

# **Ciclos asimétricos de las commodities agrícolas: un análisis econométrico sobre el impacto en la economía de la Región Rosario<sup>\*</sup>**

Luisa Clive (seudónimo)

## **Resumen**

*El alto grado de variabilidad en el precio de las commodities tiene consecuencias directas en las economías exportadoras de materias primas, lo cual se plantea como un desafío en la implementación de políticas económicas que mitiguen estos impactos. Este trabajo intenta estudiar la evolución conjunta en el precio de seis commodities agrícolas de relevancia para la economía de la Región Rosario durante el período 1960-2011, identificando sus ciclos mediante la metodología no paramétrica seguida por Harding y Pagan (2006) y evaluando el impacto económico de la última década a partir de un modelo VAR cointegrado.*

## **I. Introducción**

El contexto externo de incremento de los precios de las commodities agrícolas de la última década, así como la crisis mundial de fines de 2008, nos lleva a preguntarnos si estaremos entrando en una nueva era en la que los precios se estabilizarán en mesetas más altas o tendremos un retorno a los niveles de precios anteriores. Es este tipo de interrogantes lo que motiva el estudio de su comportamiento cíclico por su utilidad para el diseño de políticas que mitiguen el impacto económico, fundamentalmente en economías exportadoras de commodities.

Una característica notable de los precios de las materias primas es su variabilidad. Los períodos de prolongado aumento de precios y luego de precios bajos plantean un desafío para este tipo de economías. Es por ello que entendiendo el comportamiento de los precios de las commodities, los hacedores de política podrían formular reglas eficaces que minimicen los efectos distorsivos de la volatilidad, incorporando dicha información en sus presupuestos y políticas.

Está en la naturaleza misma de las commodities agrícolas que sus precios muestren un comportamiento cíclico y presenten volatilidad de corto plazo. Esto se debe a que las decisiones de producción (compra de semillas, agroquímicos, tecnología empleada, contratos laborales, entre otras) se toman un año antes de que se conozcan los precios

---

<sup>\*</sup> Clasificación JEL: C14, C32, Q10

Palabras clave: cointegración, commodities, ciclos, sincronización, Rosario, VAR

finales de la cosecha. Es aquí donde entran en juego entonces las expectativas conjuntamente con los riesgos inherentes de la actividad agrícola generando desajustes entre la oferta y la demanda provocando variabilidad en los precios. Asimismo, los ciclos son altamente variables en cuanto a su frecuencia y amplitud.

Aún son muchos los países en desarrollo y las economías regionales que dependen en gran parte de los ingresos de exportación de algunas commodities. Un alto grado de variabilidad en el precio de estos productos tiene consecuencias directas en su estructura económica. En particular, en este trabajo se intentará explorar los patrones cíclicos de los precios de las commodities relevantes para la Región Rosario y se evaluará el impacto económico en la última década de acuerdo a la disponibilidad de los datos.

El puerto de Rosario es sin duda uno de los puertos argentinos más importantes en la exportación de granos y subproductos. En la última década, en promedio, Rosario fue el primer puerto en exportaciones de granos del país (34%), el segundo en la exportación es aceites (20%) y subproductos (19%) luego de San Lorenzo (67% y 73% respectivamente) también perteneciente a la Región Rosario.<sup>1</sup> Durante el primer semestre de 2011 el maíz, la soja, el sorgo y el trigo representaron el 78% del volumen exportado en el puerto de Rosario, evidenciando la alta participación de estos productos agrícolas en las exportaciones de la economía regional.<sup>2</sup> Este protagonismo de Rosario como centro de la región agrícola más importante del país se remonta a los inicios del puerto a mediados del siglo XIX. Hacia fines de la década del 60' se constituye como el primer exportador del total nacional de granos. El desarrollo agroindustrial de esta región es impulsado principalmente por la industria aceitera claramente orientada al mercado externo y, por ende, influenciada por los precios internacionales de las commodities agrícolas, lo cual favoreció al desarrollo de la infraestructura portuaria de la región tal como señalan Leonardi y Staffieri (2006). Woeflin *et al.* (2008) destacan el protagonismo adquirido por Rosario y su área metropolitana en la recuperación económica de la Argentina luego de la crisis de 2001-2002 como consecuencia de la mejora en la competitividad del sector agroexportador. Nuevamente la dependencia económica regional respecto a las exportaciones de estas materias primas se presenta como un desafío de política económica.

