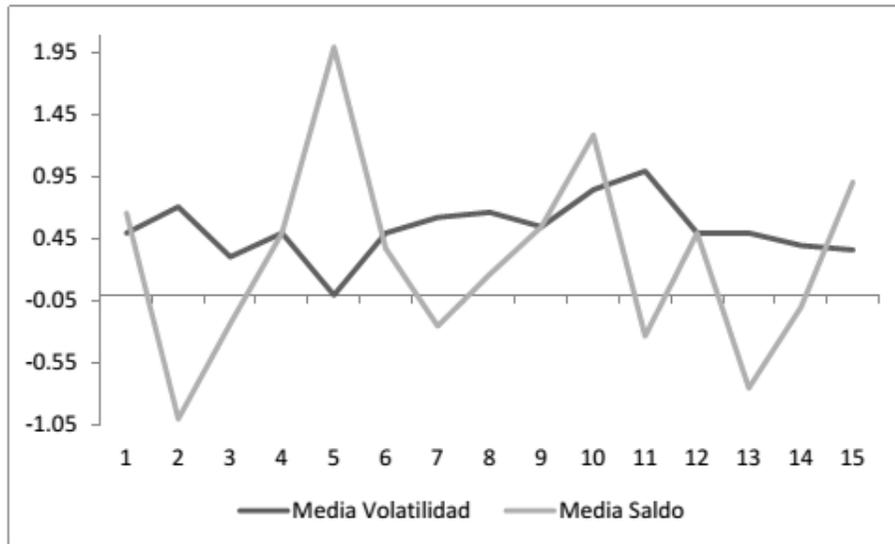
(levemente mayor en el caso de los de mayor corrupción, pero un test de medias arroja que estadísticamente no es diferente). A su vez, el saldo de noticias que presenta se encuentra muy equilibrado, levemente positivo en un caso (0.06 para los de menor corrupción) y negativo en el otro (-0.1).

O sea que se podría estar observando una curva en forma de U invertida en cuanto a la volatilidad generada por las noticias en función de la corrupción existente en una economía.

En los gráficos 6.1 y 6.2 se puede observar gráficamente esta idea. En ambos, el eje de las ordenadas representa el orden entre los 15 países según su posición en el ranking de percepción de corrupción. En el primero de ellos se compara la volatilidad y el saldo de las noticias (la media por país), y en el segundo se puede ver solamente la media de la volatilidad, pero con una línea de tendencia polinómica. Se ve allí un indicio de U invertida.

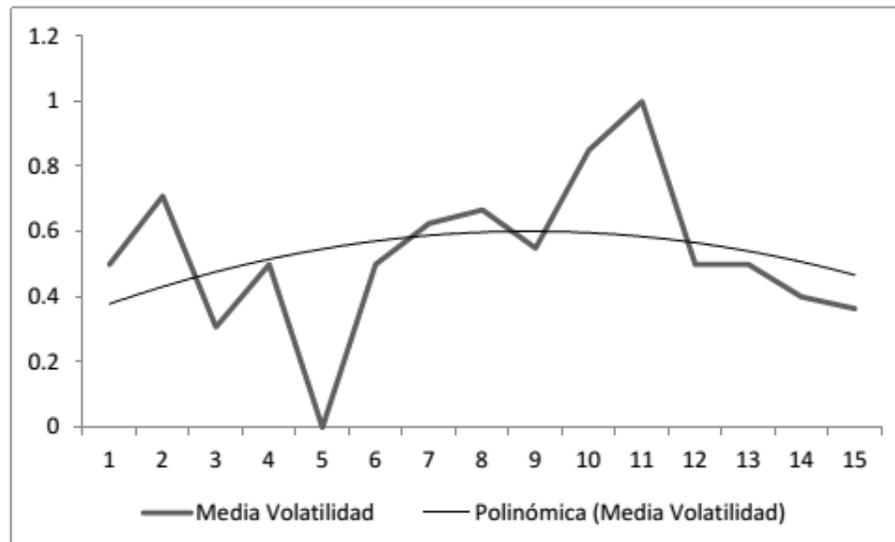
Si se generan dos grupos de países, de manera que por un lado queden los de corrupción media y por el otro los de alta y baja, un simple test de medias nos arroja que la diferencia es significativa al 10% (p-value de 0.06). La diferencia se mantiene con una significatividad del 10% en caso de testear al grupo medio contra solamente el alto, o solamente el bajo. Finalmente, las diferencias no son significativas entre alto y bajo. Quizás con más países en cada grupo, los resultados puedan ser más precisos (i.e. rechazos en 5 o 1% de significatividad).

Gráfico 6.1. Medias de la indicadora de volatilidad y el índice de saldo de noticias, por país, ordenado por el ranking de corrupción.



Fuente: Elaboración Propia.

Gráfico 6.2. Media de la indicadora de volatilidad y línea de tendencia polinómica, por país, ordenado por el ranking de corrupción.



Fuente: Elaboración Propia.

**Tabla 6.3 (Cont). Sumario de estadísticas**

| Variable          | Volatilidad alta | Volatilidad baja |
|-------------------|------------------|------------------|
| Media Saldo       | 0.0193           | 0.2858           |
|                   | saldo>0          | saldo<0          |
| Media Volatilidad | 0.4443           | 0.5938           |

Fuente: Estimación propia

Sin embargo, a pesar de que se observe que en las economías con corrupción de nivel medio las noticias tienen un saldo neto positivo, observando las medias en la muestra completa, se observa que las noticias buenas tienden a identificarse en momentos donde baja la volatilidad (saldo medio de 0.02 versus 0.29 de saldo según se esté en un momento de alta y baja volatilidad respectivamente). Por otro lado, la otra cara de la misma moneda indica que la volatilidad media es de 0.44 contra 0.59 si los saldos son positivos o negativos<sup>40</sup>.

## 6.5 Conclusiones

En pos de responder la pregunta que se hace en el inicio de este capítulo, se utilizaron las metodologías de tests de quiebres estructurales y Markov Switching explicadas (y aplicadas) en capítulos anteriores.

Uno pensaría a primera impresión que la relación corrupción-volatilidad sería monótona (y creciente), pero el principal resultado parece indicar una presencia de lo que se podría llamar una curva de *Laffer* para la relación Corrupción-Volatilidad.

Como se mencionó en la sección 6.1, la argumentación de tal relación iría en la siguiente línea: En los países donde se perciben niveles de corrupción bajos, el marco institucional en el que se desarrolla la economía le da al agente económico mayor certidumbre. Es por eso que, si bien existen turbulencias, la volatilidad que genera

<sup>40</sup>Nótese que se excluye el saldo 0 en estas medias calculadas.

no es alta (al menos en comparación). Puesto esto en el ámbito de la literatura de revelación de información, los agentes no ven (o ven improbable) que los datos sean falseados o haya gran cantidad de información oculta. Esto último genera una cierta sensación de certidumbre como resultado.

En la otra "cola" de la distribución de países corruptos, aquellos con altos niveles percibidos por su población, tienen a su vez una volatilidad similar al primer grupo (al menos en los resultados obtenidos en este trabajo). La explicación radicaría probablemente en que, los individuos saben casi a ciencia cierta del nivel de corrupción existente, y de las facilidades de las firmas en mentir u ocultar información. Esto genera también, paradójicamente, cierto nivel de certidumbre.

El caso opuesto a los otros dos, y que le da forma a la curva, es el caso intermedio. En esta situación, se encuentran países que por momentos presentan acciones que buscan fortalecer las instituciones, pero por otro lado, existen ciertos hechos de corrupción, o márgenes para mentir debido a no tener una fiscalización rigurosa del mercado y del Estado. En este caso, el agente observa una noticia y el ajuste parece ser mayor, porque hay posibilidades de que haya información oculta.

En otras palabras, la U invertida se podría estar dando por una cuestión de certidumbre. El agente reconoce un gobierno o marco institucional corrupto y uno que no lo es, pero genera mayor incertidumbre uno a mitad de camino.

Se le suma a esto además el hecho de que la mayor volatilidad en los países "medios" en percepción de corrupción fue acompañada por buenas noticias en general. La pregunta que ronda en esos casos seguramente es "¿cuánto de cierto hay en la situación favorable?"<sup>41</sup>.

Varios puntos se pueden mencionar con respecto a posibles falencias y extensiones de este enfoque.

