

# Crecimiento económico colombiano y quiebres estructurales endógenos

Andrés David Pinchao Rosero\*

Jorge Mario Uribe Gil\*\*

## Resumen

Este documento explora mediante pruebas de cambio estructural endógeno, posibles quiebres en la distribución no condicional del crecimiento del PIB real colombiano entre 1924 y 2013. No se encuentra evidencia de algún quiebre estructural en la tasa de crecimiento económico durante el periodo analizado, contradiciendo previos hallazgos de la literatura académica colombiana. Para la serie en niveles del logaritmo del PIB real se obtiene evidencia de tres cambios estructurales en la tendencia, en los años 1942, 1972 y 1999. El último podría asociarse con reformas económicas, en términos de apertura de las cuentas real y financiera de la economía colombiana. Se comparan las estimaciones con la situación para otros 16 países de la región. En este caso, a diferencia del colombiano, los resultados apuntan a la presencia de quiebres a finales de la década de los 70, durante la década de los 80, y a principios de los 90 para algunos países de la región.

**Palabras Claves:** Crecimiento económico; PIB; quiebre estructural; apertura económica.

## Abstract

We test for endogenous structural breaks in the Colombian annual-real-GDP growth from 1924 to 2013. We do not find evidence supporting a change in the economic growth rate during the sample, as stated by some previous theoretical and empirical studies for the Colombian case. Nevertheless, we find evidence of breaks in the PIB trend in 1942, 1972 and 1999. The latter can be related to structural reforms implemented in the Colombian economy, in terms of commercial and financial liberalization. We compare our main results with estimations for other 16 countries of the Latin American region. Unlike the Colombian case, other Latin American economies do house structural breaks at the end of the 70s, during the 80s and at the beginning of the 90s.

**Keywords:** Economic growth; GDP; structural change; economic openness.

**JEL Classification:** O40; O49; C22.

---

Recibido: 11/03/2016

Aceptado: 23/01/2017

\* Universidad del Valle, Cali, Colombia. andres.pinchao@correounivalle.edu.co

\*\* Universidad del Valle, Cali, Colombia. jorge.uribe@correounivalle.edu.co

## Résumé

Nous testons les ruptures structurelles endogènes dans la croissance colombienne annuelle du PIB réel de 1924 à 2013. Nous ne trouvons pas de preuves à l'appui d'un changement dans le taux de croissance économique au cours de l'échantillon, comme l'indiquent certaines études théoriques et empiriques précédentes pour le cas colombien. Néanmoins, on constate des ruptures dans la tendance PIB en 1942, 1972 et 1999. Ces dernières peuvent être liées aux réformes structurelles mises en œuvre dans l'économie colombienne, en termes de libéralisation commerciale et financière. Nous comparons nos principaux résultats avec les estimations pour les 16 autres pays de la région Amérique latine. Contrairement au cas colombien, d'autres économies latino-américaines abritent des ruptures structurelles à la fin des années 70, au cours des années 80 et au début des années 90

**Mots clés:** Croissance économique ; PIB ; changement structurel ; ouverture économique.

## I. Introducción

El crecimiento económico de las naciones es quizá uno de los temas más estudiados en la literatura académica en economía. Su importancia radica en que, a pesar de que las mediciones convencionales que se hacen de él, basadas en su Producto Interno Bruto (PIB), dejan de lado aspectos fundamentales para el desarrollo económico, de corte distributivo o ambiental; en general son una buena aproximación al bienestar de las personas. Se sabe por ejemplo que un mayor ingreso se correlaciona positivamente con mejores indicadores del nivel de asistencia médica, mejor educación, vivienda y condiciones de salubridad y por ende, con una mayor calidad de vida.

Hoy se sabe también que los fenómenos de crecimiento económico de los países son complejos y se cimientan en factores que cambian con el tiempo. Los determinantes del crecimiento en un momento dado, pueden perder vigencia en otro distinto, por ejemplo debido a cambios en las políticas de desarrollo de los países (Ortiz, 2015). Lo anterior deriva en procesos de aceleración o desaceleración pronunciados, ampliamente documentados en la literatura académica (Hausmann, 2005), que empíricamente deberían verse reflejados en cambios estructurales de las funciones de distribución de probabilidad que describen las series de tiempo macroeconómicas.

Debido a lo anterior, en la literatura internacional se han llevado a cabo varios estudios referentes a la identificación de quiebres estructurales en las series macroeconómicas (Ben-David y Papell, 1998; Gebregziabher, 2015; McConell y Perez, 2000). Dentro de estos se cuentan algunos trabajos que analizan la serie del PIB, como el de Ben-David y Papell (1998). Estos autores consideran los datos del PIB de 74 países, entre desarrollados y emergentes, y encuentran que para los países desarrollados se presentan cambios estructurales a inicios de la década de 1960, mientras que para las economías emergentes los mismos se ubican a principios de la década de 1980. Por su parte, McConell y Perez (2000) analizan

la posibilidad de un cambio estructural en la varianza del PIB estadounidense, y hallan evidencia de una reducción de la volatilidad en 1984, como consecuencia de la disminución de la variabilidad en la producción de bienes durables. Gebregziabher (2015) busca identificar el vínculo entre los programas de estabilización con componentes estructurales, propuestos por el FMI y el Banco Mundial, y la aparición de quiebres estructurales en el crecimiento económico de 18 economías africanas. Encuentra poca evidencia para sustentar la efectividad de tales medidas.

Colombia es un claro ejemplo de cómo diversas políticas internas, y otros tantos factores externos, pueden influir en las dinámicas de crecimiento económico. Se tienen ejemplos importantes en la historia económica de esta nación de componentes exógenos determinantes, como es el caso del comportamiento de los precios del café, a finales del siglo XIX y principios del siglo XX; o de aspectos de naturaleza interna, como lo fue el paso desde la política proteccionista de industrialización y sustitución de importaciones, hacia un esquema de apertura económica, real y financiera, que tuvo lugar en los ochentas y principios de los noventas.

El presente documento aporta al debate sobre la comprensión de las dinámicas del crecimiento económico en Colombia. En él se explora la existencia de cambios estructurales en la tasa de crecimiento del PIB colombiano, entendiendo por cambio estructural, episodios en los cuales la serie ha tenido cambios permanentes en los parámetros de la función de densidad (no condicional) que la describe. En los casos en los que se encuentra evidencia de estos cambios, se exploran posibles determinantes que pudieran haberlos generado.

Para lograr lo anterior se hace uso de aportes en la literatura econométrica sobre cambios estructurales *múltiples y endógenos*, tópico poco estudiado en Colombia, y en general en América Latina. El análisis econométrico implementado es relativamente sencillo. Parte de la estimación de un modelo que solo incluye un intercepto para la serie anual del crecimiento del PIB, en el periodo comprendido entre 1924 y 2013. La estimación se realiza de forma recursiva, de forma tal que no es necesario imponer ninguna fecha tentativa de quiebre a los datos antes de estimar. De esta forma le permite a los datos señalar de forma precisa en dónde se encuentran los quiebres en la media de crecimiento del PIB, en caso de que estos existan. Lo anterior evita sesgos en la estimación de los quiebres y permite por tanto contrastar diferentes hipótesis en la literatura nacional que serán explicadas con detalle más adelante.

