



Revista Venezolana de Análisis de  
Coyuntura

ISSN: 1315-3617

coyuntura@cantv.net

Universidad Central de Venezuela  
Venezuela

Peña, Carlos  
CHOQUES EXÓGENOS Y PRODUCTO AGRÍCOLA. VENEZUELA, 1960-2012  
Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura, vol. XXI, núm. 1, enero-junio, 2015, pp.  
129-148  
Universidad Central de Venezuela  
Caracas, Venezuela

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=36442240007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## CHOQUES EXÓGENOS Y PRODUCTO AGRÍCOLA. VENEZUELA, 1960-2012<sup>1</sup>

Carlos Peña<sup>2</sup>  
ESCUELA DE ECONOMÍA, UCV

### Resumen:

En el lapso 1960-2012, la economía venezolana, en particular, el sector agrícola ha transitado un largo camino, caracterizado por una profunda inestabilidad macroeconómica, asociada a un conjunto de factores, tanto internos como externos, entre ellos, quizás los más relevantes serían los *shocks* externos negativos causados por los desequilibrios del mercado petrolero, acciones de políticas económicas discrecionales y cambios estructurales además de los coyunturales. En este contexto, la dinámica del sector puede estar afectado por dos tipos de perturbaciones: transitorias o permanentes. Estos eventos estarían asociados a diversos choques de origen exógeno que han alterado el crecimiento del sector agrícola, medido por el PIBapc; se utilizará la metodología de la econometría de series de tiempo, específicamente los test de raíces unitarias, tanto los *clásicos* como los que se aplican en presencia de cambio estructural. Así, el objetivo de este trabajo es evaluar el impacto de los choques exógenos en el producto agrícola, para el lapso 1960-2012.

**Palabras claves:** Sector agrícola, choques exógenos, quiebres estructurales

### INTRODUCCIÓN

En el lapso 1960-2012 la economía venezolana ha transitado un largo camino, determinado por una profunda inestabilidad macroeconómica, asociada al deterioro político e institucional, *shocks* externos negativos y positivos causados por los desequilibrios del mercado petrolero, acciones de política económica discrecionales además de cambios estructurales y coyunturales. En particular, la etapa que va desde el año 1983 en adelante está signada por un proceso de pérdida de dinamismo macroeconómico, incertidumbre macroeconómica, política e institucional. Todo esto ha generado un gran costo económico y social para el pueblo venezolano.

El sector agrícola refleja la dinámica macroeconómica de un país y es un indicador del comportamiento de una economía. En la literatura económica, la importancia de la agricultura para el crecimiento económico ya es una idea ampliamente aceptada. No obstante, depender de una estrategia de crecimiento

---

<sup>1</sup> Este documento forma parte del proyecto de investigación de grupo *Impacto de las crisis económicas mundiales en la economía agroexportadora venezolana*, coordinado por la profesora Adelina Rodríguez y financiado por el CDCH/UCV.

<sup>2</sup> cpenaparra@gmail.com

liderada por la agricultura es difícil si esta constituye una proporción relativamente pequeña del Producto Interno Bruto, PIB y si su la tasa de crecimiento no es especialmente dinámica.

La falta de dinamismo parece ser una descripción bastante exacta del sector agrícola en Venezuela para el período de estudio. En general, las explicaciones para esta característica han enfatizado diversos canales; para el caso de Venezuela, se han experimentado situaciones que conllevan alteraciones sustanciales en la estructura de la economía y en la orientación de la política económica, así, se puede decir que este sector está afectado por dos tipos de perturbaciones: transitorias o permanentes. Las primeras tienen un efecto más de corto plazo y las segundas de largo plazo. Estos eventos están asociados a diversos shocks de origen exógeno que han alterado la estructura económica del país. En este contexto, el objetivo de este trabajo consiste en evaluar el impacto de los choques exógenos en el producto agrícola, para el lapso 1960-2012.

La metodología que se utiliza es la referida a la econometría de series de tiempo, la cual consiste en analizar la existencia de diferencias en las relaciones de largo plazo, como consecuencia de tener en cuenta o no la posibilidad de cambio estructural, que pudieran ser provocados por el entorno económico; para ello se utilizan diferentes contrastes de raíz unitaria, incluyendo los test en presencia de cambio estructural.

El trabajo se estructura de la siguiente manera: en la primera parte se hace una revisión de los aspectos teóricos; en la segunda se abordan algunas consideraciones del comportamiento y dinámica del sector agrícola; en la tercera sección se presenta la metodología utilizada y los resultados empíricos, finalmente las conclusiones.

## I.- ALGUNOS ASPECTOS TEÓRICOS

### *1.1.- El papel del sector agrícola y los choques exógenos*

La importancia de la agricultura<sup>3</sup> en las economías de los países varía notablemente, pero de forma relativamente predecible. La importancia relativa de la agricultura disminuye a medida que aumenta el PIB per cápita y la economía experimenta una transformación estructural.

---

<sup>3</sup> La agricultura no se puede estudiar de forma aislada, debido a que su comportamiento puede depender en alto grado de las políticas macroeconómicas. Estudios recientes parecen demostrar la alta correlación que puede existir entre el desarrollo agrícola y las políticas monetarias, cambiarias, fiscales; así como, del comercio exterior e interior

En algunos de los países más pobres del mundo, la agricultura representa más del 30% de la actividad económica, en los países menos adelantados como grupo, ésta supone el 27% del PIB según cifras de 2009. En cambio, en las economías de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, OCDE, la agricultura representa menos del 1,5 % de la producción económica global. Así pues, el papel que desempeña la agricultura en el impulso del crecimiento económico global variará de un país a otro y, en general, su importancia es mayor en los países más pobres.

El pobre crecimiento del sector agropecuario está asociado con el bajo nivel de inversión que atrae. Se debe por lo tanto entender cuáles son los determinantes de esta baja inversión en el sector. La idea central de este enfoque es que hay una diversidad de “cuellos de botella” que inhiben la inversión en el sector agropecuario, tales como la inseguridad, la indefinición de los derechos de propiedad, la infraestructura inadecuada, la ausencia de innovación y desarrollo tecnológico y la falta de acceso al financiamiento, entre otros. Como la resolución de los distintos “cuellos de botella” que pueden contribuir al crecimiento del sector no necesariamente son sustitutos entre sí, es necesario identificar cuáles de ellos generan las mayores restricciones al crecimiento. En términos conceptuales un “cuello de botella” es más restrictivo que otro si al eliminarlo se aumenta la inversión en el sector en mayor cuantía respecto a lo que habría sucedido al eliminar el otro.