En primer lugar, la muestra se conformó de manera *ad hoc* en 15 países y se intentó que haya países de diferentes continentes y culturas en dicha muestra. Pero es sólo una muestra y por ende los resultados quedan atados a ella y al período analizado. Habría que analizar qué tan robusta es la U invertida hallada si se pasa, por ejemplo, a 10

---

<sup>41</sup> Aquí se puede traer a colación la aplicación sobre la dependencia de AL en commodities. "*¿Cuánto del boom es durable?*" (Pregunta que no se intenta responder en este trabajo).

países en cada rango de corrupción (i.e. 30 en total). Pero vale decir en este punto que en general las economías representadas representan en buena parte a su región geográfica y la situación en general que dicha región vivió durante el 2013.

En segundo lugar, las conclusiones también quedan condicionadas por el saldo seleccionado en cada noticia. Este impacto de subjetividad se intentó minimizar al no poner un gran intervalo de valores. El criterio sobre lo positivo o negativo de una noticia además estuvo condicionado por el enfoque editorial de la noticia, aunque este sesgo ya es mucho menor al de la confección del índice.

Finalmente, una posible extensión se podría hacer con respecto a la metodología. Por un lado, se realizaron diferentes tests de quiebres estructurales para robustecer el resultado, pero por el otro lado, como estimación de cambio de regímenes se utilizó un MS. A posteriori se podría pensar en incluir un conjunto de variables explicativas que sean las que definan el threshold. Se pueden tener en cuenta especificaciones del estilo STAR (*Smoothed Transition Auto Regressive*). La razón de lo estrecho de la especificación de swithing se debe en parte a ser un trabajo puramente descriptivo, y al carecer de un modelo, la elección de las variables explicativas quedaría injustificada.

## 7 Comentarios Finales

Esta tesis se planteó con el objetivo de presentar una serie de aplicaciones empíricas en el ámbito de quiebres estructurales.

En primer lugar se presentó una serie de pruebas de Monte Carlo para los tests de quiebres endógenos que se utilizan luego a lo largo del trabajo. La idea fue presentar las propiedades de muestra finita de dichos tests sobre DGPs que presenten características similares a las series luego analizadas (i.e. en general series univariantes como flujo de capitales, productividad de los factores, índices de precios, crecimiento económico o índices bursátiles).

En cuanto a estas simulaciones, una de las conclusiones que se puede sacar en blanco (sin repetir las conclusiones de dicho capítulo) es que si uno trabaja con series de tiempo lo suficientemente extensas no debería preocuparse en demasía por la robustez de los resultados, salvo en aquellos casos en que sea posible la existencia de autocorrelación.

A continuación se pasó a ilustrar la aplicación de estos tests sobre una serie de trabajos empíricos que lo que hacen es buscar contemporaneidades entre quiebres estructurales y distintos eventos económicos (crisis, cambios de política económica, etc.). Una de las utilidades que se resalta a la hora de buscar patrones de contemporaneidad es graficar una distribución de quiebres encontrados. Esto último permite ver a grandes rasgos el comportamiento de la variable en cuestión (e.g. la distribución bimodal encontrada en el análisis de quiebres en los índices de precios de varias canastas de commodities).

Luego, se presentó brevemente y a grandes rasgos la estimación de estados a través de procesos de Markov (i.e. Markov Switching). En su condición de hallar las proba-

bilidades de encontrarse en un estado u otro de la economía en determinado momento del tiempo (dependiendo de la especificación utilizada las características que tendrá cada estado estimado). Una aplicación de tal metodología mostró ser útil a la hora de caracterizar una serie en cuanto a su estabilidad (y sus consecuencias, como en el caso de el obstáculo que significó para el desarrollismo en Argentina).

Finalmente, la tesis concluye con una convergencia entre estas dos metodologías. Una aplicación sobre cómo reaccionan los mercados, en cuanto a su volatilidad, con el arribo de noticias. La novedad en este trabajo es el cambio de perspectiva. Por un lado la metodología en general utilizada por la bibliografía trabaja con modelos GARCH y noticias específicamente financieras, y por el otro la revelación (o no) de información es hecha por las firmas. En este caso se tomó un marco más amplio, de manera de trabajar con el índice bursátil y de contrastarlo con noticias más generales del país en cuestión, teniendo en cuenta el grado de corrupción (y el control sobre ella) que se percibe en dicha economía<sup>42</sup>.

Más allá de las conclusiones específicas sobre la aplicación que se encuentran desarrolladas en las conclusiones del capítulo 6, se pueden realizar algunos comentarios con respecto a la combinación de las dos técnicas utilizadas. En primer lugar, es de notar que los quiebres sugeridos por ambas metodologías coinciden en la gran generalidad de los casos <sup>43</sup>. A su vez, MS permite caracterizar los quiebres encontrados, sin necesidad de incorporar más variables ni asumir un modelo subyacente <sup>44</sup>. Como se observó, en el caso de especificar un MS con cambios de estado según la varianza, fue posible asignar quiebres que implicaban un aumento o disminución de la volatilidad (de la probabilidad de la misma, aunque en general estos cambios de probabilidad terminan convergiendo a valores cercanos a la unidad).

---

<sup>42</sup>El concepto de corrupción es amplio y se puede entender como corrupción tanto empresarial como política, o incluso de agentes con capacidad de mentir. Ver por ejemplo Delbianco - Fioriti (2013): "Is our aversion to risk invariable? Experimental evidence with competition modifications", Working Paper.

<sup>43</sup>Extendiendo el quiebre de concepto en Markov Switching como cambio de probabilidades entre un estado y otro (la curva de probabilidades de un estado corta a la otra curva).

<sup>44</sup>Lo cual, como se menciona en las conclusiones no deja de ser una posible (y muy plausible) extensión a tener en cuenta.

Finalmente, mediante la búsqueda de contemporaneidades es posible encontrar los eventos que podrían <sup>45</sup> haber disparado el cambio de régimen.

Toda la serie de pasos descrita en la tesis, es una gran herramienta, que complementa y prepara el terreno para un análisis de causalidad (no lo reemplaza).

---

<sup>45</sup> Aquí cabe resaltar el potencial "podrían", ya que es una búsqueda subjetiva y si la misma es correcta o no depende de la correcta selección de eventos a contrastar con los quiebres.

## Referencias Bibliográficas

- Acharya, V. - DeMarzo, P. - Kremer, I. (forthcoming): "Endogenous information flows and the clustering of announcements", *American Economic Review*.
- Albrieu, Ramiro (2012), "La Macroeconomía de los recursos naturales en América Latina", en "Los recursos naturales como palanca del desarrollo: ficción o realidad?", Red Mercosur.
- Alcala, F. y A. Ciccone (2004). "Trade and productivity", *Quarterly Journal of Economics* 119 (2), pp. 613-646.
- Altissimo, F. and V. Corradi, (2003), "Strong rules for detecting the number of breaks in a time series," *Journal of Econometrics* 117, 207-244.
- Amsden, Alice H. (1989) *Asia's next giant: South Korea and Late Industrialization*, Oxford University Press.
- Anderson, J. y P. Neary (1992). "A new approach to evaluating trade policy", *World Bank Policy Research Working Papers in International Trade*, WPS1022.
- Andrews, D. W. K. (1993): "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point". *Econometrica* 61.4, pp. 821–856.
- Andrews, D. W. K. (2003): "Tests For Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point: A Corrigendum". *Econometrica* 71.1, pp. 395–397.
- Andrews, D. W. K. and W. Ploberger (1994): "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only Under the Alternative". *Econometrica* 62.6, pp. 1383–1414.
- Andrews, D. W. K., I. Lee, and W. Ploberger (1996): "Optimal Change point Tests for Normal Linear Regression". *Journal of Econometrics* 70.1, pp. 9–38.
- Andrews, D. W. K., I. Lee, and W. Ploberger, (1996), "Optimal change point tests for normal linear regression," *Journal of Econometrics* 70, 9-38.
- Bai, J. - Perron, P. (1998) "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J. (1997): "Estimating multiple breaks one at a time". *Econometric Theory* 13.3, pp. 315–352.

Bai, J. and P. Perron, (2003a), "Critical values for multiple structural change tests," *Econometrics Journal* 6, 72-78.

Bai, J. and P. Perron, (2003b), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics* 18, 1-22.

Bai, J. and P. Perron, (2006), "Multiple Structural Change Models: A Simulation Analysis," in *Econometric Theory and Practice: Frontier of Analysis and Applied Research (Essays in Honor of Peter Phillips)*, ed. by Corbae D., S. Durlauf and B.E. Hansen, Cambridge University Press.