Con el fin de ofrecer una perspectiva más amplia, se estiman también los quiebres estructurales endógenos en las tasas de crecimiento del PIB real de otras 16 economías de la región. A saber: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Uruguay, Perú, República Dominicana y Venezuela. Se encuentra evidencia de pocos quiebres estructurales en la región, ubicados sobre todo durante las décadas de los ochentas y setentas. Estos cambios en el ritmo de crecimiento económico no se produjeron en Colombia.

Los objetivos de este estudio incluyen, además de estimar las fechas en las que se producen aceleraciones o desaceleraciones del crecimiento económico colombiano, contrastar algunas hipótesis pre-existentes en la literatura en Colombia, como las de Ortiz, Uribe, y Vivas (2009), Cárdenas (2007) o García (2002), las cuales señalan posibles quiebres estructurales en la serie del crecimiento económico colombiano. Los primeros autores aducen un cambio en las políticas de industrialización, el segundo un efecto nocivo del narcotráfico y la violencia en el crecimiento económico y el tercero se refiere a la apertura comercial como causante de una posible desaceleración.

El artículo se organiza de la siguiente forma: la primera sección es esta introducción; en la siguiente se presenta una breve revisión de las hipótesis sobre cambios estructurales en la literatura teórica y empírica nacional. En la tercera se expone la metodología de cambio estructural que se implementa en este documento. La descripción de los datos se realiza en la cuarta parte. Finalmente en la quinta y sexta secciones se presentan los resultados y las conclusiones.

## **II. Hipótesis sobre quiebre estructural en el crecimiento económico colombiano.**

En Colombia no existen estudios que estimen quiebres estructurales de forma endógena en la serie del PIB. No obstante, algunos trabajos como los de Ortiz, Uribe, y Vivas (2009), Cárdenas (2007), o García (2002) plantean directa o indirectamente que hay un cambio estructural en la tasa de crecimiento del PIB colombiano, aduciendo diversos factores como desindustrialización, según los primeros autores, la violencia y el narcotráfico según el segundo, o la apertura económica según el último. En todos los casos, la identificación del quiebre se hace a partir de un análisis gráfico de la serie o con base en una fecha teórica impuesta *a priori*. En esas circunstancias, tal y como se explicará detalladamente en la próxima sección, la estimación del quiebre puede estar sesgada y por lo tanto las conclusiones derivadas del mismo, o soportadas por él, pueden no ser acertadas en términos econométricos.

Más específicamente, Ortiz et al. (2009) plantean que la desaceleración del crecimiento económico colombiano de largo plazo, después de 1979 se explica por el estancamiento de la transformación industrial nacional, y una consiguiente disminución sistemática de la autonomía tecnológica (entendida como la capacidad para producir maquinaria y equipo, que a su vez genere externalidades productivas). Además, plantean los autores que la desaceleración también se debió a otros factores internos de tipo político, o externos, como fluctuaciones de la economía internacional.

Por su parte Cárdenas (2007) argumenta que la pérdida de productividad multifactorial, causada por aumentos en la criminalidad y esta última a su vez por el auge del narcotráfico, llevaron a un proceso de desaceleración del crecimiento económico desde 1980 en Colombia, debido a que el capital y la mano de obra se desviaron hacia actividades improductivas.

Finalmente, García (2002) plantea que la apertura económica de 1990, generó un exceso de gasto sin financiación real y trajo consigo una importante revaluación del peso, como

consecuencia de la liberalización financiera de la balanza de pagos. Tal liberalización atrajo flujos entrantes de inversión extranjera directa y de cartera, así como mayores niveles de endeudamiento público y privado. Esto derivó en un aumento de la demanda de bienes importados y en la retracción de la demanda por la producción interna, lo que a su vez desembocó, según el autor, en una disminución de las ventas, de la producción, de las utilidades empresariales y de la inversión privada. Esto puede ser leído como la causa de cierta desaceleración económica, que el autor ubica a finales del siglo XX.

### III. Metodología

La mayoría de los trabajos aplicados sobre series de tiempo y pronóstico, están basados en el supuesto de que las variables bajo estudio están descritas por procesos aleatorios que son estacionarios y ergódicos. Esto quiere decir que el proceso generador de datos (PGD) de la serie es constante. Así, las funciones poblacionales que dieron lugar a la muestra de estudio, y que se espera generen también realizaciones sucesivas de la variable aleatoria en el futuro, no cambian en el tiempo y cualquier choque que se produzca en el sistema tendrá un carácter transitorio.

Sin embargo, tal y como lo destaca Hansen (2001), parámetros como la media, la varianza o las tendencias, suelen cambiar para los modelos que involucran series macroeconómicas, tales como las tasas de desempleo, o las tasas de crecimiento del PIB. Respondiendo a la necesidad empírica de modelos flexibles con parámetros flexibles en el tiempo, o al menos con el fin de tener a la mano herramientas que permitan poner a prueba la constancia de tales parámetros, se desarrolló el modelo clásico de quiebre estructural, el cual es atribuido a Chow (1960). Este autor planteó la posibilidad de dividir la muestra de estudio en dos partes, luego estimar los parámetros del modelo en cada segmento, y finalmente poner a prueba la igualdad de los parámetros en ambos conjuntos, mediante la utilización de un estadístico tradicional.

A continuación describimos los modelos econométricos base que se tomarán como referentes para analizar la constancia de los parámetros en el caso colombiano, todos ellos, aun cuando más sofisticados que la prueba original de Chow, comparten la misma intuición de esta. Se estiman tres modelos: un modelo que solo incluye un intercepto para explicar la tasa de crecimiento del PIB (M1), y que por tanto permite poner a prueba directamente la hipótesis de cambio en el nivel promedio de crecimiento del PIB real; un modelo del logaritmo del PIB que incluye tendencias determinísticas (M2) y finalmente un modelo de la media condicional del logaritmo del PIB, que incluye algunas variables explicativas (M3) como posibles causantes de los quiebres detectados.

#### A. Modelo sobre la tasas de crecimiento del PIB (M1)

Supóngase que se requiere contrastar la hipótesis de que las variaciones logarítmicas del PIB están descritas por la siguiente ecuación:

$$\Delta \log(\text{PIB})_t = \alpha_0 + \varepsilon_t \quad . \quad [1]$$

El supuesto de estacionariedad se refiere a que el Proceso Generador de Datos (PGD) del término de error  $\varepsilon_t$  es el mismo a lo largo de toda la muestra de estudio, por lo que el PGD de  $\Delta \log(PIB)_t$  también lo será. Cualquier fluctuación de la serie se dará alrededor del componente determinístico  $\alpha_0$ , y los choques aleatorios serán responsables sólo de desviaciones temporales con respecto a este punto de referencia.