Mediante un análisis intercensal, Báscolo *et al.* (2010) observan un crecimiento de la productividad agrícola en la región hacia 2003 y un fuerte desarrollo de la industria aceitera. El mayor protagonismo adquirido por el Complejo Agroalimentario muestra una clara mejora

---

<sup>1</sup> Fuente: Ministerio de Agricultura, Ganadería y Pesca.

<sup>2</sup> Fuente: Ente Administrador Puerto de Rosario.

de la competitividad motivada por el incremento en los precios internacionales de las commodities agrícolas.

Las economías dependientes de los ingresos por exportaciones de materias primas están caracterizadas por tener un crecimiento económico basado principalmente en estas industrias, como es el caso de la industria aceitera en la Región Rosario. Si bien es una economía que en los últimos años ha ido diversificando sus actividades productivas, sigue siendo altamente dependiente de las exportaciones de commodities agrícolas.

Un ejemplo del nexo que existe entre la economía de Rosario y el precio de las commodities agrícolas también puede encontrarse en el rubro de la construcción. Un estudio realizado por el Instituto de Estudios Económicos de la Fundación Libertad de 2006 afirma que la performance de la construcción, en términos de valores y actividad, está supeditada en gran medida a la evolución del precio de la soja. Un incremento en el precio de la soja acelera la demanda inmobiliaria y por ende los precios de las propiedades, pero la magnitud de ese aumento dependerá de la velocidad de reacción que tenga la oferta.

Para el estudio de los ciclos en los precios de las commodities resulta interesante seguir el enfoque de los influyentes trabajos de Harding y Pagan (2002, 2006) que han proporcionado un conjunto de herramientas para el análisis de los ciclos económicos. Estos trabajos han renovado el interés en el análisis de los comportamientos cíclicos de algunas variables macroeconómicas. Siguiendo esta metodología, se estudiará el comportamiento cíclico de los precios de las commodities agrícolas y su grado de sincronización lo que permitirá evaluar la hipótesis de que dichos precios se mueven conjuntamente en el tiempo. Dicho enfoque se basa en la vieja literatura no paramétrica de estimación de ciclos económicos de Bry-Boschan (1971).

La siguiente sección revisa brevemente la literatura sobre la identificación de los ciclos y la evidencia empírica respecto de los ciclos en los precios de las commodities. La sección 3 detalla la metodología empleada, mientras la sección 4 describe las principales características de los ciclos. La sección 5 analiza el grado de sincronización en los precios de las commodities estudiadas e identifica un ciclo común. La sección 6 analiza el impacto en la economía de Rosario. Finalmente, la sección 7 presenta las conclusiones y las implicancias de política económica.

## **II. Revisión de la literatura**

Existe extensa evidencia sobre el comportamiento cíclico de las commodities agrícolas y son muchos los trabajos que se centraron en el estudio del comportamiento de los precios reales

de las commodities mediante distintas formas de modelación de las series temporales (Cuddington y Urzua, 1989; Deaton y Laroque, 1992; Reinhart y Wickham, 1994; entre otros), aunque llegando a veces a resultados contradictorios según la ventana temporal que se considere. Ya en el trabajo de Thirwall y Bergevin (1985) se señalaba el carácter cíclico de los precios de las materias primas, el cual era más acentuado que en el caso de los precios de los productos manufacturados.

La tendencia de los precios de las commodities así como su componente cíclico, junto con el grado de volatilidad, ha sido estudiado para los distintos precios en forma individual (Gilbert, 2006). A su vez, Gilbert (2006) resalta que la restricción de no negatividad en los inventarios condiciona el ciclo de las commodities. Al respecto, los precios de las commodities exhiben valles más largos y planos con fuertes picos ocasionales ya que mantener inventarios resulta más efectivo para moderar los movimientos de los precios hacia abajo que hacia arriba. Esto indica que los ciclos serían asimétricos: las fases de contracción tendrían una mayor duración que las de expansión aunque con una menor amplitud.