El crecimiento es el indicador clave del comportamiento global de las economías; no obstante, esta variable se encuentra lejos de ser estable. En efecto, las expansiones y recesiones alternan en el tiempo y están relacionadas, principalmente, con movimientos en el nivel de empleo. El crecimiento del producto está afectado por dos tipos de perturbaciones: persistentes y transitorias. Las primeras tienen un efecto de largo plazo en el producto y corresponden típicamente a variaciones de la productividad de los factores y de la oferta de mano de obra. El segundo tipo de innovaciones está asociado a eventos naturales, modificaciones del gasto público, de la oferta real de dinero y tienen un efecto de corta duración (Fernández y Lara, 2004).

El impacto de los choques externos en una economía, depende en gran medida de los fundamentos económicos del país. Países con desequilibrios macroeconómicos, mercados de exportación reducidos, en particular los concentrados en bienes primarios y con una fuerte dependencia de recursos financieros externos, son más vulnerables a las fluctuaciones del entorno externo.

La volatilidad macroeconómica o las fluctuaciones económicas han sido y son un tópico de particular interés en el análisis del desempeño económico de

América Latina, bien sea como fuente o reflejo del subdesarrollo. El nivel de volatilidad macroeconómica puede estar asociado a elementos de diversa índole, sin embargo, uno de los canales o determinantes de la volatilidad macroeconómica son los choques externos, fundamentalmente los expresados a través de los términos de intercambio<sup>4</sup>, específicamente su volatilidad. Así, los términos de intercambio afectan al producto por medio de su impacto en las exportaciones y las importaciones. En la medida en que los términos de intercambio mejoran, el producto debería aumentar debido al incremento en las exportaciones, en caso contrario disminuirá.

En particular, la relación entre los términos de intercambio, definidos como la relación entre el precio de las exportaciones y el precio de las importaciones, y las fluctuaciones macroeconómicas, es un tema de interés en el estudio de los ciclos económicos en economías pequeñas y abiertas. La literatura, tanto empírica como teórica –véase por ejemplo Mendoza (1995), Easterly et al (2001), Castillo y Salas (2010), entre otros– plantea que esto es más relevante para los países en desarrollo, debido básicamente, a la dependencia y concentración de sus exportaciones en unos pocos productos básicos.

Existe una larga lista de estudios, que han analizado los efectos de los vaivenes de los términos de intercambio en los ciclos económicos. En especial, la volatilidad de estos cumple un papel importante en la explicación de las ciclos en los países en desarrollo –Véase entre otros: Kose y Riezman (2001), Kose (2002), Saez y Puch (2004)– Esta singularidad parece adquirir relevancia en los países petroleros, donde la volatilidad de dicha variable actúa con más intensidad.

Evidentemente, el impacto sobre los términos de intercambio de los choques petroleros tiende a generar situaciones de inestabilidad e incertidumbre macroeconómica; sin embargo, el mecanismo de transmisión de esta inestabilidad viene dada por el tipo de cambio real, TCR (Peña, 2008).

En este contexto, el sector agrícola se ve afectado por la incertidumbre y la volatilidad, no solamente a nivel externo, sino también a nivel interno por las políticas económicas además por el deterioro de los términos de intercambio y su volatilidad. Así, puede existir un vínculo entre el deterioro del sector agrícola y los choques externos, toda vez, que los términos de intercambio agrícolas, representan, no solo los precios de las exportaciones sino también el de las importaciones.

---

<sup>4</sup> Los términos de intercambio, entendidos como las variaciones en las estructuras de precios de las exportaciones en relación a las importaciones, han sido durante años uno de los principales temas de atención para los países de América Latina. En efecto, un deterioro en los términos del intercambio puede llegar a traducirse en un crónico deterioro de la balanza de pagos, tal como ha ocurrido en un número significativo de países de la región.

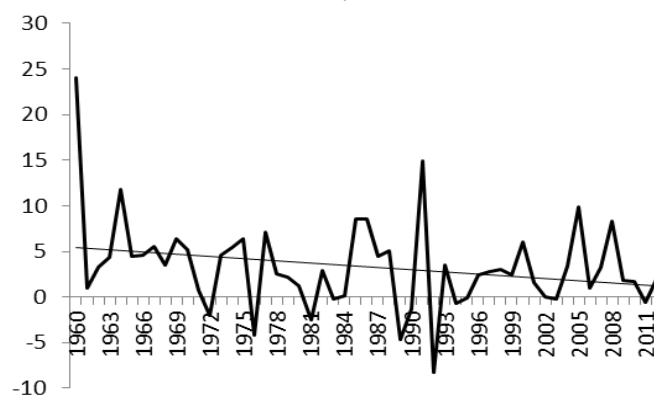
## II.- COMPORTAMIENTO Y DINÁMICA DEL PRODUCTO AGRÍCOLA

### II.1.- Evolución del PIB agrícola y la volatilidad de su crecimiento

Es importante comenzar caracterizando el lapso de estudio, el cual va de 1960 a 2012. En este período, la economía venezolana ha transitado un conjunto de etapas, las cuales van desde episodios de crecimiento y estancamiento, pasando por fuertes recesiones y profundos desequilibrios macroeconómicos; así como también, diversas crisis, entre ellas inflacionarias, de tipo de cambio, de deuda, bancaria, política, institucional, golpes de Estado, huelgas generales. Adicionalmente, la economía venezolana ha estado sometida a choques, tanto internos como externos, los cuales han provocado que el crecimiento económico, medido por el Producto Interno Bruto per cápita, PIBpc, haya sido extremadamente volátil (véase Peña, 2005 y 2007).

De los anteriores planteamientos se deduce que la inestabilidad e incertidumbre que ha caracterizado a la economía venezolana pudo haber tenido efectos perversos en el comportamiento del sector agrícola venezolano, especialmente sobre el Producto Interno Bruto agrícola per cápita, PIBpca. En este escenario, la dinámica y comportamiento del PIBapca ha mostrado fuertes fluctuaciones, sin presentar una senda estable de crecimiento. En el gráfico 1 se observa lo mencionado.