Chow (1960) señala que es posible que el modelo presente parámetros,  $(\alpha_0)$ , cambiantes, por lo cual una estrategia de modelación que parta del supuesto de que estos son constantes, podrá llevar a estimaciones inconsistentes o incluso espurias.

Para mayor ilustración, considérese la hipótesis de Ortiz et al. (2009) que se mencionó antes. Según los autores, el proceso de desindustrialización de la economía colombiana en las últimas décadas del siglo XX, llevó a una disminución en la tasa de crecimiento media de la economía. Este proceso corresponde con una reducción en la magnitud del coeficiente  $\alpha_0$ .

En otras palabras, el proceso de desindustrialización debería provocar que operara un modelo antes y otro después de la desindustrialización nacional:

$$\Delta \log(PIB)_t = \alpha_0 + \alpha_1 d_i + \varepsilon_t, \quad i = 1, 2 \quad [2]$$

Donde  $d_i$  es una variable indicadora que toma el valor de uno si la observación se registra antes de la desindustrialización, y cero en otro caso. La hipótesis nula de la prueba propuesta por Chow es que no existe un cambio estructural en la fecha en la cual se sospecha que este ocurrió. Esta prueba es equivalente a la construcción de un estadístico de Wald para la significancia estadística de  $d_i$ .

Una importante limitación del estadístico de Chow, es que el punto de quiebre debe ser conocido *a priori*, dejando al investigador con dos opciones: seleccionar una fecha aleatoria en la muestra, para poner a prueba la existencia del quiebre; o seleccionar un dato de la muestra basándose en alguna consideración preliminar sobre la información estadística, antes de llevar a cabo la estimación. En el primer caso, el procedimiento puede ser poco informativo, ya que el verdadero cambio estructural puede perderse de vista. En el segundo caso, la prueba de Chow puede llevar a conclusiones erróneas, ya que el dato que se toma como candidato para ser un quiebre es endógeno, de forma tal que la prueba estará sesgada a indicar que sí existe un cambio estructural, aun cuando no existiese tal (Hansen, 2001).

La solución para este tipo de problemas es la de tratar el punto de quiebre como “desconocido”. Esta fue la propuesta original de Quandt (1958, 1960), quien planteó calcular todos los estadísticos  $F$  de Chow que fuese posible, con la muestra de estudio; luego tomar el más alto de estos y considerarlo como el candidato más factible para indicar un quiebre estructural. En la práctica, este procedimiento abarca todas las fechas al interior de la muestra en un intervalo que va entre  $\gamma\%$  y  $(1-\gamma)\%$ , donde  $\gamma$  es generalmente un número entre 5 y 15, y se le conoce como parámetro de *trimming*.

Cuando la fecha de quiebre es conocida *a priori*, se utiliza la distribución Chi-cuadrado para poner a prueba la significancia del estadístico de Chow y por tanto la posibilidad de un cambio estructural. No obstante, si la fecha del quiebre no se conoce con anterioridad, los valores críticos asociados con esta distribución son inapropiados tal y como lo señala Hansen (2001); en lugar de éstos, se deben utilizar los propuestos por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994), o los calculados con base en el estudio de Hansen (1997). Estos valores críticos (asintóticos) son considerablemente más altos que aquellos provistos por la distribución Chi-cuadrado original y varían, por ejemplo, de acuerdo al número de parámetros incluidos en el modelo.

Hay una consideración adicional por tener en cuenta, una vez se encuentra evidencia de un cambio estructural, referente a si es posible encontrar más de estos cambios. Los aportes de Bai y Perron (1998, 2003) van en esta dirección. Ellos utilizan un método secuencial, comienzan por poner a prueba un solo cambio estructural; si la prueba rechaza la hipótesis nula de que no existe cambio estructural, la muestra se divide en dos (tomando como referencia el punto de quiebre estimado), posteriormente la prueba se repite al interior de cada sub-muestra. Solo se detiene el algoritmo cuando la hipótesis nula no es rechazada. Este último modelo es más completo que los anteriores puesto que permite poner a prueba la hipótesis de que existen quiebres estructurales en los parámetros del sistema y a la vez estimar cuándo se producen estos múltiples quiebres. Por tanto es el seleccionado para llevar a cabo las estimaciones en este documento.

### ***B. Modelo en tendencia sobre el logaritmo del PIB (M2)***

Una pregunta de relevancia en la literatura macroeconómica es si las series bajo análisis son estacionarias. En el caso en que no lo sean, se debe indagar si se trata de series estacionarias en tendencia o por el contrario de series con alguna raíz unitaria (Enders, 2010). Como es bien sabido, el tratamiento óptimo de las mismas varía en cada caso considerablemente y una confusión al respecto puede llevar a conclusiones erróneas. En el primer caso se debe remover la tendencia de la serie, que puede ser cuadrática, lineal o cúbica, por ejemplo. En caso de que se detecten raíces unitarias, la serie debe ser diferenciada hasta lograr la estacionariedad de la misma.

Dado lo anterior, se ha desarrollado un número considerable de pruebas con el fin de detectar la presencia de raíces unitarias en los datos (Dickey y Fuller, 1979; Said y Dickey, 1984; Kwiatkowski, et al., 1992). Todas estas pruebas permiten distintas configuraciones para el proceso subyacente, con el fin de descartar su estacionariedad, por ejemplo, permiten que las series sean estacionarias en niveles, con intercepto, o estacionarias en tendencia, con distintos rezagos. Estas pruebas en su conjunto son complementarias debido a la variación en sus hipótesis nulas.

Este debate también es de gran importancia para la literatura de cambio estructural, que se relaciona con este documento, puesto que la naturaleza de las series es muy distinta en el caso de que se trate de una caminata aleatoria (la cual tiene al menos una raíz unitaria), o

se trate de una serie estacionaria en tendencia, pero con uno o más quiebres estructurales. La idea subyacente es que si la serie del PIB es estacionaria en tendencia, las pruebas de quiebre estructural deberían aplicarse sobre la serie en niveles (incluyendo una tendencia), y no sobre la tasa de crecimiento del PIB como se hace en la Ecuación 1.