Bai, J., (1999), "Likelihood ratio tests for multiple structural changes," *Journal of Econometrics* 91, 299-323.

Baldwin, R. (2003). "Openness and growth. What's the empirical relationship?" NBER Working paper, 9578.

Banerjee and Urga (2005) "Modelling structural breaks, long memory and stock market volatility: an overview". *Journal of Econometrics*, p. 1-34.

Banerjee, Lumsdaine, Stock (1992), "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3 (Jul., 1992), pp. 271-287

Basu, S. - Taylor, A. M. (1999) "Business Cycles in International Historical Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, N°2.

Benjamin, N. y M. Ferrantino (2001). "Trade policy and productivity growth in OECD manufacturing", *International Economic Journal* 15 (4), pp. 95-115.

Braun, P., Nelson, D., Sunier, A. (1995) "Good News, Bad News, Volatility, and Betas" *The Journal of Finance*, 50 (5), pp 1775-1603.

Brennan, M. J. - Cao, H. H. (1997) "International Portfolio Equity Flows", *Journal of Finance*, 52, 2, 1851-1880.

Broner, F. - Didier, T. - Erce, A. - Schmukler, S. L. (2010) "Financial Crises and International Portfolio Dynamics", draft.

Broner, F. - Martin, A. - Ventura, J. (2010) "Sovereign Risk and Secondary Markets", *American Economic Review*, 100, 4, 1523-1555.

Brown, R., J. Durbin, and J. Evans (1975): "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time". *Journal of the Royal Statistical Society B* 37,

pp. 149–163.

Calvanti ferreira, P. y A. Trejos (2006). "Measuring the TFP costs of barriers to trade", EPGE Working paper, april.

Calvo, G. (1998) "Capital flows and capital market crises: The simple Economics of Sudden Stops", *Journal of Applied Economics*, 1, 1, 35-54.

Campbell, John Y., and Ludger Hentschel. (1992). "No news is good news: An asymmetric model of hanging volatility in stock returns". *Journal of Financial Economics* 31, no. 3: 281-318.

Campos, J., N. R. Ericsson, and D. F. Hendry, (1996), "Cointegration tests in the presence of structural breaks," *Journal of Econometrics* 70, 187-220.

Chan, W. H., Maheu, J. M. (2002) "Conditional jump dynamics in stock market returns". *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3):377–389.

Chow, G. C. (1960): "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions". *Econometrica* 28.3, pp. 591–605.

Clemente, J., Montañes, A., and Reyes, M., (1998) Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, Vol. 59, pp. 175-182.

Clements, M.P., Hendry, D.F., (1996). "Intercept corrections and structural change". *Journal of Applied Econometrics* 11, 475–494.

Damill, M. - Fanelli, J. M. - Frenkel, R. - Rozenwurcel, G. (1993) "Crecimiento económico en América Latina: Experiencia reciente y perspectivas", *Desarrollo Económico*, 130, Julio - Septiembre, Buenos Aires.

Das, D. (2002). "Trade liberalization and industrial productivity. An assessment of developing country experiences", *Indian Council for Research on International Economic Relations working paper*77.

Davies, R. B. (1977): "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative". *Biometrika* 64.2, pp. 247–254.

Delbianco, Fernando (2014), "Tests con Quiebres estructurales", Editorial Académica Española (ISBN 978-3-659-04999-6)

De Jong, N. y R. Vos (2000). "Economic reforms and rising inequality in Panama in the 1990s", *ISS Working paper*318.

Dickey, D. A. - Hasza, D. P. - Fuller, W. A. (1984) "Testing for Unit Roots in

Seasonal Time Series”, *Journal of the American Statistical Association*, 79, 386, 355-367.

Dickey, D. y W. Fuller (1984). "Testing for unit roots in seasonal time series". *Journal of the American Statistical Association* 79, pp. 355-367.

Diebold, F. X. and C. Chen (1996): "Testing structural stability with endogenous breakpoint: A size comparison of analytic and bootstrap procedures". *Journal of Econometrics* 70.1, pp. 221-241.

Dye, R. (1990): "Mandatory versus voluntary disclosures: the cases of financial and real externalities", *The Accounting Review*, 65(1) pp. 1-24.

Dye, R. ñ Sridhar, S. (1995): "Industry-Wide disclosure dynamics" , *Journal of Accounting Research*, 33(1) pp. 157-174.

Economy-Trinidad and Tobago", *Open Economies Review* 12, pp. 325-339.

Ederington, L., Lee, J.H., (1993) "How Markets Process Information: News Releases and Volatility", *The Journal of finance*, 48 (4) pp 1161-1191

Edwards, S. (1998). "Openness, productivity and growth. what do we really know?", *Economic Journal* 108, pp. 383-398.

El-Shagi, M. (2010): "Small Sample Correction for the Alternative CUSUM-Tests." mimeo.

Engle, R. y Ng, V (1993). "Measuring and Testing the impact of News in Volatility", *The Journal of Finance*, 48 (5): pp. 1749-1778.

Fanelli, J. M. (2012). *La Argentina y el desarrollo económico en el siglo XXI. ¿Cómo pensarlo? ¿Qué tenemos? ¿Qué necesitamos?*. En prensa.

French-Davis, R. - Villar, V. (2003) "The Capital Acunt and Real Macroeconomic Stabilization: Chile and Colombia", ECLAC (mimeo).

Frankel, J. A. - Rose, A. K. (1996) "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, 42, 3-4, 351-366.

Frenkel, R. - Rapetti, M. (2009) "A developing country view of the current global crisis: what should not be forgotten and what should be done", *Cambridge Journal of Economics*, July 2009.

Frenkel, R. (2002) "Capital Market Liberalization and Economic Performance in Latin America", in Eatwell, J. and Taylor, L. (eds.) *International Capital Markets*,

Systems in Transition, Oxford University Press.

Frenkel, R. (2003) "Globalization and Financial Crises in Latin America", CEPAL Review, 80.

Frenkel, R. (2008) "From the Boom in Capital Inflows to Financial Traps", en J. A.

Frenkel, R. y M. Rapetti (2011b). La principal amenaza de América Latina en la próxima década: ¿fragilidad externa o primarización?, Mimeo, CEPAL.

Fuchs, W. - Skrzypacz, A. (2013): "Costs and benefits of dynamic trading in a Lemons market" , Working Paper. (<http://www.stanford.edu/~skrz/Research.htm>)

Gagliardini, P., Trojani, F., Urga, G., (2004), "Robust GMM tests for structural breaks". Journal of Econometrics, 10.1016/j.jeconom.2004.09.006.

Gallagher, K. y R. Porzecanski (2010). The Dragon in the Room: China and the Future of Latin American Industrialization, Palo Alto: Stanford University Press

Garcia, R. and P. Perron, (1996), "An Analysis of the real Interest Rate Under Regime Shifts, "Review of Economics and Statistics 78, 111-125.

Gerchunoff, Pablo y Llach, Lucas (2010), "El ciclo de la ilusión y el desencanto, un siglo de políticas económicas argentinas" , 2da edición, Emecé, Buenos Aires.

Gonzalez G. y S. Constantin (2009). "Efectos de la apertura sobre el crecimiento cuando se tiene en cuenta el contexto", Revista Ciencias Económicas 27 (2), pp. 11-20.

Gonzalez, G. (2002). "Apertura, Orientación Comercial y Productividad Total de los Factores. La incidencia del nivel de desarrollo", Anales de la Asociación Argentina de Economía Política.

Hamilton, J., D. (1994) 'Time Series Analysis' Princeton University Press.

Hamilton, J., D. (2005) "Regime Switching Models". Palgrave Dictionary of Economics, (available at <http://dss.ucsd.edu/~jhamilto/palgrav1.pdf> )

Hanh, Jon-Hoy y Mishkin, Federic S. (2000). "Causes of the Korean Financial Crisis: Lessons from Policy", NBER Working Paper.

Hansen, B. E. (1990): "Lagrange Multiplier Tests for Parameter Instability in Non-Linear Models." University of Rochester.

Hansen, B. E. (1992): "Testing for parameter instability in linear models". Journal of Policy Modeling 14.4, pp. 517-533.

Hansen, B. E. (1997): "Approximate asymptotic p-values for structural change tests". *Journal of Business and Economic Statistics* 15.1, pp. 60-67.

Hansen, B. E. (2000): "Testing for structural change in conditional models", *Journal of Econometrics*, Elsevier.