El ciclo actual, en contraste con los ciclos anteriores, ha mostrado un movimiento conjunto de los precios de las commodities (Adler y Sosa, 2011) y esto se atribuye a determinantes macroeconómicos que afectan al mercado mundial de commodities. Este tipo de comportamiento llevó a que la literatura reciente se focalice en estudiar los determinantes conjuntos de los precios modelando su comportamiento mediante el uso de índices agregados de precios o análisis factorial (Byrne *et al.*, 2010; Lombardi *et al.*, 2010; Bastourre *et al.*, 2011). Este reciente interés en estudiar el comportamiento conjunto de las materias primas nos permite plantear la hipótesis de que las commodities agrícolas analizadas presentan un alto grado de sincronización, principalmente desde 2002. En este punto, la metodología de Harding y Pagan (2006) puede resultar interesante en el estudio de los ciclos en los precios de las commodities, su grado de sincronización y la identificación de un ciclo común.

El trabajo de Burns y Mitchell (1946) fue pionero en el desarrollo de un método no paramétrico para estudiar el ciclo económico a partir de los puntos de inflexión de las series. Esta metodología es utilizada actualmente por la *NBER Business Cycle Dating Committee* que, entre otras actividades, se ocupa de identificar los picos y valles en el ciclo económico de Estados Unidos. En 1971, Bry y Boschan desarrollaron un algoritmo en línea con los requerimientos del trabajo de Burns y Mitchell (1946), pero para el análisis de una serie de tiempo individual. Una ventaja de esta metodología no paramétrica para la identificación de ciclos respecto de otros enfoques es que permite la obtención de ciclos asimétricos, los cuales son inherentes a la dinámica de los precios de las commodities.

Esta metodología no paramétrica fue extensamente utilizada en trabajos empíricos fundamentalmente relacionados con el estudio de variables macroeconómicas como el producto bruto interno (Watson, 1994; Harding y Pagan, 2002; Artis, *et al.* 2004; Chauvet y Hamilton, 2005). Sin embargo, en la literatura de las commodities dicha metodología no está aún ampliamente empleada. Podemos mencionar el trabajo de Cashin *et al.* (2002) en el que estudian la magnitud y duración de los ciclos en los precios internacionales de 36 commodities adaptando el algoritmo de Bry y Boschan (1971) a la naturaleza propia de estos precios. Una de las principales implicancias de este trabajo es que ellos encuentran evidencia empírica sobre la asimetría en los ciclos, así como disparidades en la magnitud de las caídas y de los auges. La mayor persistencia de las contracciones por sobre las expansiones también fue estudiado por Roberts (2009) para el caso de los precios de los metales.

La literatura también se refiere al impacto de la volatilidad de los precios de las commodities en los distintos agregados económicos. Grilli and Yang (1988) confirman el signo, aunque no la magnitud, de la tendencia implícita en el trabajo de Prebisch (1950) respecto a los términos de intercambio; Deaton y Miller (1995) estudian las implicancias del incremento de los precios de las commodities en el crecimiento económico en el África subsahariana; Brown y Yücel (1999) usan un modelo VAR para mostrar cómo los shocks en los precios del petróleo afectan la actividad económica y el nivel de precios de Estados Unidos; Medina (2009) evalúa el efecto de la dinámica de los precios de las materias primas en las posiciones fiscales de distintos países de América Latina. López Asensio (2007) advierte que el sector inmobiliario de Rosario está vinculado al valor del cereal, el cual se vio beneficiado con una fuerte expansión luego de la crisis de fines de 2001 ya que este mercado absorbió los excedentes financieros del sector agrícola, generando un boom inmobiliario. Siguiendo con el análisis del impacto en la economía de Rosario, Lapelle *et al.* (2011) indican que el sector, hacia 2008, parece haber encontrado un punto de inflexión con respecto a la buena performance. Entre las razones que mencionan como posibles causantes de esta declinación en la actividad se encuentran el conflicto entre el gobierno nacional y el sector agropecuario por el aumento en el impuesto a las exportaciones, la fuerte sequía que azotó a la región y la crisis económica internacional que deprimió los altos precios de las commodities impactando negativamente en la rentabilidad del sector agropecuario.