Desafortunadamente, aun no existen estadísticos contundentes en la literatura que permitan diferenciar un proceso estacionario en tendencia sujeto a quiebres eventuales (y aleatorios), de un proceso que sigue una caminata aleatoria. Luego conviene ampliar el análisis en este documento, de forma tal que se cubran ambas posibilidades. De esta forma, como complemento del modelo en la Ecuación 1, se propone un análisis de la serie en logaritmos del PIB explicada con una tendencia lineal ( $z_1$ ):

$$\log(PIB)_t = \delta_0 + \delta_1 z_1 + \varepsilon_t \quad . \quad [3]$$

Para determinar la dirección del cambio estructural que se identifique en la serie, se usa la estimación por MCO de la ecuación [3]. En caso de que exista un quiebre en la tendencia del modelo, se plantea una ecuación análoga a la Ecuación 2, en la cual se incluyen una variable dicotómica que refleje el efecto del cambio estructural hallado, y un efecto interacción, con el fin de determinar el signo del efecto sobre la tendencia de la serie del quiebre estructural, así:

$$\log(PIB)_t = \delta_0 + \delta_1 z_1 + \delta_d d_i + \delta_{daz} d_i z_1 + \varepsilon_t \quad . \quad [4]$$

### **C. Modelo de la media condicional (M3)**

Además de los modelos en [2] y [4], también se realizan pruebas de cambio estructural sobre algunas de las variables más importantes para explicar el crecimiento económico según la literatura. Dentro de las variables usadas, se encuentran la oferta de energía eléctrica nacional en gigavatios ( $z_2$ ), el número de personas con escolaridad secundaria en miles ( $z_3$ ), la participación del sector secundario en la generación del PIB, ( $z_4$ ), la producción de materias primas, ( $z_5$ ), los servicios comerciales y financieros ( $z_6$ ), la autonomía tecnológica ( $z_7$ ), medida como la fracción del capital en maquinaria y equipo de origen nacional, la tasa de homicidios por cada cien mil habitantes ( $z_8$ ), y una medida del nivel de comercio exterior en Colombia, ( $z_9$ ), expresada como exportaciones más importaciones sobre el PIB nominal.

También se evalúa cuáles de dichas variables son significativas en términos estadísticos, como variables explicativas del comportamiento del PIB, para que de esta forma, las conclusiones que se extraigan acerca de los quiebres estructurales en ellas, como posibles explicaciones o reflejo de los quiebres en el PIB, sean más precisas. Para ello, se estima un modelo de la siguiente forma:

$$pib_t = \delta_{a0} + \delta_{a1} z_1 + \dots + \delta_{a9} z_9 + \varepsilon_t \quad . \quad [5]$$

Todas las variables excepto la tendencia están en logaritmos. La Ecuación 5 es estimada después de corroborar que están cointegradas (ver anexo 3.), de forma tal que las esti-

maciones de MCO son superconsistentes (Ver Stock y Watson (1988) y Phillips y Hansen (1990)).

#### D. Estrategia de estimación

Siguiendo de cerca a Bai (1997a,b), Bai y Perron (1998) y Perron (2006) el marco de análisis puede ser descrito en general (sea [1] o [3]) en el contexto del siguiente modelo de regresión lineal con quiebres (o alternativamente  $m+1$  regímenes):

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + \varepsilon_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad [6]$$

para  $j=1, \dots, m+1$ . En este modelo,  $y_t$  es la variable dependiente observada en el momento  $t$ ; y ambos, tanto  $x_t$  como  $z_t$  son vectores de regresoras; por tanto  $\beta$  y  $\delta_j$  ( $j=1, \dots, m+1$ ) son los vectores que contienen los coeficientes correspondientes;  $\varepsilon_t$  es la perturbación en el período  $t$ . Los índices  $(T_1, \dots, T_m)$ , son puntos de quiebre desconocidos y se usa la convención de que  $T_0=1$  y  $T_{m+1}=T$ . La idea general es estimar los coeficientes de regresión desconocidos junto con los puntos de quiebre cuando se dispone de  $T$  observaciones en la muestra.

El anterior es un modelo de cambio estructural parcial dado que el parámetro  $\beta$  no está sujeto a cambios. En este documento se hace  $\rho=0$  en todas las especificaciones bajo estudio, para trabajar con un modelo de cambio estructural puro, en el cual todos los coeficientes del sistema pueden cambiar entre regímenes. En este caso  $z_t$  puede incluir una tendencia lineal o cuadrática, como en [3], o sencillamente una constante como en [1].

En forma matricial el modelo múltiple de regresión lineal puede ser expresado como:

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U, \quad [7]$$

donde  $Y = (y_1, \dots, y_T)'$ ,  $X = (x_1, \dots, x_T)'$ ,  $U = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T)'$ ,  $\delta = (\delta_1', \delta_2', \dots, \delta_{m+1}')'$ , y  $\bar{Z}$  es la matriz con  $Z$  particiones diagonales en el tiempo  $t$ , i.e.  $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1})$  con  $Z_i = (z_{T_{i-1}}, \dots, z_{T_i})$ . Se denota el valor verdadero de un parámetro con un superíndice de 0. En particular  $\delta^0 = (\delta_1^{0'} \dots, \delta_{m+1}^{0'})'$  y  $(T_1^0, \dots, T_m^0)$ , representan los verdaderos valores de los parámetros  $\delta$  y de los puntos de quiebre. La matriz  $\bar{Z}^0$  es aquella con particiones diagonales  $Z$  en  $(T_1^0, \dots, T_m^0)$ . Luego el proceso generador de datos estará dado por:

$$Y = X\beta^0 + \bar{Z}^0\delta^0 + U. \quad [8]$$

El método de estimación considerado se basa en el principio de mínimos cuadrados. Para cada partición  $m(T_1, \dots, T_m)$ , las estimaciones de mínimos cuadrados para  $\beta$  y  $\delta_j$  se obtienen del proceso de minimización de los residuales al cuadrado:

$$(Y - X\beta - \bar{Z}\delta)'(Y - X\beta - \bar{Z}\delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t'\beta + z_t'\delta_j]^2, \quad [9]$$

$\hat{\beta}(\{T_j\})$  y  $\hat{\delta}(\{T_j\})$  son las estimaciones basadas en las  $m$  particiones  $(T_1, \dots, T_m)$ , denotadas como  $\{T_j\}$ . Al sustituir éstas en la función objetivo y denotar la suma de residuales al cuadrado resultante como  $S_T(T_1, \dots, T_m)$ , los puntos de quiebre estimados,  $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$  son tales que:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \underset{(\hat{t}_1, \dots, \hat{t}_m)}{\operatorname{argmin}} S_T(T_1, \dots, T_m). \quad [10]$$

La minimización se lleva a cabo sobre un conjunto de participaciones factibles (cada sub-muestra mayor al 15% del total). En este caso los estimadores de los puntos de quiebre son minimizadores globales de la función objetivo. Sobre estas particiones se obtienen entonces  $\hat{\beta}(\{T_j\})$  y  $\hat{\delta}(\{T_j\})$ .

Es importante resaltar que los modelos de quiebre estructural parten de ciertos supuestos, que establecen límites naturales a la aplicabilidad de las metodologías desarrolladas en la literatura. Estos supuestos son abordados de forma extensiva en Perron (2006). El uso de los estadísticos en modelo que incluyen tendencias lineales ha sido abordado por Perron y Zhu (2005).