Hansen, B. E. (2001): "The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity". *The Journal of Economic Perspectives* 15.4, pp. 117- 128.

Harvey, D.I., Leybourne, S.J., Newbold, P., (2001). "Innovational outlier unit root tests with an endogenously determined break in level". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63, 559-575.

Hawkins, D. (1987): "A test for a change point in a parametric model based on a maximal Wald-type statistic". *Sankhya: The Indian Journal of Statistics* 49.Series A, pp. 368-376.

Hendry D. (1999), "On detectable and non-detectable structural change", *Structural Change and Economic Dynamic*, Elsevier.

Herzer, D. (2005). "Does trade increase total factor productivity. Cointegration evidence for Chile", IAI Working paper115.

Heymann, Daniel (1983), "A study of economic instability: The case of Argentina", tesis de University of California de Los Angeles.

Honohan, P. - Laeven, L. (2005) "Systemic Financial Crises: Containment and Resolution", Cambridge university Press.

Hopenhayn, H. y A. Neumeyer (2004). "Latin America in the XXth Century. Stagnation, then Collapse" en Fernández-Arias, E., R. Manuelli y J. Blyde, Sources of Growth in Latin America. What is missing?, Inter-American Development Bank, Part III.

Hopenhayn, H. y A. Neumeyer (2005). "Explaining Argentina's Great Depression of 1975-90" en Fernández-Arias, E., R. Manuelli y J. Blyde, Sources of Growth in Latin America. What is missing?, Inter-American Development Bank, Chapter 3.

Hsieh, CH. y P. Klenow (2010). "Development Accounting." *American Economic Journal Macroeconomics* 2 (1), pp. 207-223.

Kaufmann, D, Aart Kraay y Massimo Mastruzzi (2010). "The Worldwide Gover-

nance Indicators : A summary of Methodology, Data and Analytical Issues". World Bank Policy Research Working Paper No. 5430

[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1682130](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1682130)

Kim, C., J., Nelson, C., R. (1999) State Space Model with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications. The MIT press.

Kim, D., Perron, P., "Unit Root Tests Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time under Both the Null and Alternative Hypotheses", Journal of Econometrics (2009) 148, 1-13.

Kim, Kwang S. y Park, Joon-Kyung (1985) "Sources of Economic Growth in Korea: 1963-1982", Korean Development Institute.

Kim, Kwang S. y Roemer, Michael (1979) Growth and Structural Transformation, Cambridge, Harvard University.

Kim, Kwang S. y Westphal, Larry E. (1976) "Korea's Foreign Exchange and Trade Policy", Korean Development Institute.

Kneller, R., C. Morgan y S. Kanchanahatakij (2008). "Trade Liberalisation and Economic Growth", The World Economy 31 (6), pp. 701-719.

Krause, Laurecen B. (1997) "The Political Economy of South Korea: Fifty Years of Macroeconomic Management, 1945-1995", en The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century, Korean Development Institute.

Kremer, I. - Skrzypacz, A. (2004): "Ratings, certifications and grades: dynamic signaling and market breakdown", Journal of Economic Theory, 133(1) pp. 58-82.

Krishna, K. (1991). "Openness. A conceptual approach", Harvard University working paper.

Krishnaiah, P. R. and B. Q. Miao, (1988), "Review about Estimation of Change Points," in Handbook of Statistics, Vol. 7, ed. By P. R. Krishnaiah and C. R. Rao. New York: Elsevier.

Krueger, Anne Oç (1997) "Korean Industry and Trade over Fifty Years", publicado en The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century, Korean Development Institute.

Krugman, P. (1997) "Currency Crises", mimeo.

Kuznets, Paul W. (2006) "Causes, consequences, relevance: Korea's Industrialization", en *Transformations in Twenty Century Korea*, Routledge.

Lee, J., Strazicich, M., (2001). "Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root tests". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 62, 535-558.

Lin, C.-F., Terasvirta, T., (1994). "Testing the constancy of regression parameters against continuous structural change". *Journal of Econometrics* 62, 211-228.

Lin, C.-F., Terasvirta, T., (1999). "Testing parameter constancy in linear models against stochastic stationary parameters". *Journal of Econometrics* 90, 193-213.

Liu, J., S. Wu, and J. V. Zidek, (1997), "On Segmented Multivariate Regression," *Statistica Sinica* 7, 497-525.

Maddison, Angus (2003) "The World Economy: Historical Statistics", Development Centre Studies.

Maheu, J. M., McCurdy, T. H., (2004) "News arrival, jump dynamics, and volatility components for individual stock returns". *Journal of Finance*, 59(2):755-793.

Martinez, V. (2013) High Frequency Traders, News and Volatility, working paper.

Mendoza, E. (2010) "Sudden Stops, Financial Crises and Leverage", *The American Economic Review*, 100, 5, 1941-1966.

Miller, S. y M. Upadhyay (2000). "The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity", *Journal of Development Economics* 63, pp. 399-423.

Miller, S. y M. Upadhyay (2002). "Total factor productivity, human capital, and outward orientation. Differences y stage of development and geographic regions", University of Nevada and Eastern Illinois University working paper.

Montañes, A., Olloqui, I., Calvo, E., (2004). "Selection of the break in Perron-type tests". *Journal of Econometrics*, 10.1016 /j.jeconom.2004.09.003.

Nelson, C.R., Plosser, C.I., (1982). "Trends and random walks in macroeconomic time series". *Journal of Monetary Economics* 10, 139-162.

Nunes, L. Kuan, CM ., Newbold, P. , (1995) "Spurious break", *Econometric Theory*- Cambridge University Press

Nyblom, J. (1989): "Testing for the constancy of parameters over time". *Journal of the American Statistical Association* 84.405, pp. 223–230.

Pazzi, J. (2006) "Capital Flows and Banking System Fragility", Working Paper 329, Kellogg Institute for International Studies, University of Notre Dame, USA.

Perlin, Marcelo (2011), MS Regress - The MATLAB Package for Markov Regime Switching Models, Working Paper.

Perron, P. (1989) "Testing For A Unit Root In A Time Series With A Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 2, 153-162.

Perron, P. (1989) "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica*, 57, 1361-1401.

Perron, P. (2006): "Dealing with Structural Breaks." *Palgrave Handbook of Econometrics*. Ed. by T. Mills and K. Patterson. Vol. 1. Palgrave Macmillan, pp. 278–352.

Perron, P., Vogelsang, T.J., (1992). "Testing for a unit root in a time series with a shift in mean, corrections and extensions". *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 467–470.

Pesaram, H. and A. Timmermann, (2000), "Model instability and the choice of observations window," Mimeo, UCSD and University of Cambridge.

Pritchett, L. (1996). "Measuring outward orientation in LDCs. can it be done?" *Journal of Development Economics* 49, pp. 307-335

Quandt, R. (1960), "Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes", *Journal of the American statistical Association*, 55, 324-330.

Rappoport, P., Reichlin, L., (1989). "Segmented trends and nonstationary time series". *The Economic Journal* 99 (Conference Volume), 168–177.

Sachs, J. y A. M. Warner (2001). "The Curse of Natural Resources", *European Economic Review*.

Sen, A. (2003) "Limiting behaviour of Dickey-Fuller t-tests under the crash model alternative", *Statistics and Probability Letters*, 55, 3, 257-268.

Sen, A. (2003). "On unit root tests when the alternative is a trend break stationary process", *Journal of Business and Economic Statistics* 21, pp. 174-184.

Stock, J. H. and M. W. Watson (1996): "Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations". *Journal of Business & Economic Statistics*

14.1, pp. 11–30.

Vogelsang, T.J., Perron, P., (1998). "Additional tests for unit root allowing the possibility of breaks in the trend function". *International Economic Review* 39, 1073–1110.

Zeileis, A. (2005): "A Unified Approach to Structural Change Tests Based on ML Scores, F Statistics, and OLS Residuals". *Econometric Reviews* 24.4, pp. 445–466.

Zeileis, A., A. Shah, and I. Patnaik (2010): "Testing, monitoring, and dating structural changes in exchange rate regimes". *Computational Statistics & Data Analysis* 54.6, pp. 1696–1706.

Zeileis, A., C. Kleiber, W. Krämer, and K. Hornik (2003): "Testing and Dating of Structural Changes in Practice". *Computational Statistics & Data Analysis* 44.1–2, pp. 109–123.

Zivot, E. y D. Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

## Bibliografía Extra

Adelman, Irma (1997) "Social Development in Korea, 1953-1993, en *The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century*, Korean Development Institute.