**Gráfico N° 1**  
**Producto Interno Bruto agrícola per cápita**  
**Venezuela, 1960 - 2012**



Fuente: BCV. Cálculos propios.

Como se muestra en el gráfico 1, el PIB agrícola está determinado por fuertes oscilaciones. Se ven aceleraciones y profundas desaceleraciones. Como se

evidencia en el cuadro 1, la tasa de crecimiento del PIBpca, presenta una gran fragilidad a lo largo del período de estudio; para el total del lapso, si bien las cifras señalan un crecimiento positivo, éste es muy pobre. En particular, el desempeño del sector agrícola es muy inferior al resto de la economía.

A pesar de que la agricultura ha sido históricamente penalizada por las consecuencias de un tipo de cambio con tendencia a sobrevaluarse, elemento característico del capitalismo rentístico, los recursos provenientes de la renta petrolera, la protección recibida y los subsidios sirvieron para que tuviera un proceso de modernización y diversificación, aunque con insuficientes mejoramientos de la productividad. Durante el siglo XX, de una agricultura tradicional basada en el modelo agroexportador (café y cacao) y factor fundamental de la economía, se pasó a una actividad agrícola moderna, con predominio de relaciones de producción capitalistas, intensiva en el uso de fertilizantes, maquinaria agrícola y otros insumos modernos, pero fuertemente dependiente de los apoyos gubernamentales y de la protección para su desenvolvimiento.

No obstante lo anterior, el crecimiento agrícola parece ser muy volátil; para establecer una primera aproximación a este fenómeno hay que determinar el grado de volatilidad del PIBpca. Para ello se recurre a un conjunto de indicadores, en este sentido, hay que precisar que la definición de volatilidad que se emplea no es inocua al momento de probar empíricamente la existencia de su relación con el crecimiento.

En la literatura económica se emplea una variedad de indicadores que permiten medir la volatilidad del PIB. En líneas generales, estos indicadores se pueden dividir en dos grupos. En el primero, están las medidas más comúnmente utilizadas en los estudios que vinculan la volatilidad con el crecimiento económico. Dichos estadísticos son la desviación estándar, DE; y el coeficiente de variación, CV, de la tasa de crecimiento del PIB. En este caso, se utiliza la desviación estándar de la tasa de crecimiento de la variable en cuestión. Los resultados se muestran en el cuadro 1.

**Cuadro 1. Comportamiento del PIB total y PIB agrícola. Venezuela, 1960-2012**

	<i>Períodos</i>					<i>Total</i>
	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1990-1999	2000-2012	1960-2012
pibpc	2,0	1,8	-2,8	-0,1	1,9	<b>0,6</b>
$\sigma$ pibpc	1,7	1,5	3,0	4,3	4,4	<b>3,1</b>
pibapc	3,1	-0,4	-0,4	-0,3	1,1	<b>0,7</b>
$\sigma$ pibapc	1,9	2,7	3,4	4,5	4,1	<b>3,4</b>

Fuente: BCV. Cálculos propios.

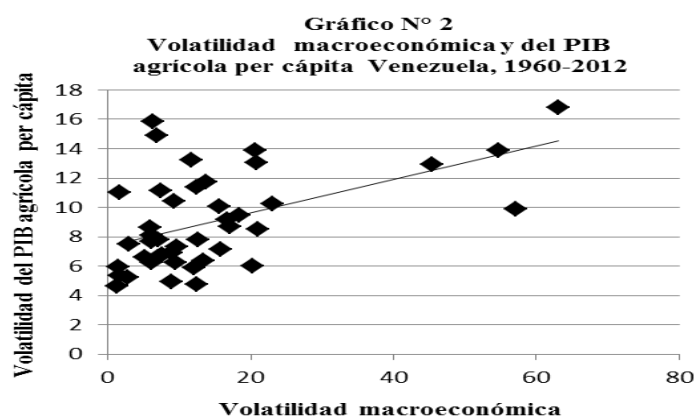
Nota: pibpc: variación porcentual del Producto Interno Bruto per cápita total.

$\sigma$ pibpc volatilidad del PIBpc total.

pibapc tasa de variación del Producto Interno Bruto per cápita agrícola.

$\sigma$ pibapc: volatilidad del PIBapc.

El cuadro anterior presenta el comportamiento de la tasa de crecimiento del PIBpc total y del PIBpca; así mismo, las respectivas volatilidades asociadas a esas tasas de crecimiento. Se observa, que la volatilidad del PIBpc agrícola es mayor que la del PIBpc, además, el crecimiento del sector ha sido mediocre. Como se aprecia parece existir una relación entre la volatilidad macroeconómica, medida por la desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB per cápita y la del PIB agrícola per cápita. La evidencia sugiere que es directa. Igualmente, en el gráfico siguiente se relacionan dichas volatilidades.



El gráfico 2 da cuenta de la relación positiva entre la volatilidad del PIB per cápita y la del PIB agrícola per cápita. Se evidencia que el vínculo entre ambas, si bien es positivo, como se pudiera esperar, no es del todo fuerte. Esto estaría insinuando que es posible que existan otras variables que esté afectando el PIB agrícola.

En el orden de las ideas anteriores, existe un segundo grupo de indicadores que provienen de entender a las crisis o, contracciones abruptas del PIB, como una forma extrema de volatilidad real<sup>5</sup>, según Prasad et al (2004) o como indicadores de inestabilidad del crecimiento (Pritchett, 2000). De estos indicadores destacan tres: i) número de episodios de crisis o puntos de quiebre; ii) la duración de dichos episodios y, iii) la cuantificación de la pérdida del producto observada durante los episodios. En el cuadro 2 se aplica la metodología mencionada.

<sup>5</sup> El uso de esta segunda fuente de indicadores ha ido creciendo, en especial, debido a líneas de investigación donde se enfatiza la importancia de la crisis, tanto del sector financiero como externo, para explicar el comportamiento de largo plazo de la actividad económica.



Cuadro 2. Episodios de contracción del PIB per cápita. Venezuela, 1960-2012

	Períodos					Total
	1960-1969	1970-1979	1980-1989	1990-1999	2000-2012	
Nº de episodios	3	5	7	4	5	23
Duración	1,5	1,7	3	1,3	1,7	2,1
Pérdida/PIBapc	1,6	12,8	10,3	7,7	1,7	6,8

Fuente. Cálculos propios.