#### IV. Datos

En este estudio se hace uso de la serie anual del producto interno bruto (PIB) real en millones de pesos de 1975, en un periodo comprendido entre 1924 y 2013, la cual se obtuvo a partir del trabajo de Ortiz, et al. (2009) para el periodo 1924-2005<sup>1</sup>. Para el periodo comprendido entre 2006 y 2013, se realiza un empalme de la serie elaborada por los autores antes mencionados, con los datos que proporcionan las cuentas nacionales del DANE.

Por su parte, las series de las tasas de crecimiento real de las economías de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Uruguay, Perú, República Dominicana y Venezuela, fueron calculadas con base en los datos reportados en la base *World Development Indicators* del Banco Mundial. El periodo de observación para las comparaciones internacionales es 1960-2013.

La series de oferta de energía eléctrica nacional, el número de personas en escolaridad secundaria, la participación del sector secundario en la generación del PIB, la producción de materias primas y los servicios comerciales y financieros, son obtenidos con una periodicidad anual entre 1925 y 2005 nuevamente de Ortiz, et al. (2009). Las variables anuales de tasa de homicidios por cien mil habitantes y autonomía tecnológica  $A$  (fracción nacional del acervo de maquinaria y equipo), se extrajeron de la información de Ortiz (2009). Éstas comprenden el periodo entre 1951-2005.

Finalmente, la serie anual que refleja el nivel de comercio internacional de Colombia, se obtiene a partir de la división entre la suma de importaciones y exportaciones colombianas y el PIB nominal. Estos datos se tomaron del Departamento Nacional de Planeación (DNP) para el periodo 1925-2005.

1 Remitirse al documento de Ortiz et al. (2009) documento para mayores detalles sobre la construcción de la serie.

Cabe resaltar que debido a que algunas series no comprenden el mismo periodo, en el proceso de algunas estimaciones de la Sección 3.3, la muestra es recortada según la información disponible lo requiera.

## V. Resultados

En las Tabla 1 y 2 se presentan los resultados de la prueba de Chow sobre las Ecuaciones 1 y 3. Es decir, sobre la tasa de crecimiento económico y sobre el logaritmo del PIB respectivamente, para Colombia. En estas regresiones preliminares, antes de aplicar las pruebas de quiebre estructural endógeno, se utiliza como fechas de quiebre las propuestas por Ortiz *et al.* (2009) y Cardenas (2007), quienes postulan un año cercano a 1980 (aunque aduciendo diferentes razones para una posible desaceleración) y 1999, ya que fue la fecha de la crisis más pronunciada vivida por Colombia en su historia y es coherente con el análisis de García (2002). Los resultados de la prueba, con las dos fechas seleccionadas a priori, indican que en 1980 existió un quiebre estructural sobre la tasa de crecimiento del PIB y en 1999 no, ya que con un 90% de confianza se rechaza la hipótesis nula de que no ocurrió un quiebre estructural en el modelo en el primer caso y se acepta en el segundo. Por otra parte, al aplicar la prueba sobre el modelo estacionario en tendencia (M2), los estadísticos indican que a cualquier nivel de significancia habitual se detectan quiebres en la tendencial del modelo en las mismas fechas.

**Tabla 1. Prueba de cambio estructural de Chow (sobre la tasa de crecimiento)**

$$\Delta \log(PIB)_t = \alpha_0 + \varepsilon_t$$

(a)

Prueba de cambio estructural de Chow: 1980			
Hipótesis Nula: No hay quiebres en el año especificado			
Estadístico F	3.06797	Prob. F(1,87)	0.0833
Razón de verosimilitud	3.08443	Prob. Chi-cuadrado(1)	0.0790
Estadístico de Wald	3.06797	Prob. Chi-cuadrado(1)	0.0798

(b)

Prueba de cambio estructural de Chow: 1999			
Hipótesis Nula: No hay quiebres en el año especificado			
Estadístico F	0.81938	Prob. F(1,87)	0.36786
Razón de verosimilitud	0.83429	Prob. Chi-cuadrado(1)	0.36103
Estadístico de Wald	0.81938	Prob. Chi-cuadrado(1)	0.36536

Fuente: Elaboración propia. La tabla muestra los estadísticos de Chow asociados con un quiebre estructural en la tasa de crecimiento del PIB colombiano en 1980 y 1999. El periodo de estimación va desde 1925 hasta 2013.

**Tabla 2. Prueba de cambio estructural de Chow (modelo con tendencia)**

$$\log(PIB)_t = \delta_0 + \delta_1 z_1 + \varepsilon_t$$

**(a)**

Prueba de cambio estructural de Chow: 1980			
Hipótesis Nula: No hay quiebres en el año especificado			
Estadístico F	37.77749	Prob. F(2,86)	0.0000
Razón de verosimilitud	56.74484	Prob. Chi-cuadrado(2)	0.0000
Estadístico de Wald	75.55497	Prob. Chi-cuadrado(2)	0.0000

**(b)**

Prueba de cambio estructural de Chow: 1999			
Hipótesis Nula: No hay quiebres en el año especificado			
Estadístico F	44.31539	Prob. F(2,86)	0.0000
Razón de verosimilitud	63.74940	Prob. Chi-cuadrado(2)	0.0000
Estadístico de Wald	88.63079	Prob. Chi-cuadrado(2)	0.0000

Fuente: Elaboración propia. La tabla muestra los estadístico de Chow asociados con un quiebre estructural en la una tendencia lineal que describe el logaritmo del PIB colombiano, en 1980 y 1999. El periodo de estimación va desde 1924 hasta 2013.

Como se explicó anteriormente esta prueba presenta importantes limitaciones, que compare con los análisis gráficos y comparación de promedios simples a través de estadísticos de Wald. La prueba de Chow se encuentra sesgada a indicar la presencia de quiebres estructurales en los datos aunque no los haya. Para hacer frente a esta crítica es necesario proceder con la prueba de cambio estructural endógeno de Andrews -Quandt. Como se mencionó antes, esta prueba no impone a priori el año del quiebre sino que busca de forma recursiva a lo largo de toda la muestra, si tal quiebre existió y en caso afirmativo, cuándo ocurrió. Esta estrategia sumada a la de los valores críticos corregidos estimados por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) solucionan el problema de la endogeneidad en la selección de la fecha del quiebre, y evitan sesgos que se derivan del mismo, en la estimación del quiebre.

Los resultados indican que a un nivel de significancia del 5%, la tasa de crecimiento del PIB no presenta ningún quiebre en el periodo de estudio (1925-2013) (Tabla 3) y por su parte, el modelo de tendencia lineal indica la presencia de un quiebre en el año 1972 (Tabla 4).