Distintas políticas fiscales y monetarias fueron sugeridas en la literatura para mitigar la volatilidad de los precios de las commodities en economías exportadoras de este tipo de bienes (Cuddington, 1989; Frankel *et al.*, 2008; Arezki e Ismail, 2010; Frankel, 2011). Muchas de ellas basadas, en experiencias exitosas de diversos países, podrían ser

implementadas y re-adaptadas en otras economías con el objetivo de suavizar el impacto económico de la volatilidad. En el trabajo de Kosacoff y Campanario (2007) se analiza el reciente ciclo de incrementos en los valores de las materias primas y su impacto en América Latina. Al respecto, ellos plantean como un desafío para estos gobiernos el tener que asegurarse que el actual ingreso de divisas tenga un componente de ahorro para los tiempos de reversión del ciclo. Por otra parte, que dicho ingreso sea canalizado en parte en inversiones que aseguren el crecimiento futuro de sectores no relacionados directamente con las commodities.

### **III. Metodología**

En esta sección se abordarán todos los aspectos metodológicos considerados a lo largo del trabajo. Primero, se explica el algoritmo de Bry-Boschan empleado en la identificación de los ciclos de cada una de las commodities, y luego se plantean las distintas medidas utilizadas para describir los ciclos. En tercer lugar, se describen distintos indicadores y pruebas de hipótesis para evaluar la sincronización de los distintos ciclos. Seguidamente, se presenta el algoritmo utilizado por Harding y Pagan (2006) en la identificación de un ciclo común. Finalmente, se desarrolla la metodología del VAR cointegrado que se utilizará para evaluar el impacto de los precios sobre la economía regional.

#### **Localización de los puntos de inflexión**

El algoritmo de Bry-Boschan (1971) es un conjunto ad hoc de filtros y reglas para determinar los puntos de inflexión de una serie de tiempo. Esencialmente, el algoritmo identifica los máximos y mínimos locales sujeto a restricciones respecto de la duración de las fases y los ciclos.

Para localizar los puntos de inflexión de una serie es necesario primero definir qué son y proporcionar una forma de reconocimiento de los mismos para un conjunto de datos determinado. Para ello se puede utilizar la idea de que los picos (valles) son máximos (mínimos) locales de la serie en cuestión ( $P_t$ , el logaritmo del precio real de la commodity). Por lo tanto, definimos  $S_t$  como una variable binaria que toma el valor de la unidad durante las fases de expansión y cero en las contracciones, esto es:

$$S_t = I(P_t > P_{t+j}, 1 \leq j \leq k) \quad (1)$$

$I(.)$  es una función indicadora que toma el valor 1 si el argumento es verdadero y cero en caso contrario. Por supuesto, esto aún deja a uno con la necesidad de describir el intervalo sobre el cual el máximo o mínimo local ocurre, es decir, la elección debe hacerse con

respecto a  $k$ . A ello deben sumarse las restricciones relacionadas a la longitud mínima del ciclo y de las fases. En este sentido, se utilizaron las restricciones consideradas en el trabajo de Cashin *et al.* (2002), esto es: los ciclos (pico a pico o valle a valle) deben tener una duración al menos de 24 meses y las fases deben tener una duración mínima de 12 meses. Dichas reglas de censura son acordes a la naturaleza misma de las commodities agrícolas ya que la producción es anual y se necesita una fase de contracción y otra de expansión para completar un ciclo.

A su vez, a diferencia del algoritmo original de Bry-Boschan, en este caso se omite la suavización y eliminación de valores extremos de las series ya que esto podría eliminar algunos de los movimientos más importantes en los precios (ver Apéndice A1 para una descripción más sistemática de los pasos del algoritmo utilizado).<sup>3</sup>

Una vez que los puntos de inflexión son identificados, las características del ciclo tales como la duración y amplitud de las fases son evaluadas.

### Medición de las características del ciclo

La primera medida que se evaluará es la duración promedio de las fases de expansión y contracción del ciclo. La misma es definida por Harding y Pagan (2001) como:

$$\hat{D} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t}{\sum_{t=1}^{T-1} (1 - S_{t+1}) S_t}$$

donde  $\sum_{t=1}^T S_t$  mide la duración total de las expansiones (contracciones) de las series y

$\sum_{t=1}^{T-1} (1 - S_{t+1}) S_t$  mide el número de picos (valles) de las series.