Nota: Duración esta medida en años. La pérdida en % del PIBpc.

En el cuadro 2 se advierte cuán dramático ha sido el comportamiento del PIBpca. Se tiene que en el lapso comprendido entre 1960 y 2012 se han presentado 23 episodios de contracción del producto o crisis, con una duración promedio de 2 años. La persistencia máxima de estos episodios fue de 3 años, la cual se registró en la década de 1980. Durante las recesiones del período, la pérdida media registrada fue del 6,8% del producto agrícola per cápita.

Una mirada un poco más detallada al cuadro permite encontrar que la década de los 60 del siglo XX contrasta significativamente con los lapsos siguientes, signados por turbulencias. Al parecer, las crisis antes de los 80 eran más aisladas, lo que sugiere que no afectaban demasiado al crecimiento. Por otra parte, se identificaron crisis en los 80, 90 y los primeros años del siglo XXI. Un conjunto de elementos pudieran explicar dichas crisis y el consecuente deterioro en el crecimiento del PIBapc, entre ellos están los choques externos, los cuales se expresan a través de los términos de intercambio, las distorsiones en la política económica, entre otros

### *II.2.- Choques exógenos, volatilidad y producto agrícola*

Generalmente se acepta que los términos de intercambio, tdei, representan una fuente de perturbación externa, es decir, a través de éstos se expresan los denominados choques externos reales. En este caso, se puede asumir que una de las fuentes de inestabilidad del PIB agrícola per cápita pudieran ser los términos de intercambio agrícolas, entre otros factores.

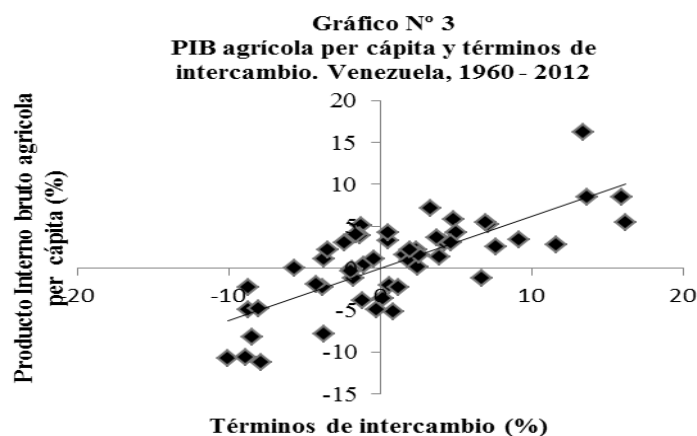
Un elemento importante es que el patrón de consumo altamente dependiente de las importaciones de alimentos fue posible mantenerlo gracias al poder de compra internacional del cual disfrutó el país, debido a las exportaciones petroleras y a los excedentes rentísticos captados internacionalmente. En la medida en que los ingresos de divisas por concepto de petróleo declinaron en términos reales y la economía entró en crisis, se ha hecho mucho más difícil continuar importando en las magnitudes del pasado. Como la producción nacional agrícola también ha venido atravesando por una profunda crisis en los últimos años, la disponibilidad y los niveles de consumo de alimentos por habitante han mostrado una tendencia decreciente así como una mayor inestabilidad desde comienzos

de la década de los 80, con sus consecuentes efectos negativos sobre la seguridad alimentaria nacional y de los hogares de menores ingresos.

Lo antes mencionado lleva a establecer que la relación de intercambio del sector agrícola está altamente influenciada por los precios de los productos agrícolas importados. De la misma manera, la volatilidad de tdei agrícolas, ha estado determinado por la volatilidad de los precios agrícolas. Como se mencionó anteriormente, diversos pueden haber sido los elementos que han provocado que el crecimiento del PIBapc sea volátil, sin embargo, uno de los elementos que menciona la evidencia empírica es la volatilidad de los precios agrícolas. En este sentido CEPAL/FAO (2011: 3) señala:

La volatilidad de los precios de las materias primas agrícolas tiene costos para los países, tales como pérdidas en la eficiencia económica, reducción de la seguridad alimentaria y desnutrición, efectos negativos sobre la balanza comercial, posibilidad de movilizaciones sociales y riesgos elevados para los productores, especialmente para los pequeños agricultores, pues se incrementa la incertidumbre sobre sus ingresos esperados.

Dado lo anterior se plantea la siguiente gráfica para aproximarse a la relación entre los choques exógenos, medidos a través de los tdei agrícolas y el PIB agrícola.

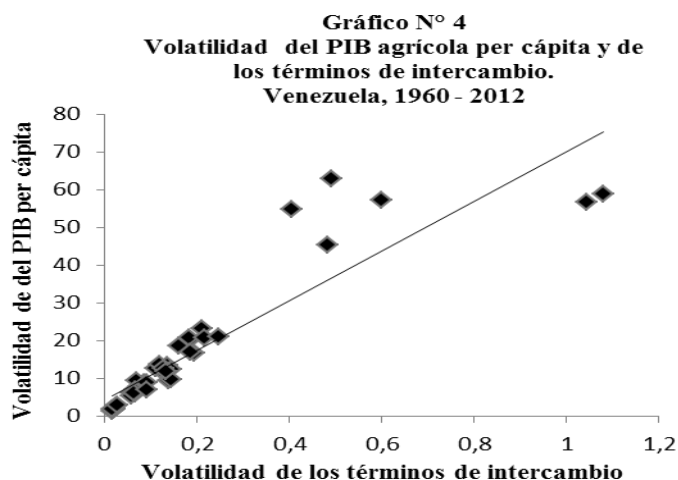


Fuente: Cálculos propios

El gráfico 3 presenta la relación entre la tasa de crecimiento del PIBapc y la de los términos de intercambio del sector. Como se ve, el vínculo entre ambas variables es positivo, es decir, a medida que la relación comercial mejora pudiera darse un crecimiento en el PIB agrícola; por el contrario, un deterioro en esta relación, ocasionaría una caída en el crecimiento del sector agrícola. En todo

caso, la gráfica pareciera sugerir que ha existido una asociación entre el comportamiento del PIBpc agrícola y los tdei. Para el lapso total, el vínculo es de 57,1% positivo.

Igualmente puede existir un vínculo entre la volatilidad de los tdei y la del PIBapc. En el gráfico 4 se expresa dicho vínculo.



Fuente: Cálculos propios.