**Tabla 3. Prueba de cambio estructural endógeno sobre M1**

Prueba de cambio estructural desconocido de Quandt-Andrews		
Hipótesis Nula: No hay cambio estructural		
Estadístico	Valor	Prob.
Maxima LR Estadístico F (1981)	3.071981	0.5392
Maxima Wald Estadístico F (1981)	3.071981	0.5392
Exp LR Estadístico F	0.528474	0.4190
Exp Wald Estadístico F	0.528474	0.4190
Ave LR Estadístico F	0.849850	0.4120
Ave Wald Estadístico F	0.849850	0.4120
Nota: Probabilidades calculadas usando el método de Hansen(1997)		

Fuente: Elaboración propia. La tabla muestra los estadísticos de quiebre estructural endógeno en la tasa de crecimiento del PIB colombiano entre 1925 y 2013.

**Tabla 4. Prueba de cambio estructural endógeno sobre M2**

Prueba de cambio estructural desconocido de Quandt-Andrews		
Hipótesis Nula: No hay cambio estructural		
Estadístico	Valor	Prob.
Máxima LR Estadístico F (1972)	71.10959	0.0000
Máxima Wald Estadístico F (1972)	71.10959	0.0000
Exp LR Estadístico F	31.95626	0.0006
Exp Wald Estadístico F	31.95626	0.0006
Ave LR Estadístico F	29.47979	0.0002
Ave Wald Estadístico F	29.47979	0.0002
Nota: Probabilidades calculadas usando el método de Hansen(1997)		

Fuente: Elaboración propia. La tabla muestra los estadísticos de quiebre estructural endógeno en un modelo de tendencia lineal del PIB colombiano entre 1924 y 2013.

Dado que para el modelo en tendencia se encuentra evidencia de al menos un quiebre estructural, se continúa con la búsqueda de más quiebres, de menor magnitud, utilizando la metodología de Bai y Perron (1998, 2003). Tal estadístico indica que se registraron tres quiebres estructurales en la tendencia de la serie en los años: 1942, 1972 y 1999 (Tabla 5).

**Tabla 5. Prueba de múltiples quiebres estructurales**

Quiebres Determinados:		3	
Prueba de Quiebre Estructural	Estadístico F	Estadístico F escalado	Valor Critico**
0 vs. 1 *	71.10959	142.2192	11.47
1 vs. 2 *	26.51550	53.03099	12.95
2 vs. 3 *	32.11608	64.23216	14.03
3 vs. 4	2.201690	4.403380	14.85
* Significancia al 5%.			
** Valores Críticos, Bai-Perron (2003)			
	Fechas de los quiebres estructurales:		
	Secuencial	Partición	
1	1972	1942	
2	1942	1972	
3	1999	1999	

Fuente: Elaboración propia. La tabla muestra los estadísticos de quiebre estructural múltiple y endógeno en un modelo de tendencia lineal del PIB colombiano entre 1924 y 2013.

Lo anterior, evidencia que el estadístico de Chow que se calculó antes, indica un cambio estructural en 1980, que no tiene respaldo econométrico en los datos, después de ajustados los valores críticos que permiten poner a prueba la hipótesis nula de forma correcta. De la misma forma muestra que el quiebre en tendencia del año 1980 tampoco es estadísticamente significativo.

Dado que el estadístico de quiebres múltiples, señala el periodo del quiebre, pero no da indicios sobre la magnitud del mismo, con el fin de identificar la dirección de los cambios en la tendencia se estimó la ecuación [3], después de adicionarle variables dicotómicas que recogieran los efectos de los cambios estructurales, asignando el valor de cero antes de la fecha de los quiebres identificados, y uno de ahí en adelante, así como los respectivos efectos de interacción (Tabla 6). Los coeficientes de las variables dicotómicas que representan los quiebres de los años 1942 y 1999, tienen signo negativo, mientras que la de 1972 tiene signo positivo. Los errores estándar de estas variables no son relevantes puesto que adolecen del mismo sesgo que los estadísticos de Chow, que se explicó antes.

**Tabla 6. Modelo con Tendencia Lineal, Intercepto y variables indicadoras en las fechas de quiebre.**

Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico t
C*	10.67400	0.01474	723.75700
Tendencia*	0.03554	0.00136	26.08807
D1942*	-0.25355	0.02639	-9.60683
D1972*	0.49521	0.05121	9.66900
D1999*	-0.52841	0.15598	-3.38751
D1942xTENDENCIA*	0.01114	0.00150	7.41702
D1972xTENDENCIA*	-0.00803	0.00097	-8.24643
D1999xTENDENCIA**	0.00496	0.00193	2.55997

Fuente: Elaboración propia. \*Variable significativa al 99%. \*\*Variable significativa al 95%. \*\*\*Variable significativa al 90%. La tabla presenta un modelo con variables explicativa del logaritmo del PIB.

Finalmente en la Tabla 7 se presentan los modelos estimados para la media condicional del modelo (Ecuación 5).

**Tabla 7. Media condicional**

$$pib_t = \delta_{d_0} + \delta_{d_1}z_1 + \dots + \delta_{d_9}z_9 + \varepsilon_t$$

Variable	Coficiente	Error estándar.	Estadístico t
C*	10.97041	0.39521	27.75843
	0.03484	0.00488	7.13153
*	0.11498	0.04479	2.71019
	0.01765	0.02646	0.66694
	0.14221	0.10595	1.34219
	0.05375	0.04479	1.19996
***	0.18143	0.09670	1.87626
**	0.20922	0.09925	2.10795
	-0.01374	0.01301	-1.05671
	-0.00456	0.02588	-0.19283
AR(1)*	0.77366	0.08225	9.40584

Fuente: Elaboración propia. \*Variable significativa al 99%. \*\*Variable significativa al 95%. \*\*\*Variable significativa al 90%. La tab Nota: Todas las variables a excepción de la tendencia ( $z_1$ ) están en logaritmos. ( $z_1$ ) representa la tendencia lineal de la serie, ( $z_2$ ) la oferta de energía eléctrica nacional en gigavatios, ( $z_3$ ) el número de personas con escolaridad secundaria en miles, ( $z_4$ ) la participación del sector secundario en la generación del PIB, ( $z_5$ ) la producción de materias primas, ( $z_6$ ) los servicios

comerciales y financieros, ( $z_t$ ) la autonomía tecnológica, ( $z_g$ ) la tasa de homicidios por cada cien mil habitantes, y ( $z_e$ ) una medida del nivel de comercio exterior en Colombia expresada como exportaciones más importaciones sobre el PIB nominal.

El análisis se complementa con las estimación de quiebres estructurales múltiples, para diferentes países de América Latina, utilizando la Ecuación 1, con el fin de hacerlo comparable con el caso Colombiano. Los resultados se reportan en la Tabla 8. Como se puede observar, los resultados se pueden agrupar en diferentes categorías: junto a Colombia, países en los que no se registra ningún quiebre estructural durante el período de estudio son Chile, Costa Rica, Honduras, Panamá, Uruguay y República Dominicana. Por su parte, los países con mayor número de quiebres estructurales son Bolivia (3 quiebres), Ecuador, Guatemala, Nicaragua y Perú (2 quiebres cada uno). Los otros países en la muestra solo presentan un quiebre estructural (Argentina, Brasil, México, Paraguay y Venezuela). Se trata entonces de una muestra balanceada en cada grupo. Cabe anotar que la mayoría de los quiebres se identifican durante de las décadas de los 70s y 80s.