Agosin, M. y R. Ffrench-Davis (1997). "Financial Liberalization and Development. A view from emerging economies", *Estudios de Economía* 24 (2), pp. 207-217.

Ahn, Choong Y. y Kim, Joo-Hoon (1997) "The Outward-Looking Trade Policy and the Industrial Development of South Korea", en *The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century*, Korean Development Institute.

Carranza, E., J. Fernandez-Baca y E. Moron (2005). "Markets, government, and

the sources of Growth in Peru", en Fernández-Arias, E., R. Manuelli y J. Blyde, Sources of Growth in Latin America. What is missing?, Inter-American Development Bank, chapter 7.

Castelar Pinheiro, A., I. Gill, L. Serven y M. Thomas (2005). "Brazilian Economic Growth, 1900-2000. Lessons and policy implications", en Sources of Growth in Latin America. What is missing?, en Fernández-Arias, E., R. Manuelli y J. Blyde, Inter-American Development Bank, chapter 4.

Charlton, C. (1992). "Investment patterns and economic growth in Jamaica. 1981-1988", ISS Working paper 118.

Choi, Kwang y Kwon, Soonwon (1997) "Social Welfare and Distribution Policies", en The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century, Korean Development Institute.

Chumancero, R. y R. Fuentes (2005). "On the determinants of Chilean Economic Growth" en Fernández-Arias, E., R. Manuelli y J. Blyde, Sources of Growth in Latin America. What is missing?, Inter-American Development Bank, chapter 5.

Chung, Young-Iob (2007) South Korea in the Fast Lane: Economic Development and Capital Formation, Oxford University Press.

Corden, W. M. (1984). «Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation», Oxford Economic Papers, Oxford University Press, vol. 36(3), páginas 359-80, noviembre.

Cordero, J. (2000). "El crecimiento económico y la inversión. El caso de Costa Rica" Serie Reformas Económicas 52.

Corrales, J. e I. Cisneros (1999). "Corporatism, Trade Liberalization and Sectoral Responses. The Case of Venezuela, 1989-99", World Development 27 (12), pp. 2099-2122.

Cuevas, M. y L. Bolaños (2007). "Opportunities and risks in the liberalisation of trade in services. The case of Guatemala", MPRA Paper 9941.

De Brun, J. (2005). "Growth in Uruguay. Factor accumulation or productivity gains", en Fernández-Arias, E., R. Manuelli y J. Blyde, Sources of Growth in Latin America. What is missing?, Inter-American Development Bank, chapter 8.

De Hoyos, R., M. Bussolo y O. Nuñez (2008). "Can Maquila booms reduce poverty?"

Evidence from Honduras", World Bank Policy Research Working Paper4789.

Dijkstra, G. (1995). "The benefits of economic integration. The case of Central America", ISS Working paper207.

Dobson, S. y C. Ramlogan (2001). "Money Demand and Economic Liberalization in a Small Open

Ocampo y J. Stiglitz (eds.), Capital Markets Liberalization and Development, IPD Book Series, Oxford University Press.

Haouas, I. y M. Yagoubi (2005). "Openness and human capital as sources of productivity growth. An empirical investigation from the MENA countries" IZA discussion paper1461.

Harberger, A. (1998). "A vision of growth process", American Economic Review88, pp. 1-32.

Jickling, M. (2010) "Causes of the Financial Crisis", CRS-7-5700, R40173. Washington DC: Congressional Research Service.

Jonsson, G. y A. Subramanian (2001). "Dynamic gains from trade. Evidence from South Africa", IMF Working paper45.

Jul, A., F. Frantischek, J. Mikkelsen y R. Morales (1998). "El Salvador. Recent Economic Developments", IMF Staff Country Report98/32.

Kaminsky, G. - Lizondo, S. - Reinhart, C. (1998) "Leading Indicators of Currency Crises", IMF Staff Paper, 45, 1, 1-48.

Kazarian, N. y G. Ames (2000). "Trade liberalization in Trinidad and Tobago. Reducing the Common External Tariff", Dept. of Agricultural and Applied Economics, University of Georgia, Working paper.

Kim, Dong K. y Whang, Seong H. (1997) "The Role of Tax and Fiscal Policies", en The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century, Korean Development Institute

Kim, Kwang S. y Kim, Joon-Kyung (1997) "Korean Economic Development: An Overview", en The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century, Korean Development Institute (1997).

Kim, Linsu y Seong So-Mi (1997) "Science and Technology: Public Policy and

Private Strategy”, en *The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century*, Korean Development Institute

Kim, Pyung-Joo (1997) “Financial Policies and Institutional Innovation”, en *The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century*, Korean Development Institute

Kim, Sookon y Lee Ju-Ho (1997) “Industrial Relations and Human Resource Development”, en *The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century*, Korean Development Institute.

Klenow, P. y A. Rodriguez-Clare (1997). "The Neoclassical Revival in Growth Economics. Has it Gone too far?", en Bernanke B. y J. Rotemberg, NBER Macroeconomics Annual, pp. 73-103.

Kwon, Seung-Ho y Suh, Chung-Sok (2006) “Transformations in Korean capitalism: A Case Study of the Hyundai Business Group”, en *Transformations in Twenty Century Korea*, Routledge.

Laeven, L. - Valencia, F. (2008) “Systemic Banking Crises: A New Database”, IMF Working Paper 224.

Lall, S. (1992). "Technological Capabilities and Industrialization", *World Development* 20 (2), pp. 165-186.

Lee, Steven H. (2006) “Development Without Democracy: The Political Economy of US-South Korea Relations, 1958-1961”, en *Transformations in Twenty Century Korea*, Routledge.

Lee, Sung S y Yoo, Seong M. (1997) “Evolution of Industrial Organization and Policy Response in Korea: 1945-1995”, en *The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century*, Korean Development Institute.

Leybourne, S.J., Mills, T.C., Newbold, P., (1998). "Spurious rejections by Dickey-Fuller tests in the presence of a break under the null". *Journal of Econometrics* 87, 191-203.

Lie, John. (2006) “What Makes us Great: Chaebols Development, Labor Practices and Managerial Ideology”, en *Transformations in Twenty Century Korea*, Routledge.

Linn, S.C., Zhu, Z. (2004). “Natural gas prices and the gas storage report: Public news and volatility in energy futures markets”. *Journal of Futures Markets* 24, pp.283-

313.

Mankiw, N., D. Romer y D. Weil (1992). "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics* 107 (2), pp. 407-437.

Masi, F. (2006). "Paraguay. Los vaivenes de la política comercial externa en una economía abierta", CADEP working paper.

McGrattan, E. y J. Schmitz (1999). "Explaining cross-country income differences", en Taylor J. y Woodford M. *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, Volume 1.

Nam, Sang-Woo y Kim, Jun-Il (1997), "Macroeconomic Policies and Evolution", en *The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century*, Korean Development Institute.

Nehru, V. y A. Dhareshwar (1993). "A New Database on Physical Capital Stock. Sources, Methodology and Results", *Revista de Análisis Económico* 8 (1), pp. 37-59.

Ocampo J. y L. Villar (1992). "Trayectorias y vicisitudes de la apertura económica colombiana", *Pensamiento Iberoamericano* 21, pp. 165-86.

Ocampo, J. A. (2003) "Capital-account and counter-cyclical prudential regulations in developing countries", *Series Informes y Estudios Especiales*, 6, ECLAC, Santiago de Chile.

Paus, E. (1995). "Exports, economic growth and the consolidation of peace in El Salvador", *World Development* 23 (12), pp. 2173-2193.

Peltzman, J. (2004). "Trade liberalization and fiscal reform. Evidence from two case studies –Morocco and Jamaica– and a general cross-country econometric analysis", United States Agency for International Development, October.

Perkins, Dwight H (1997)., "Structural Transformation and the Role of the State: Korea, 1945-1995", en *The Korean Economy 1945-1995: Performance and Vision for the 21st Century*, Korean Development Institute (1997).

Reinhart, C. - Rogoff, K. (2008) "This Time Is Different: A Panoramic View of Eight Centuries of Financial Crises", the National Bureau of Economic Research.

Reinhart, C. M. - Rogoff, K. S. (2008) "The Forgotten History of Domestic Debt", NBER, Working Paper 12726.

Robinson, Michael E. (2007). "Korea's Twentieth-Century Odyssey, University of Hawai'i Press.