Como muestra el gráfico anterior el nexo entre ambas variables es positivo y fuerte. Es de pensar que uno de los elementos que ha ocasionado que el PIBapc sea volátil, adicionalmente a otros factores, han podido ser los términos de intercambio agrícolas.

### III.- CHOQUES EXÓGENOS Y PIB AGRÍCOLA PER CÁPITA. EVIDENCIA EMPÍRICA

#### III.1.- Persistencia de los choques en el producto agrícola

En esta sección se aborda el tema de la persistencia de los choques sobre el PIB agrícola por medio de los test de raíz unitaria. Hay un hecho importante de detectar que es la presencia de una tendencia aleatoria (raíz unitaria) en una serie como la del PIB, el cual se basa en serias implicaciones de política económica.

Las pruebas de raíz unitaria se realizan para el logaritmo natural de la serie del PIB agrícola per cápita, IPIBpca, en nivel. La prueba incluye un intercepto y una tendencia determinista para analizar si la serie es estacionaria en torno a dicha tendencia. Para verificar si la serie citada presenta o no una raíz unitaria

se recurre a los siguientes test: Dickey-Fuller Ampliado o ADF; el test de correcciones no paramétricas Phillips-Perron, PP, (1988); el contraste de estacionariedad de Kwiatkowski et al, KPSS, (1992). No obstante, DeJong et al (1992) muestran que estos tipos de test tienen problemas de potencia, por lo que no son capaces de distinguir series con raíz unitaria frente a otras que sigan un proceso autorregresivo de orden uno (AR1), con un coeficiente cercano pero inferior a la unidad. Según Rivera y Toledo (2004), Cámara (2006) y Ramírez y Rodríguez (2008) consideran que los test: DF-GLS (Dickey-Fuller test with GLS detrending) o ERS (GLS) –véase Elliot et al (1996)– y el Ng-Perron, NP, (2001), son los de mayor potencia.

Todos ellos se plantean en el contexto de un modelo con constante y tendencia y la variable es tomada en niveles; para el contraste de ADF se utilizó el criterio de Akaike, AIC, para seleccionar el orden del proceso autorregresivo. Los contrastes de PP y NP se realizaron con la ventana espectral de Barlett. Los resultados se muestran en los cuadros 3 y 4.

Cuadro 3. Test de raíz unitaria

DFA		PP		KPSS	
Estadístico <i>t</i>	Crítico	Estadístico <i>t</i>	Crítico	Estadístico LM	Crítico
1,5424	4,1923	0,9793	4,1923	0,1924	0,2160

Nivel de significancia estadística: 1%.

DFA: Dickey-Fuller Aumentado, PP: Phillips-Perron; KPSS: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt Shin.

Hipótesis nula: ADF y PP: la variable tiene raíz unitaria. KPSS: la variable es estacionaria.

Fuente: Resultados econométricos software Eviews7.2.

Cuadro 4. Test de raíz unitaria

DF-GLS		ERS punto óptimo		NP	
Estadístico <i>t</i>	Crítico	Estadístico <i>t</i>	Crítico	Estadístico MZa	Crítico
1,3831	3,7700	26,302	4,220	3,645	23,800

Fuente: Resultados econométricos software Eviews7.2.

Nivel de significancia estadística: 1%.

DFA: DF-GLS Dickey-Fuller detrending; ERS: Elliot, Rothenberg y Stock punto óptimo.

NP: Ng-Perron.

Hipótesis nula: la variable tiene raíz unitaria.

En el cuadro 3, la evidencia señala que con el test ADF y el PP se acepta la hipótesis nula. En este caso, la variable presenta una raíz unitaria, lo cual implica que no es estacionaria, en consecuencia, con estas pruebas se puede concluir que la serie en niveles muestra una tendencia estocástica, sin embargo, el KPSS señala que no se puede rechazar la hipótesis nula, la serie es estacionaria en niveles,  $I(0)$ . De acuerdo a esto, existen contradicciones en estos test, según Cheung y Chinn (1997) puede estar indicando que la información contenida en la variable no es suficiente para discriminar entre los modelos recogidos bajo la hipótesis nula y la alternativa de los diferentes contrastes. Por otra parte, Carrión et al (2004) plantean que los contrastes pueden estar mal especificados

si las series han sufrido cambios estructurales a lo largo del período analizado, es decir, dicha contradicción se puede interpretar como un indicador de la existencia de cambio estructural. Dado los resultados anteriores se procedió a utilizar los test de mayor potencia, los cuales se muestran en el cuadro 4. Los test DF-GLS y ERS, revelan que se rechaza la hipótesis nula, la variable es estacionaria en niveles. En este caso, presenta una tendencia determinista no así el test NP, que acepta la hipótesis nula.

Una correcta lectura de los resultados anteriores debe considerar, adicionalmente, el problema de potencia que sufren estos estadísticos al ser utilizados en muestras pequeñas. En particular, es posible encontrar niveles de potencia aceptables para estos test cuando se utiliza un tamaño de muestra mayor a 50 observaciones. No obstante, como señalan Ramírez y Rodríguez (2008) la existencia de cambios estructurales es una importante fuente de distorsiones en la inferencia de los test de raíces unitarias.

### III.2.- Test de raíz unitaria con cambio estructural

La incorporación de cambios estructurales en la modelización de las series de tiempo se ha realizado bajo diferentes enfoques, que en lo fundamental difieren en la endogeneidad o no del momento de cambio y en el número de cambios permitidos.

En el presente trabajo se contrasta la existencia de una raíz unitaria en el PIB agrícola per cápita contra la hipótesis alternativa de estacionariedad en presencia de cambios estructurales, para tal caso se efectúa la prueba de Zivot y Andrews (1992), para la serie anual de la inversión privada.