**Tabla 8. Quiebres múltiples en la tasa de crecimiento de países de América Latina**

País	Número de Quiebres	Fechas de Quiebres
Argentina	1	NA
Bolivia	3	1968, 1979, 1987
Brasil	1	1980
Chile	0	NA
Colombia	0	NA
Costa Rica	0	NA
Ecuador	2	1970, 1977
Guatemala	2	1981, 1988
Honduras	0	NA
México	1	1981
Nicaragua	2	1979, 1994
Panamá	0	NA
Paraguay	1	1981
Uruguay	0	NA
Perú	2	1983, 1993
República Dominicana	0	NA
Venezuela	1	2003

Fuente: Elaboración propia. La tabla muestra los estadísticos de quiebre estructural múltiple y endógeno de la tasa de crecimiento del PIB real de los países Latinoamericanos en la muestra. El período de estimación comprende entre 1960 y 2013.

## VI. Discusión y Conclusiones

A pesar de las hipótesis en la literatura colombiana, que apuntan a la existencia de un quiebre estructural en la serie del crecimiento económico colombiano, no es posible identificar tal en el período 1925-2013, utilizando una metodología econométrica que tiene en cuenta el carácter endógeno del proceso de identificación. Así las cosas, el análisis econométrico en este estudio rechaza por tanto las hipótesis de trabajos como los de Ortiz et al. (2009), Cárdenas (2007) y García (2002). Todos los cuales hablan de desaceleración en el ritmo de crecimiento económico nacional debido a diversos factores. No existe evidencia econométrica de tal desaceleración.

Este análisis se llevó a cabo utilizando estadísticos de quiebre estructural endógeno. Los mismos permiten poner a prueba la hipótesis de que existe un cambio en la tasa de crecimiento del PIB en cualquier momento durante la muestra de estudio considerada. Estas pruebas no requieren por lo tanto de la imposición a priori de una fecha de quiebre, lo cual lleva a sesgos importantes en la estimación de la fecha del quiebre y de sus nivel de significancia estadística. Así, el aporte de este documento es poner a prueba de forma adecuada la hipótesis de cambio de media en la tasa de crecimiento del PIB, utilizando los aportes de Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994). Lo cual es nuevo para la literatura local, pero se trata de una práctica estándar en la literatura internacional.

Por otra parte, si el PIB en nivel (y en logaritmos) es modelado, no como una serie que presente una raíz unitaria, sino como un proceso estacionario en tendencia, es posible identificar tres quiebres estructurales en los años: 1942, 1972 y 1999. Los dos primeros no están relacionados con ninguno de los trabajos que se han hecho en Colombia, referenciados en este documento, y más investigación debe realizarse dentro del campo de la historia económica para explicarlos completamente. El último quiebre, que está asociado con una reducción en la tasa de crecimiento tendencial del PIB, podría ser consecuencia de la intensificación del proceso de apertura económica y financiera, que junto a la liberación comercial y de capitales tuvo un fuerte efecto en la economía Colombiana

De esta forma, al menos para la regresión estacionaria en tendencia, la hipótesis de García (2002) parece tener más respaldo en los datos que las de los demás autores referenciados, de acuerdo a la metodología de quiebres estructurales endógenos. Sin embargo este estudio solo brinda luces sobre la fecha del posible quiebre, sin poder establecer una relación causal entre los hechos y tal fecha más precisa.

La hipótesis de García (2002) encuentra respaldo también en un análisis preliminar de las causas de tales quiebres, del cual se concluye que el incremento en la participación de los servicios financieros y comerciales antecede en 9 años, la fecha del quiebre negativo en tendencia registrado en 1999. Se podría conjeturar que la disminución pudo haber sido causada por el colapso de la balanza de pagos que siguió a los procesos de apertura económica en 1990. Este fenómeno se vio reforzado por choques externos sufridos en la época, por la mayoría de las economías emergentes alrededor del mundo, dentro de las cuales

se cuentan los países del Este Asiático en 1997 y Rusia en 1998. Al parecer este choque no sólo afectó la tasa de crecimiento de 1999, sino que generó un impacto negativo permanente sobre la tendencia del PIB colombiano del cual aún no se recupera completamente. Este constituye un primer avance en la identificación de las causas tras un posible cambio en la pendiente de la tendencia del PIB colombiano, pero se requiere ahondar en el análisis causal del problema.

La situación de ausencia de quiebres estructurales en la tasa de crecimiento del PIB real, no es un fenómeno idiosincrático de la economía colombiana. Por el contrario, se identifican otras seis economías en la región que tampoco los han experimentado. Seis más con un solo quiebre de 1960 a 2013, sobre todo en los primeros años de la década de los ochentas. En las demás economías con dos o más quiebres, los mismos se produjeron en las décadas de los 70s y los 80s. Los quiebres más recientes corresponden a las economías de Perú (1993), Nicaragua (1994) y Venezuela (2003). Las causas estructurales de estos quiebres, salen del alcance del presente estudio, pero podrán ser abordadas en futuras investigaciones en la materia.

## Referencias

- Andrews, D.W.K. (1993). Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, 61(4), 821-856.
- Andrews, D.W.K., & Ploberger, W. (1994). Optimal Test When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Econometrica*, 62(6), 1383-414.
- Bai, J. (1997a). Estimating Multiple Breaks One at a Time. *Econometric Theory*, 3(13), 315-352.
- Bai, J. (1997b). Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models, *The Review of Economics and Statistics*, 79(4), 551-563.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Change. *Econometrica*, 1(66), 47-78.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.
- Ben-David, D., & Papell, D.H. (1998). Slowdowns and Meltdowns: Postwar Growth Evidence from 74 Countries. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 561-571.
- Cárdenas, M. (2007). Economic Growth in Colombia: a Reversal of 'Fortune'? *Ensayos sobre Política Económica*, 25(53), 220-258.
- Chow, G. C. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series, 3rd Edition*. Nueva York, Estados Unidos: John Wiley & Sons, Inc.