Rodriguez, F. y D. Rodrik (2000). "Trade policy and economic growth. A skeptic's guide to the cross-national evidence", en Bernanke, B. y K. Rogoff, NBER Macroeconomics Annual 2000, MIT Press.

Rodrik, D. (2003). "Introduction", en Rodrik, D. In Search of Prosperity. Analytic Narratives on Economic Growth, Princeton University Press.

Santos Paulinos, A. (2006). "Trade liberalization and trade performance in the Dominican Republic", Journal of International Development 18, pp. 925-944.

Santos Paulinos, A. y A. Thirlwall (2004). "The impact of trade liberalization on exports, imports and the balance of payments of developing countries", Economic Journal 114, F50-F72.

Shin, Gi-Wook (2006) "Neither "sprouts" nor "offspring": The Agrarian Roots of Korean Capitalism", en Transformations in Twenty Century Korea, Routledge.

Söderbom, M. y F. Teal (2003). "Openness and human capital as sources of productivity growth. An empirical investigation", CSAE Working paper 06.

Spoor, M. (1995). "Liberalization of grain markets in Nicaragua. From market substitution to state minimalism", Food Policy 20 (2), pp. 99-110.

Wacziarg, R. (2001). "Measuring the dynamic gains from trade", World Bank Economic Review 15 (3), pp. 393-429.

Wong, S. (2007). "Productivity and trade openness. Micro-level evidence from manufacturing industries in Ecuador 1997-2003", APEA 2007 Conference.

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

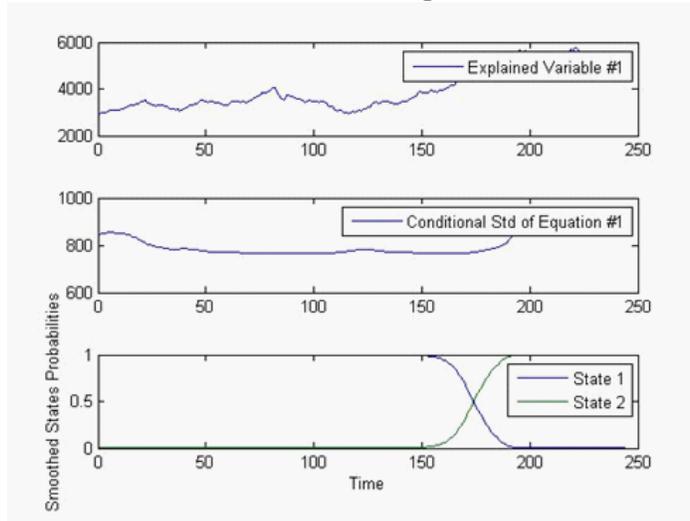
Yoo, Jungho (1990). "The Industrial Policy of the 1970s and the Evolution of the Manufacturing Sector in Korea", Korean Development Institute.

Zacks, S., (1983), "Survey of Classical and Bayesian Approaches to the Change-Point Problem: Fixed and Sequential Procedures of Testing and Estimation," in Recent Advances in Statistics, ed. By M. H. Rivzi, J. S. Rustagi, and D. Sigmund. New York: Academic Press, 245-269.

Zambrana Calvimonte, H. (2002). "La apertura externa en Bolivia", Serie Análisis Económico, UDAPE

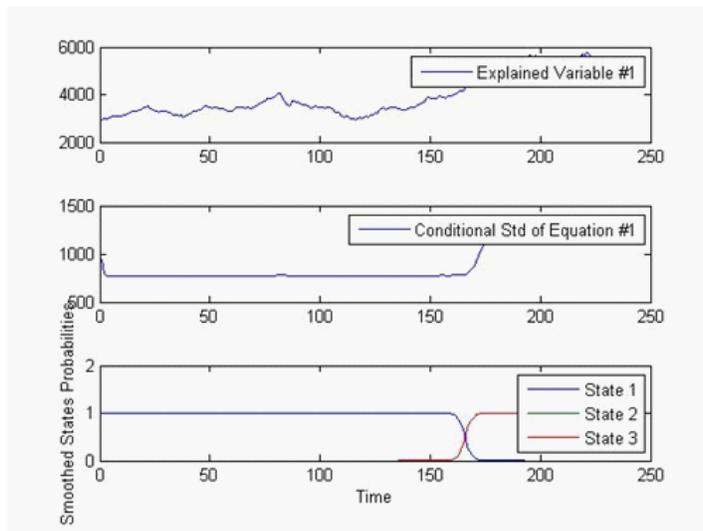
## Apéndice

**Gráfico 1. Estimación MS - Argentina**



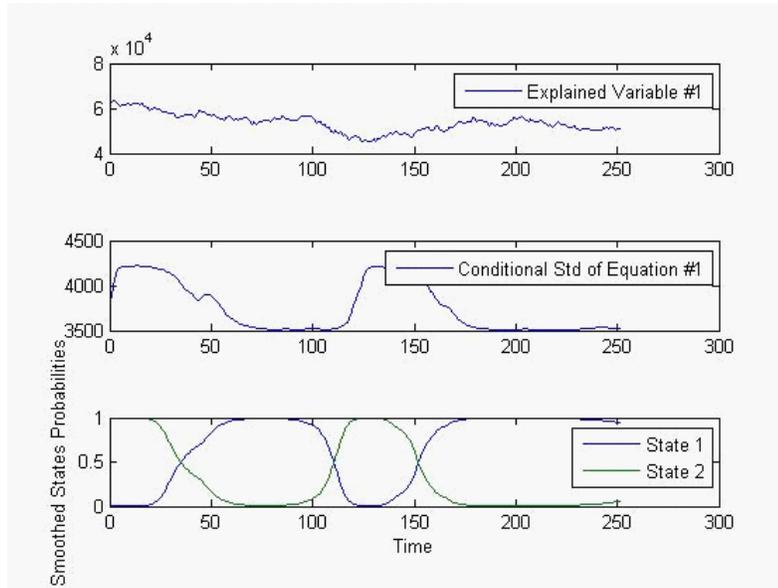
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 2. Estimación MS - Argentina (tres estados)**



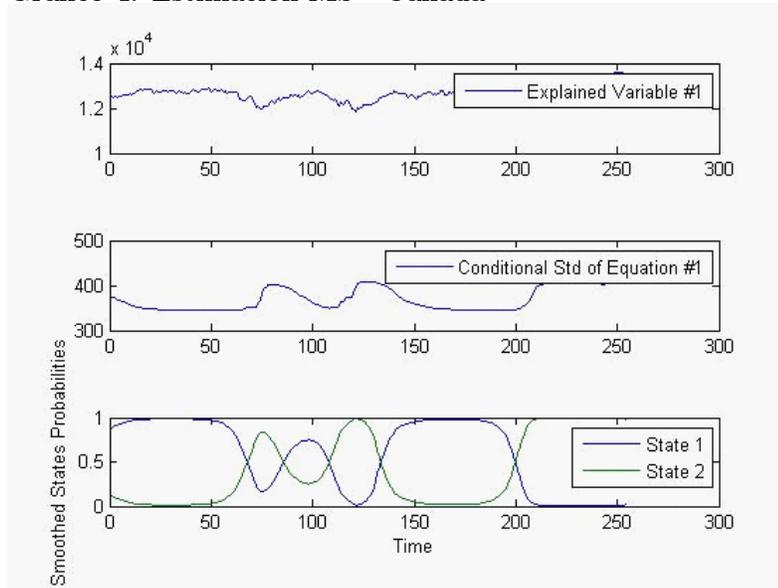
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 3. Estimación MS - Brasil**



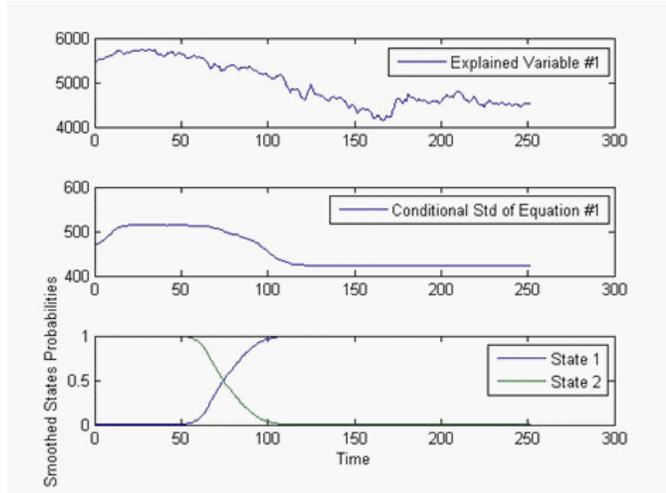
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 4. Estimación MS - Canadá**