Zivot y Andrews, ZA (1992), desarrollaron una serie de pruebas para la estimación de cambios estructurales endógenos. Dichos test permiten la evaluación de la presencia de una raíz unitaria contra la alternativa de un proceso estacionario con un cambio estructural, bien sea en nivel, en tendencia o en ambos. ZA, seleccionan el punto de cambio donde el estadístico  $t$  (student) en el coeficiente de la variable autoregresiva se utiliza para probar donde la hipótesis nula de raíz unitaria es más negativa. Así, el experimento de ZA investiga la posibilidad de la existencia de una tendencia segmentada. Estos autores buscan un corte estructural y lo tratan como endógeno a la muestra.

$$\text{Modelo A. } y_t = \alpha + \theta DU(\lambda) + \beta_t + \varphi y_{t-1} + \sum_1^k \rho \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t (1)$$

$$\text{Modelo B: } y_t = \alpha + \theta DT(\lambda) + \beta_t + \varphi y_{t-1} + \sum_1^k \rho \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t (2)$$

$$\text{Modelo C: } y_t = \alpha + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \beta_t + \varphi y_{t-1} + \sum_1^k \rho \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t(3)$$

En consecuencia el modelo para el PIB agrícola per cápita en Venezuela quedaría como sigue:

$$lpibpca_t = \alpha + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \beta_t + \varphi lpibpca_{t-1} + \sum_1^k \rho \Delta lpibpca_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde *IPIBpca* es el logaritmo del PIB agrícola per cápita expresada en niveles,  $\alpha$  es una constante,  $DU(\lambda)$  es una variable dummy que toma el valor de 1 a partir del año en el que se cree ocurrió el cambio estructural y el valor de 0 en los años anteriores, la variable  $t$  representa el tiempo,  $IPIBpca_{t-1}$  es la inversión privada rezagada un período.  $DT(\lambda) = t - T\lambda$  si  $t > T\lambda$  y 0 si esto no es así. El siguiente término es la sumatoria del cambio en la variable de interés para los periodos  $t - j$  hasta  $k$ ; los  $k$  regresores de éste término, se agregan para eliminar la posible dependencia en la distribución límite usada en las pruebas estadísticas, causada por la dependencia temporal de las distribuciones. Finalmente  $\varepsilon$  es el término de error.

El test de ZA se aplicó recursivamente, es decir, para todos los  $T_0$  posibles. Al permitir que los quiebres se calculen endógenamente, se reduce la posibilidad de no rechazar la hipótesis nula cuando ésta no es verdadera, por lo que las conclusiones son mucho más sólidas.

A continuación se presentan los resultados La hipótesis nula es si el PIBapc presenta una raíz unitaria con quiebre estructural.

Cuadro 5. Test de raíces unitarias de Zivot & Andrews

Quiebre en intercepto		Quiebre en tendencia		Quiebre en ambos	
Estadístico ZA	Critico	Estadístico ZA	Critico	Estadístico ZA	Critico
3,3524	5,34	3,4280	4,80	3,7521	5,57

Fuente: Eviews 7.2.

Los resultados muestran que en los tres casos se acepta la hipótesis nula, es decir, el *IPIBpca* en Venezuela para el lapso 1960-2012, presenta una raíz unitaria, tanto en constante como en la tendencia. Así, el hecho de que la variable no sea estacionaria implica que los factores exógenos o perturbaciones aleatorias observadas en la serie de PIB agrícola per cápita tendrían efectos

permanentes o de largo plazo. En consecuencia, el comportamiento errático de la serie se debe a la presencia de raíz unitaria.

Los efectos permanentes vendrían dados por choques exógenos, los cuales habrían producido cambios más duraderos y estarían representados por los quiebres estructurales, los mismos han afectado, según la evidencia, tanto el nivel como la tendencia del PIB agrícola. El hecho de que existan quiebres estructurales en la tendencia implica una tasa inestable de crecimiento agrícola. Una tasa estable de crecimiento proporcionaría la tendencia de largo plazo en condiciones de completa estabilidad, lo cual no es el caso.

### III.3.- Identificación de los posibles quiebres estructurales

Una vez que se ha caracterizado al PIBapc como una serie no estacionaria, con quiebres en el nivel y tendencia, cabe encontrar los períodos en los cuales se han dado esos quiebres. La importancia de realizar este análisis radica en el hecho de que si no se evidencian quiebres estadísticamente significativos en la tendencia del PIB agrícola, ello significaría que la trayectoria de largo plazo no ha sido afectada por choques permanentes.

Para la determinación de los quiebres, se siguió la metodología usada por Bai (1997) y Bai y Perron (1998, 2003). Estos test permiten identificar los posibles puntos de ruptura o años en los que sucedieron dichos quiebres. Se parte de una identificación general de la variable PIB agrícola per cápita, *PIBapc*, a través de una estimación por mínimos cuadrados ordinarios, MCO. A partir de allí, se aplican un conjunto de test de estabilidad. Ente ellas están: la prueba secuencial, la global que implica números de quiebres vs ninguno y por último la información de criterios de quiebres globales. Los resultados de estas pruebas se presentan en los cuadros siguientes.

Cuadro 6. Test de quiebres múltiples de Bai-Perron. Test secuencial

<i>Test secuencial de quiebres determinados 5</i>		
<i>Test de quiebres</i>	<i>F estadístico</i>	<i>Valor crítico**</i>
0 vs 1*	34,2854	8,58
1 vs 2*	38,9203	10,13
2 vs 3*	25,8326	11,14
3 vs 4*	21,6350	11,83
4 vs 5*	22,4695	12,25

Cont.

<i>*significativos al 5%</i>	
<i>**Bai-Perron (Econometric Journal, 2003)</i>	
Años de quiebre	Secuencial
1	1985
2	2005
3	1998
4	1969
5	1977

Fuente: Eviews 8.

Cuadro 7. Test de quiebres múltiples de Bai-Perro. Quiebres globales vs ninguno

Quiebres	$F_{estadístico}$	$F_{ponderado}$	Valor crítico
1	34,2854	34,2854	8,59
2	48,4006	57,5176	7,22
3	116,2698	167,3816	5,96
4	175,2625	301,3532	4,99
5	213,1384	467,7051	3,99
Estadísticos			
UDmax*	213,1384	valor crítico	8,88
WWDmax*	467,705	valor crítico	9,91

*\*significativos a l 5%*

*\*\*Bai-Perron (Econometric Journal, 2003)*

<i>Fechas estimadas de quiebres</i>	
1:	1985
2:	1969, 1987
3:	1969, 1986, 2005
4:	1967, 1975, 1986, 2005
5:	1967, 1975, 1986, 1998, 2005

Fuente: Eviews 8.