- García, J. G. (2002). Liberalización, Cambio Estructural y Crecimiento Económico En Colombia. *Cuadernos de economía*, 21(36), 189-244.
- Gebregziabher, F. (2015). Adjustment and Long-Run Economics Performance in 18 African Countries. *Journal of International Development*, 27(2), 170-196.
- Hansen, B.E. (1997). Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(1), 60-67.
- Hansen, B.E. (2001). The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 117-128.
- Hausmann, R., Pritchett, L., & Rodrik, D. (2005). Growth Accelerations. *Journal of Economic Growth*, 10(4), 303-329.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- McConnell, M., & Perez-Quiros, G. (2000). Output Fluctuations in United States: What Has Changed Since the Early 1980s?. *American Economic Review*, 90(5), 1464-76.
- Ortiz, C.H. (2009). La Desaceleración Económica Colombiana: Se Cosecha lo que se Siembra. *Revista de Economía Institucional*, 11(21), 107-137.
- Ortiz, C.H. (2015). Política y Crecimiento Económico en Colombia 1906-2009. *Revista de Economía Institucional*, 17(32), 195-222.
- Ortiz, C.H., Uribe, J.I. & Vivas, H. (2009). *Transformación Industrial, Autonomía Tecnológica y Crecimiento Económico: Colombia 1925-2005 (352)*. Departamento Nacional de Planeación. Recuperado de <https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Estudios%20Economicos/352.pdf>
- Perron, P., & Zhu, X. (2005). Structural Breaks with Deterministic and Stochastic Trends. *Journal of Econometrics*, 129(1-2), 65-119.
- Perron, P. (2006). *Dealing with a Structural Breaks*, The Palgrave Handbook of Econometrics: Volume 1: Econometric Theory.
- Phillips, C.B., & Hansen, B. (1990). Statistical Inference in Instrumental variables Regression with I (1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Quandt, R. E. (1958). The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 53(284), 873-880.
- Quandt, R. E. (1960). Tests of the Hypothesis that a Linear Regression Obeys Two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 55(290), 324-330.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Stock, J., & Watson, M. (1988). Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1097-1107.

**ANEXOS****Anexo 1. Prueba de quiebres múltiples de Bai-Perron**

(a). Modelo de la variable ( $z_2$ ) oferta de energía eléctrica nacional en gigavatios) en tendencia y tasa de crecimiento

**i. Modelo con tendencia**

Quiebres Determinados:	3
------------------------	---

Prueba de Quiebre Estructural	Estadístico F	Estadístico F escalado	Valor Critico**
0 vs. 1 *	167.72695	335.45391	11.4700
1 vs. 2 *	47.90538	95.81076	12.9499
2 vs. 3 *	8.24630	16.49260	14.0299
3 vs. 4	0.53256	1.06513	14.8500

\* Significancia al 5%.

\*\*Valores Críticos, Bai-Perron (2003)

Fechas de los quiebres estructurales:		
	Secuencial	Partición
1	1987	1946
2	1946	1958
3	1958	1987

**ii. Modelo en tasa de crecimiento**

Quiebres Determinados:	1
------------------------	---

Prueba de Quiebre Estructural	Estadístico F	Estadístico F escalado	Valor Critico**
0 vs. 1 *	21.04610	21.04610	8.5799
1 vs. 2	2.81452	2.81452	10.1300

\* Significancia al 5%.

\*\*Valores Críticos, Bai-Perron (2003)

Fechas de los quiebres estructurales:		
	Secuencial	Partición
1	1988	1988

(b) Modelo de la variable ( $z_6$ ) (servicios comerciales y financieros) en tendencia y tasa de crecimiento.

### ***i. Modelo con tendencia***

Quiebres Determinados:			3
Prueba de Quiebre Estructural	Estadístico F	Estadístico F escalado	Valor Crítico**
0 vs. 1 *	12.25862	24.51724	11.4700
1 vs. 2 *	17.02547	34.05095	12.9499
2 vs. 3 *	20.75844	41.51689	14.0299
3 vs. 4	2.50516	5.01033	14.8500
* Significancia al 5%.			
** Valores Críticos, Bai-Perron (2003)			
Fechas de los quiebres estructurales:			
	Secuencial	Partición	
1	1937	1937	
2	1949	1951	
3	1990	1990	

### ***ii. Modelo en tasa de crecimiento***

Quiebres Determinados:			0
Prueba de Quiebre Estructural	Estadístico F	Estadístico F escalado	Valor Crítico**
0 vs. 1	0.46848	0.46848	8.5799
* Significancia al 5%.			
**Valores Críticos, Bai-Perron (2003)			

(c) Modelo de la variable ( $z_t$ ) (autonomía tecnológica) en tendencia y tasa de crecimiento.

### **i. Modelo con tendencia**

Quiebres Determinados:	3
------------------------	---

Prueba de Quiebre Estructural	Estadístico F	Estadístico F escalado	Valor Critico**
0 vs. 1 *	261.91474	523.82948	11.4700
1 vs. 2 *	16.89412	33.78824	12.9499
2 vs. 3 *	20.18797	40.37594	14.0299
3 vs. 4	2.35351	4.70703	14.8500

\* Significancia al 5%.

\*\* Valores Críticos, Bai-Perron (2003)

Fechas de los quiebres estructurales:

	Secuencial	Partición
1	1978	1960
2	1998	1982
3	1960	1992

Fuente: Elaboración propia

### **ii. Modelo en tasa de crecimiento**

Quiebres Determinados:	1
------------------------	---

Prueba de Quiebre Estructural	Estadístico F	Estadístico F escalado	Valor Critico**
0 vs. 1 *	26.54572	26.54572	8.5799
1 vs. 2	1.84882	1.84882	10.1300

\* Significancia al 5%.

\*\*Valores Críticos, Bai-Perron (2003)

Fechas de los quiebres estructurales:

	Secuencial	Partición
1	1981	1981

**Anexo 2. Modelo de con variables indicadoras.**(a) *Variable dependiente ( $z_t$ ) (servicios comerciales y financieros)*

Variable	Coefficiente	Error estándar.	Estadístico t
C*	-2.76410	0.06592	41.92560
Tendencia*	0.07186	0.00798	8.99959
D1937*	0.88133	0.17132	5.14419
D1949	-0.05242	0.16908	-0.31002
D1990	0.30981	0.39115	0.79203
D1937xTendencia*	-0.08842	0.01129	-7.83034
D1949xTendencia*	0.02192	0.00808	2.71176
D1990xTendencia	-0.00028	0.00532	-0.05382

Fuente: Elaboración Propia. Variable significativa al 99%. \*\*Variable significativa al 95%. \*\*\*Variable significativa al 90%.

**Anexo 3. Prueba de cointegración de Johansen: Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace).**

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Valor propio	Estadístico	Valor Crítico	Prob.**
None *	0.84428	408.97413	197.37087	9.625668
At most 1 *	0.80999	312.26801	159.52969	9.76879
At most 2 *	0.71973	225.91015	125.61543	3.74223
At most 3 *	0.61053	159.76560	95.75366	1.87187
At most 4 *	0.54375	110.73106	69.8188	2.00230
At most 5 *	0.443353	69.92493	47.85612	0.0001
At most 6 *	0.27845	39.46202	29.79707	0.00285
At most 7 *	0.24483	22.49148	15.49471	0.00375
At most 8 *	0.14075	7.88861	3.84146	0.00497
El estadístico de la traza indica 9 ecuaciones cointegrando al nivel 0.05 de significancia.				
* denota rechazo de la hipótesis en el nivel 0,05 de significancia.				
**p-valores de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)				