La segunda medida se refiere a la amplitud promedio de las fases de expansión y contracción, definida como:

$$\hat{A} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t \Delta P_t}{\sum_{t=1}^{T-1} (1 - S_{t+1}) S_t}$$

---

<sup>3</sup> El algoritmo utilizado es una adaptación del algoritmo recursivo de localización de puntos de inflexión desarrollado por James Engel, el cual fue programado en MATLAB y está disponible en el National Centre for Econometric Research (MBBQ Code).

donde  $\sum_{t=1}^T S_t \Delta P_t$  mide el cambio total en el precio de la commodity durante las expansiones (contracciones).

Harding y Pagan (2001) señalan que la posibilidad de que existan fases incompletas al principio y al final de las series puede causar dificultades en el uso de estas medidas. Por lo tanto, en este análisis, estas medidas se consideran únicamente para fases completas.

### Sincronización de ciclos

Existen diversas maneras de medir el grado de sincronización de los ciclos. Una forma podría ser preguntándonos qué proporción de tiempo los distintos ciclos previamente identificados están simultáneamente en una misma fase de expansión (contracción), esto es lo que se denomina el *índice de concordancia*. Siguiendo a Harding y Pagan (2002) para el caso bivariado (para dos series  $x_t$  e  $y_t$  con una muestra de tamaño  $T$ ) el índice adopta la siguiente forma:

$$\hat{I} = \frac{1}{T} \left\{ \sum_{t=1}^T S_{x_t} S_{y_t} + \sum_{t=1}^T (1 - S_{x_t})(1 - S_{y_t}) \right\} \quad (2)$$

donde  $S_{x_t}$  y  $S_{y_t}$  son las variables binarias correspondientes a las series  $x_t$  e  $y_t$  que identifican las fases de expansión.

Resulta útil re-escribir la ecuación (2) de la siguiente manera:

$$\hat{I} = 1 + 2\hat{\rho}_S \left( \hat{\mu}_{S_x} (1 - \hat{\mu}_{S_x}) \right)^{1/2} \left( \hat{\mu}_{S_y} (1 - \hat{\mu}_{S_y}) \right)^{1/2} + 2\hat{\mu}_{S_x} \hat{\mu}_{S_y} - \hat{\mu}_{S_x} - \hat{\mu}_{S_y} \quad (3)$$

donde  $\hat{\mu}_{S_x}$  y  $\hat{\mu}_{S_y}$  son las medias muestrales de  $S_{x_t}$  y  $S_{y_t}$ , y  $\hat{\rho}_S$  es el coeficiente de correlación estimado entre  $S_{x_t}$  y  $S_{y_t}$ . Debido a la naturaleza binaria de  $S_{x_t}$  y  $S_{y_t}$ , las desviaciones estándar estimadas tienen la forma  $\sqrt{(\hat{\mu}_{S_x} - \hat{\mu}_{S_x}^2)}$ . Ahora bien, el índice de concordancia tiene un valor máximo igual a la unidad cuando  $S_{x_t} = S_{y_t}$  y cero cuando  $S_{x_t} = (1 - S_{y_t})$ , por lo que cuando  $\hat{\rho}_S = 1$  el índice de concordancia será igual a uno y cuando  $\hat{\rho}_S = -1$  el índice de concordancia es igual a cero.

Más allá de esta medida de sincronización de las series, se puede testear estadísticamente la hipótesis de sincronización perfecta multivariada utilizando el estadístico propuesto por Harding y Pagan (2006) que adopta la siguiente forma bajo la hipótesis nula:

$$W = \sqrt{T}g(\{S\}_{t=1}^T)' \hat{V}^{-1} \sqrt{T}g(\{S\}_{t=1}^T) \quad (4)$$

siguiendo una distribución  $\chi^2_{(n-1)}$  y donde

$$g(\{S\}_{t=1}^T) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h_t(S_t)$$

y

$$h_t(S_t) = \begin{bmatrix} -i_n & I_{n-1} \\ \dots \\ S_{nt} \end{bmatrix}$$

donde  $i_{n-1}$  es un vector de unos de dimensión  $(n - 1, 1)$  y  $I_{n-1}$  es una matriz identidad de dimensión  $(n - 1, n - 1)$ .