Cuadro 8. Test de quiebres múltiples de Bai-Perron. Criterios de información

Quiebres	# de	Suma de	Log L	Schwarz*	LWZ*
	coeficientes	residuales		Criterio	Criterio
0	1	8,4902	-26,6725	-1,7564	-1,7502
1	3	2,4666	6,6828	-2,8427	-2,7029
2	5	1,2738	23,5959	-3,3537	-3,1188
3	7	0,5696	44,9200	-4,0086	-3,6768
4	9	0,3631	56,8534	-4,3091	-3,8785
5	11	0,2291	69,0611	-4,6199	-4,0885

*\*Valores críticos de información*

<i>Fechas estimadas de quiebres</i>	
1:	1985
2:	1969, 1987
3:	1969, 1986, 2005
4:	1967, 1975, 1986, 2005
5:	1967, 1975, 1986, 1998, 2005

Fuente: Eviews 8.



Las dos filas sombreadas indican que tanto el criterio de información de Schwart como el LWZ seleccionan 5 rupturas a lo largo de la muestra, por lo tanto, los quiebres estructurales registrados en el PIB agrícola durante el período de estudios, estarían en los años que se muestran en el cuadro anterior, es decir, 1967, 1975, 1986, 1998 y 2005.

#### III.4.- Estimación econométrica

En función de los objetivos planteados para este documento y los resultados obtenidos en las secciones anteriores, se establece un modelo econométrico para validar o refutar lo anterior. Partiendo de los elementos argumentados a lo largo del trabajo, se puede construir un modelo teórico a estimar; en este caso, parece existir una relación negativa entre la volatilidad macroeconómica, medida a través de la desviación estándar de la tasa de crecimiento del PIB per cápita,  $\sigma_{pibpc}$ , la volatilidad de los términos de intercambio,  $\sigma_{tdei}$  y el PIBpc agrícola; así mismo, el vínculo sería positivo entre el PIBpc agrícola y los términos de intercambio agrícolas, sin embargo, la intensidad de esa relación hay que establecerla. En consecuencia, se plantea una especificación a partir de un modelo general que será estimado por mínimos cuadrados ordinarios, MCO. Las variables fueron tomadas en logaritmos.

$$lpibpca_t = \beta_0 + \beta_1 \ln \sigma_{pibpc}_t + \beta_2 \ln tdei_t + \beta_3 \ln \sigma_{tdei}_t + u_t \quad (1)$$

Donde  $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0$

Cuadro 9. Estimación del modelo. Variable dependiente  $\ln pibpca$

Variable	coeficiente	t estadístico	Prob
C	3,18613	4,8656	0,0000
$\ln \sigma_{pibpc}$	-0,10347	-4,6026	0,0001
$\ln \sigma_{tdei}$	-0,15371	-2,4968	0,0122
$\ln tdei$	0,18454	2,6386	0,0117
$\ln pibpca_{-1}$	0,77318	16,9887	0,0000
D67	-0,18657	-5,2586	0,0000
D75	-0,16433	-4,8894	0,0000
D86	-0,11605	-3,4783	0,0012
D98	-0,10173	-3,0714	0,0013
D05	-0,07969	-2,4460	0,0186
R <sup>2</sup>	0,923891		
R ajustado	0,907582		
F estadístico	56,648970		0,0000
DW	1,686997		

Fuente: Eviews 7.2.

El cuadro 9 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (1), los cuales son económica y estadísticamente satisfactorios. Los signos son los apropiados y los coeficientes son significativos, tanto al 1% como al 5%, así mismo, se presenta un buen ajuste, dados por los estadísticos  $R^2$ , F y Durbin Watson, DW.

La evidencia mostrada en el cuadro 9, sugiere que existe una relación negativa entre la  $\log \text{pibpc}$ , la volatilidad de los  $\log \text{tdei}$  y el logaritmo del PIB agrícola per cápita; así mismo, un vínculo positivo entre el  $\text{pib}$  agrícola y los  $\log \text{tdei}$ . En cuanto a la interpretación de los coeficientes, se tiene que, al estar las variables en logaritmos se está hablando de elasticidades. En este sentido, se puede decir lo siguiente: los valores de los coeficientes parecen apuntar a un vínculo entre las variables que no parece robusto, sino más bien débil. Así se tiene, que al aumentar la volatilidad macroeconómica en 1%, disminuirá el producto agrícola en 0,10%. En el caso de la volatilidad de los términos de intercambio agrícolas un aumento del 1%, reducirá el producto agrícola en 0,15%. Caso contrario a la relación entre el producto agrícola y los  $\log \text{tdei}$ . Un aumento en los  $\log \text{tdei}$  del 1%, generará un incremento en el PIB agrícola del 0,18%. Esto último pareciera sugerir que el impacto de la relación de intercambio tiene un mayor peso.

Otro elemento de importancia es la inclusión en la estimación del PIB agrícola rezagado,  $\log \text{pibpca-1}$ . Esta variable resultó estadísticamente significativa y con el signo apropiado. Su interpretación estaría en consonancia con la persistencia. Significa entonces que el PIB agrícola presenta, según la evidencia, una fuerte persistencia de sus valores pasados y su comportamiento y dinámica en el período presente está altamente influenciada por situaciones pasadas.

Adicionalmente a lo expresado, se incorporaron las posibles fechas de quiebre identificadas en los cuadros 7 y 8, con la metodología de Bai y Perron. Para ello se incluyeron variables dummy que en esos años, según la evidencia mostrada, parecieran haberse presentado quiebres en el producto agrícola. Dichas variables resultaron estadísticamente significativas y con signo negativo. Esto sugiere, que los posibles choques sobre el producto agrícola, generaron efectos adversos sobre el mismo en los años estimados.

Resulta oportuno comprobar si los residuos de dicha regresión son ruido blanco. Para ello, se verifica si cumple con los supuestos fundamentales de normalidad y no autocorrelación. En el cuadro 10 se presentan las diferentes pruebas para demostrar esto.

En el cuadro, se evidencia que el comportamiento de los residuos de la respectiva estimación está en consonancia con el ruido blanco; en otras palabras, la

prueba de Jarque Bera, JB, para normalidad, descarta que existan desviaciones en los residuos. Por su parte, el test LM de correlación serial indica la ausencia de ésta hasta el residuo 5.