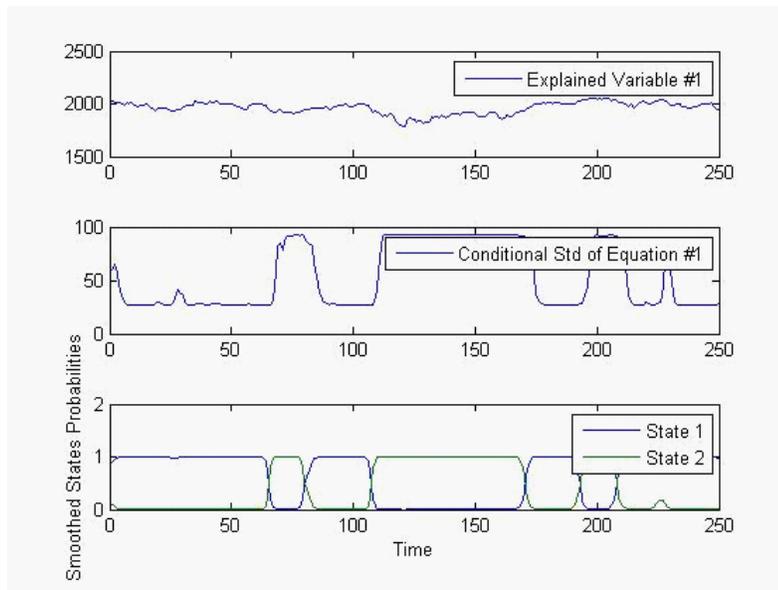
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 5. Estimación MS - Chile**



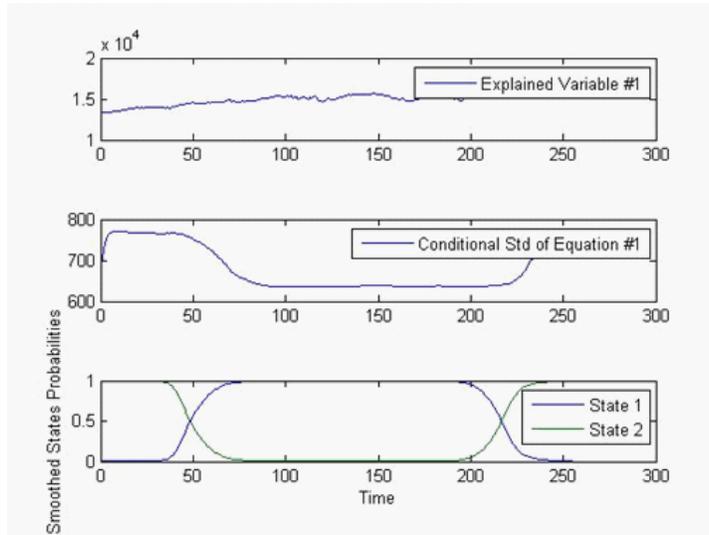
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 6. Estimación MS - Corea**



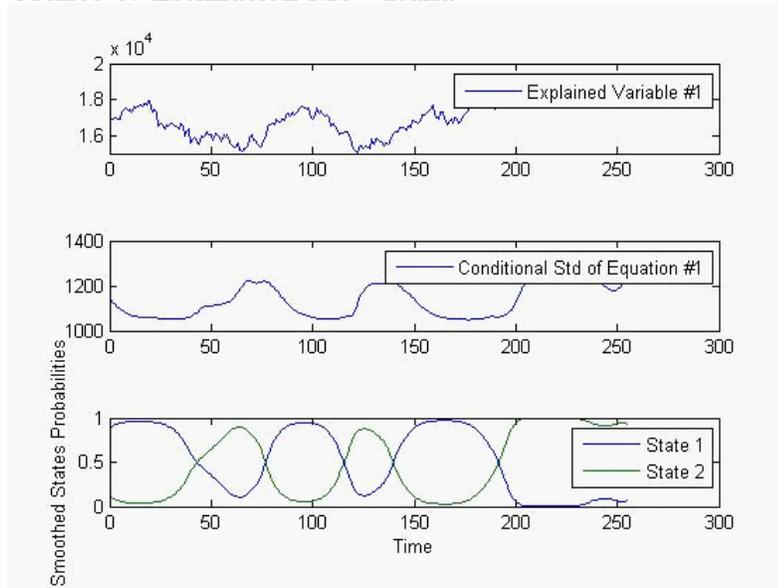
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 7. Estimación MS - EEUU**



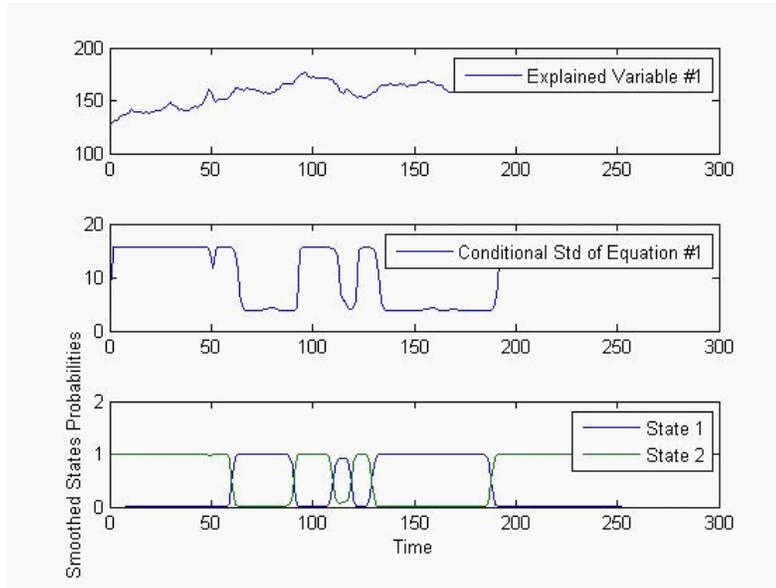
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 8. Estimación MS - Italia**



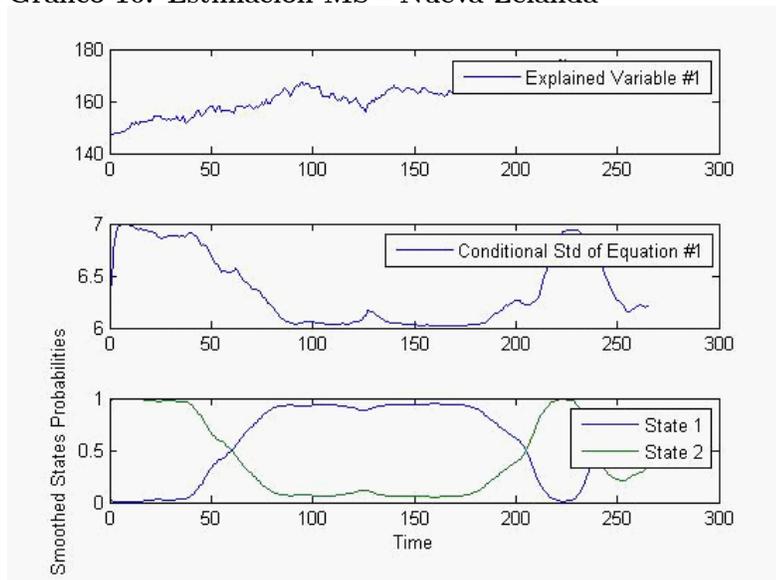
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 9. Estimación MS - Kenia**



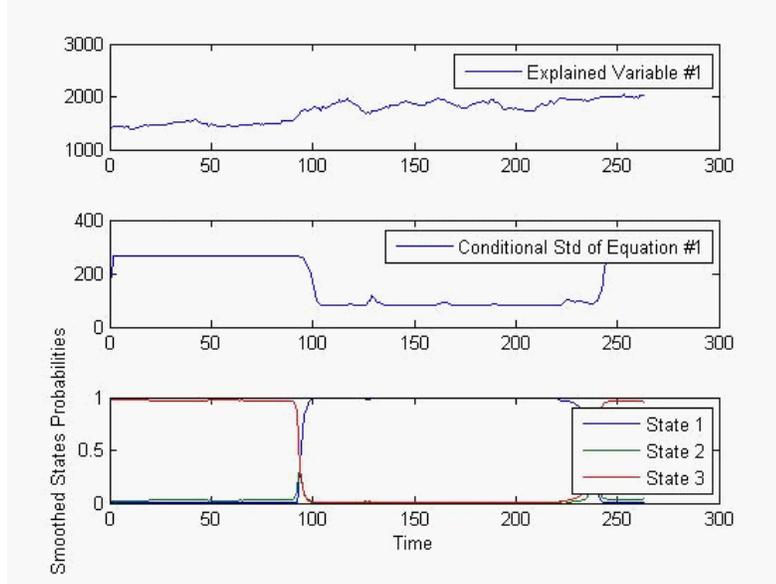
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 10. Estimación MS - Nueva Zelanda**