### Extracción del “ciclo común o referencial”

Dentro del enfoque no-paramétrico de extracción de factores comunes en series de tiempo, el trabajo de Harding y Pagan (2006) plantea un algoritmo para extraer un ciclo común entre varias series que presentan un comportamiento cíclico similar.

En palabras, el algoritmo describe las siguientes tres etapas:

- (1) En el momento  $t$  calcula el número de meses al pico (valle) más cercano para cada serie. Esto nos da un vector de dimensión  $n$  (6 en este caso). Luego, obtiene la mediana de los elementos de ese vector que, en el momento  $t$ , mide la distancia mediana al pico (valle) más cercano, designándolo  $m_t$ .
- (2) El paso (1) se realiza para cada  $t$ , produciendo  $m_t$  ( $t=1, \dots, T$ ). La serie  $m_t$  es entonces examinada y, siempre que un mínimo local sea encontrado, se lo considera como un posible punto de inflexión del ciclo común.
- (3) Estos potenciales puntos de inflexión se modifican luego de dos maneras. Primero, debido al hecho de que  $m_t$  es discreta, puede que suceda que  $m_{J+1}$  y  $m_J$  sean iguales y uno tenga que decidir si  $J$  o  $J+1$  es el punto de inflexión. En esta situación, el algoritmo busca en los percentiles más altos en lugar de la mediana hasta hallar un mínimo local único. Buscar en los percentiles más altos es una manera natural de resolver cualquier problema de no unicidad en la mediana local. Segundo, los puntos de inflexión deben ser censurados para que los picos y valles estén alternados, y restringidos para que mantengan los criterios de longitud mínima de fase y ciclo que fueron descriptos anteriormente en el procedimiento de Bry y Boschan.

En el Apéndice A2 se encuentran más detalles respecto al procedimiento que sigue dicho algoritmo.

## El modelo VAR Cointegrado

Mediante un modelo VARC (Vector Autorregresivo Cointegrado) se analizará el impacto de los precios de las commodities en la economía de la Región de Rosario durante la última década considerando las siguientes variables: el índice de demanda laboral de Rosario (*lidl*), el índice compuesto coincidente de actividad económica de Santa Fe (*lica*), la recaudación total de Santa Fe (*lr*) y un índice agregado de precios agrícolas (*lip*).<sup>4</sup> El índice agregado es de elaboración propia considerando los precios publicados por el Banco Mundial y ponderando por la participación relativa en el valor total de las exportaciones de commodities en Rosario, base 2003=100. Todas las variables fueron expresadas en logaritmos (*l*).

Uno de los problemas característicos de los datos económicos de series de tiempo es la presencia de no-estacionariedad y estar sujetos a cambios estructurales, las variables consideradas no son excepción a este respecto. La hipótesis nula de no estacionariedad de raíz unitaria no pudo ser rechazada para ninguna de la variables económicas,<sup>5</sup> y eventos extraordinarios de crisis han sido frecuentes lo cual justifica el uso de variable *dummies* para controlar la presencia de cambios estructurales que atenten contra la inferencia en la estimación. El enfoque de la cointegración permite abordar el problema de modelar series no estacionarias en niveles a través de combinaciones lineales estacionarias de las mismas. Esto es lo que se denomina relaciones cointegradas.

La metodología del VARC fue desarrollada por Johansen (1996) y Juselius (2006). El VARC extiende la noción de cointegración uniecuacional a un sistema dinámico de variables, permitiendo modelar tanto el corto como el largo plazo entre las variables del sistema sin realizar supuestos de exogeneidad a priori.

De esta forma, el VAR Cointegrado en términos del modelo de corrección al equilibrio (MCE) puede expresarse como:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta Z_{t-k} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde  $Z_t = [lidl_t, lica_t, lr_t, lip_t]$ ,  $D_t$  es un vector  $m \times 1$  de  $m$  componentes determinísticos (la constante y las variables *dummies*),  $\varepsilon_t \sim Niid(0, \Omega)$  es un vector  $p \times 1$  de errores,  $\Delta$  es el operador de primera diferencia,  $\Pi$  es una matriz  $p \times r$  que contiene los coeficientes de largo plazo (siendo  $\Pi = \alpha\beta'$ ),  $\Gamma$  es una matriz  $p \times p$  que contiene los coeficientes de ajuste de corto

<sup>4</sup> Ver Apéndice B para un mayor detalle sobre fuentes y definiciones.