Cuadro 10. Pruebas de diagnóstico de los residuos

<i>Test</i>	<i>Valor</i>	<i>Prob</i>
<b>Normalidad</b>		
Jarque Bera, JB <sup>1</sup>	0,7745	0,6789
<b>LM correlación serial<sup>2</sup></b>		
F-estadístico	0,7467	0,3940
Obs*R <sup>2</sup>	0,9121	0,3396

Fuente: Eviews 7.2

#### A MODO DE CONCLUSIÓN

En este documento se reportó evidencia acerca de los efectos de los cambios estructurales en el PIBapc, en Venezuela. En particular, esta variable presenta un comportamiento muy volátil y desigual en el período de 1960 a 2012, debido a shocks de tipo coyuntural y estructural que han sacudido a la economía venezolana.

Como se muestra en el trabajo, los test tradicionales de raíz unitaria, no dan una señal clara, en cuanto a si el PIBapc es una variable estacionaria o no. Se aplicó la prueba recursiva de Zivot y Andrews, ZA, para comprobar si el PIB per cápita agrícola sigue un proceso aleatorio o uno estacionario con quiebres estructurales. La evidencia mostró que dicha serie presenta una raíz unitaria; en consecuencia, los choques exógenos tienden a permanecer por largo tiempo. Las implicaciones de política económica estarán entonces destinadas a corregir los desequilibrios que afectan a la agricultura a largo plazo.

Después de las consideraciones anteriores, se procedió a realizar una estimación econométrica para comprobar el impacto de los términos de intercambio, de su volatilidad y de la volatilidad macroeconómica. Los resultados insinúan que existe una relación negativa entre la volatilidad macroeconómica,  $\log \text{pibpc}$ , la volatilidad de los  $\log \text{tdei}$  y el PIB agrícola per cápita; así mismo, parece existir un vínculo positivo entre el pib agrícola y los términos de intercambio,  $\log \text{tdei}$ ; de igual manera, se incluyeron variables dummy para representar las posibles fechas de quiebre identificadas en los cuadros 7 y 8. Dichas variables resultaron estadísticamente significativas y con signo negativo. Esto sugiere que los posibles choques sobre el producto agrícola, afectaron de manera adversa el producto agrícola.

Una pregunta que queda sin responder es la naturaleza de los shocks. Esta es una tarea que puede responder a una agenda de investigación, que idealmente debería ser capaz de explicar si estos *shocks* provienen de factores internos y/o factores externos.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bai, J (1997), "Estimating multiple breaks one at a time", *Econometric Theory* Cambridge University Press, Vol. 13(03).
- y Perron, P (1998), "Estimating testing linear models with multiple structural changes", *Econometrica*, Vol. 66, 1.
- (2003), "Computation and analysis of multiples structural change models", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, 1.
- Cámara, N. (2006), *Raíces unitarias y cambios estructurales en los flujos del comercio internacional*, Universidad de Zaragoza, Mimeo.
- Carrión-i-Silvestre, J.; Artis, M. y Sansó, A. (2004), "Raíces unitarias y cambios estructurales en las macromagnitudes españolas", *Revista de Economía Aplicada*, 35.
- Castillo, P y Salas, J (2010), *Los términos de intercambio como impulsores de fluctuaciones económicas en economías en desarrollo: estudio empírico*, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, México. DF.
- CEPAL/FAO/ (2011), "Volatilidad de los precios en los mercados agrícolas (2000-2010). Implicaciones para América Latina y opciones de política" *Boletín* 1.
- Cheung, Y.; Chinn, D. (1997), "Further investigation of the uncertainty unit root in GDP", *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 15(1).
- DeJong, D.; Nankervis, J.; Savin, N.; Whiteman, C. (1992), "Integration versus trend stationary in time series", *Econometrica*, Vol. 60, 2.
- Dickey, D.; Fuller, W. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 336.
- (1981), "Likelihood ratio statistic for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, Vol. 49, 4.
- Easterly, W. R. Islam; Stiglitz J. (2000), "Shaqen and stirred: Explaining growth volatility", *Technical Report*, Banco Mundial, Washington.
- Elliot, G., Rothenberg, T.; Stock, J. (1996), "Public investment in infrastructure in a simple

- growth model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18.
- Fernández, G.; Lara, C (2004), "Los shocks exógenos y el crecimiento económico en el Ecuador", *Nota Técnica*, 48.
- Kose, M.A. (2002), "Explaining business cycles in small open economic: How much do world price matter?", *Journal of International Economics* No. 56(2).
- y R. Riezman (2001), "Trade shocks and macroeconomics fluctuations in Africa", *Journal of development Economics* Vol. 65(1).
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P.; Schmidt, P.; Shin, Y. (1992), "How sure are we that economic time series have a unit root", *Journal of Econometric*, 54.
- Mendoza, E. (1995), "The terms of trade, the real Exchange rate and economic fluctuations", *International Economic Review*, Vol. 36, 1.
- Ng, S.; Perron, P. (2001), "Lag length selection and the construction of unit root test with good. size power", *Econometrica*, 9.
- Peña, C (2005), "Volatilidad Macroeconómica e Inversión Privada en Venezuela, 1968-2000", *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura*, IIES-FaCES-UCV, Vol. XI, 1.
- (2007), "El costo social de la incertidumbre macroeconómica. Venezuela, 1968-2004. Una perspectiva", *Revista Perfil de Coyuntura Económica*, 9, Departamento de Economía, Universidad de Antioquia.
- (2008), "Choques petroleros, incertidumbre e inversión privada. Venezuela, 1968-2007", *Revista Perfil de Coyuntura Económica*, 11, Departamento de Economía, Universidad de Antioquia.
- Phillips, P.; Perron, P. (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75(2).
- Prasad, E., Roggoff, K; Wei, S (2004), "Financial globalization, growth and volatility in developing economies", *Globalization and Poverty*, Ann Harrison, editor,
- Pritchett, L (2000), "Understanding patters of economic growth: searching for hills among plateaus mountains and plains", *Economic Review*, Vol. 42 (2).
- Rivera, J.; Toledo, P. (2004), "Efectos de la infraestructura pública sobre el crecimiento de la economía, evidencia para Chile", *Estudios de Economía*, Vol. 31, 1.
- Ramírez, D.; Rodríguez, G. (2008), "Estructura de la tasa de desempleo en España por comunidades autónomas", *XXXIII Simposio de Análisis Económico*, Zaragoza.
- Zivot, E; Andrews, W (1992), "Further evidence on the great crash, oil prices shock and the unit root hypothesis", *Journal of Business and Economics Statistics*, 10.