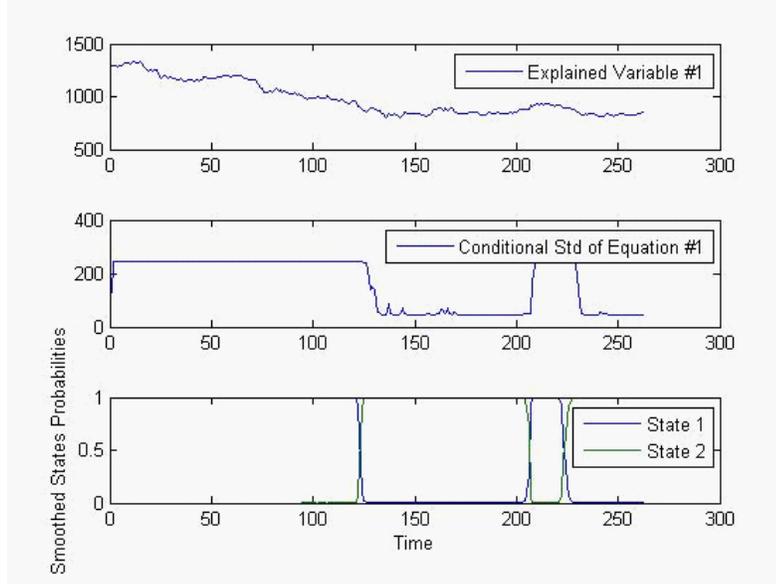
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 11. Estimación MS - Pakistán (tres estados)**



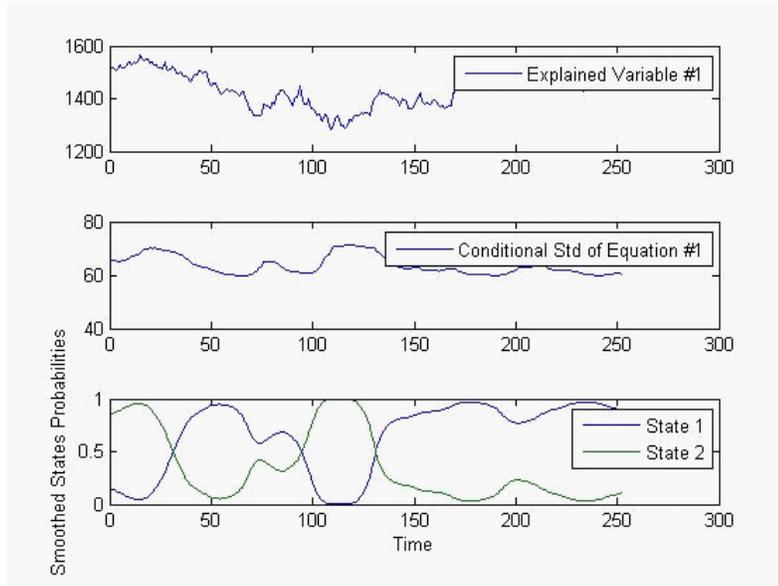
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 12. Estimación MS - Perú**



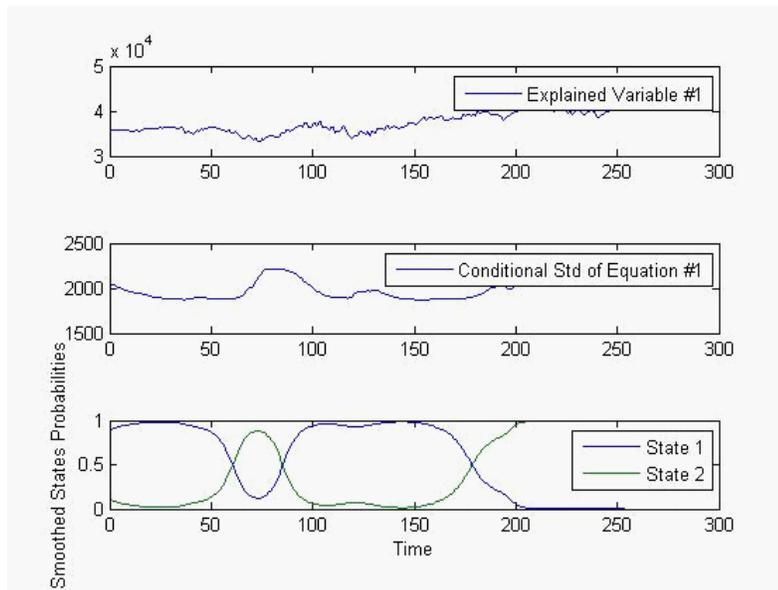
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 13. Estimación MS - Rusia**



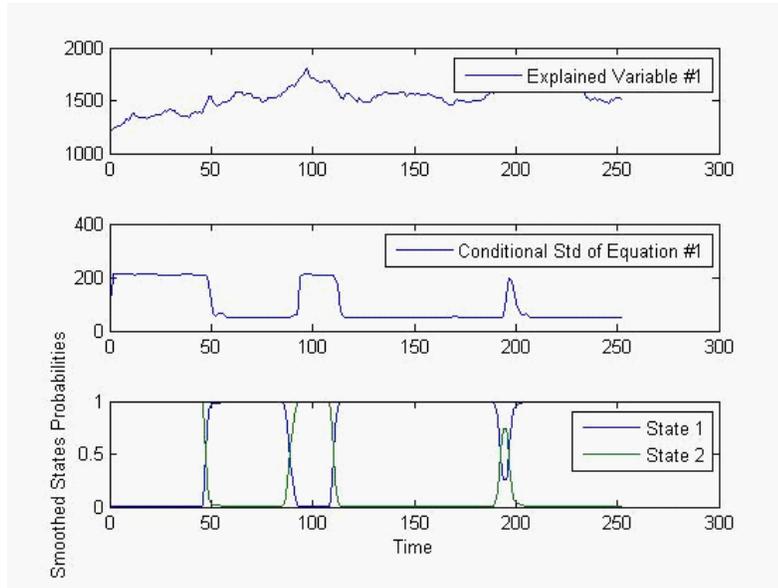
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 14. Estimación MS - Sudáfrica**



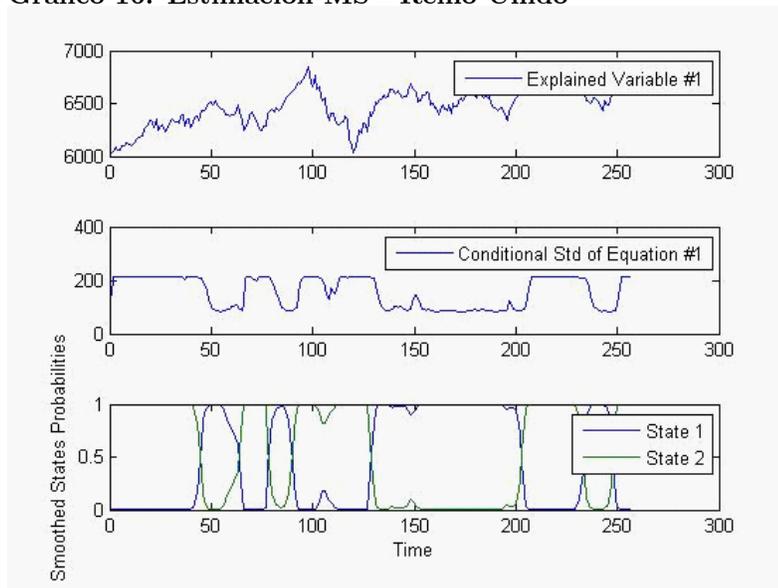
Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 15. Estimación MS - Uganda**



Fuente: Elaboración Propia.

**Gráfico 16. Estimación MS - Reino Unido**



Fuente: Elaboración Propia.