<sup>5</sup> Para el caso de las pruebas de raíz unitaria de la recaudación, se adicionó un test de ADF con componentes estacionales dado el patrón estacional observado en el Gráfico 4.

plazo,  $\Phi$  es una matriz  $p \times m$  de coeficientes, y  $k$  indica la cantidad de retardos correspondiente al VAR en niveles.

La evaluación del modelo condicional se realiza mediante un test de exogeneidad débil de las variables, es decir, si los coeficientes de velocidad de ajuste ( $\alpha_i$ ) son significativamente distintos de cero. En el caso en que la evidencia indique que se rechaza la hipótesis nula, entonces la variable en cuestión no responderá a los desequilibrios de la relación de largo plazo.

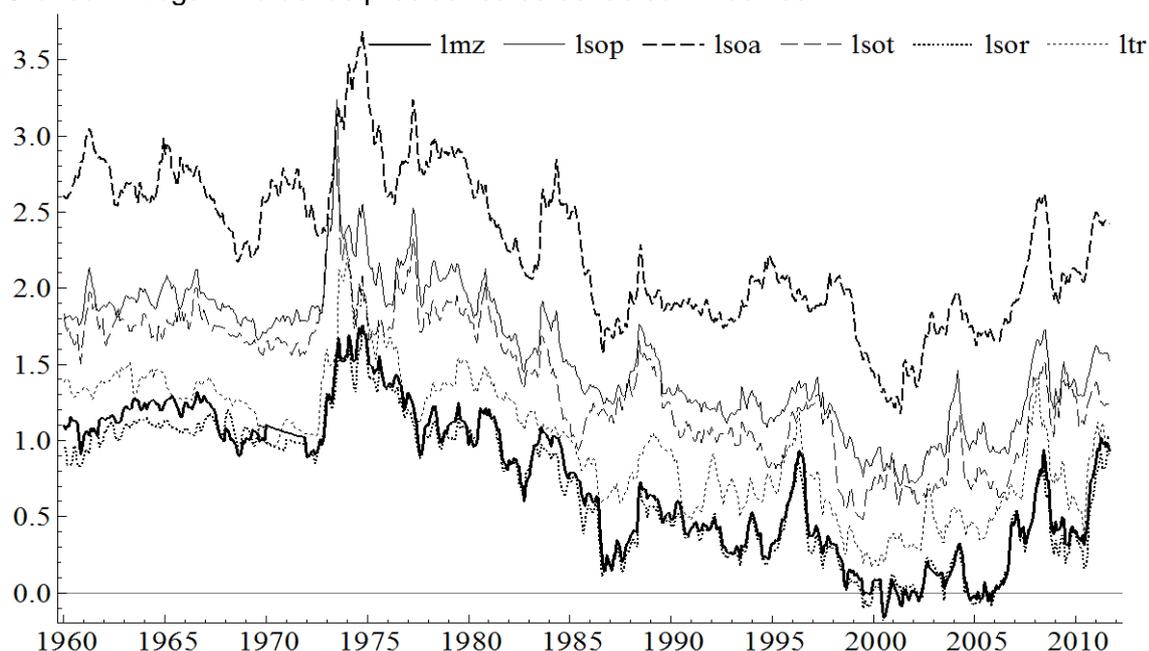
El enfoque del VARC nos permitirá evaluar si hay relaciones de largo y corto plazo entre las variables estudiadas.

#### IV. Descripción y caracterización de los ciclos

Se utilizan datos mensuales de los precios reales de las siguientes materias primas relevantes para la región de Rosario: porotos de soja, aceite de soja, tortas de soja, maíz, sorgo y trigo para el período comprendido entre Enero de 1960 y Septiembre de 2011 (ver Apéndice B para un mayor detalle respecto de las fuentes y definiciones). Los precios relevados son los mismos que considera el Banco Central de la República Argentina para la construcción del Índice de Precios de Materias Primas.

El Gráfico 1 ilustra la evolución de los precios reales de las commodities agrícolas analizadas mostrando ciertos patrones cíclicos en la evolución de los mismos y cierto grado de sincronización

Gráfico 1. Logaritmo de los precios reales de las commodities

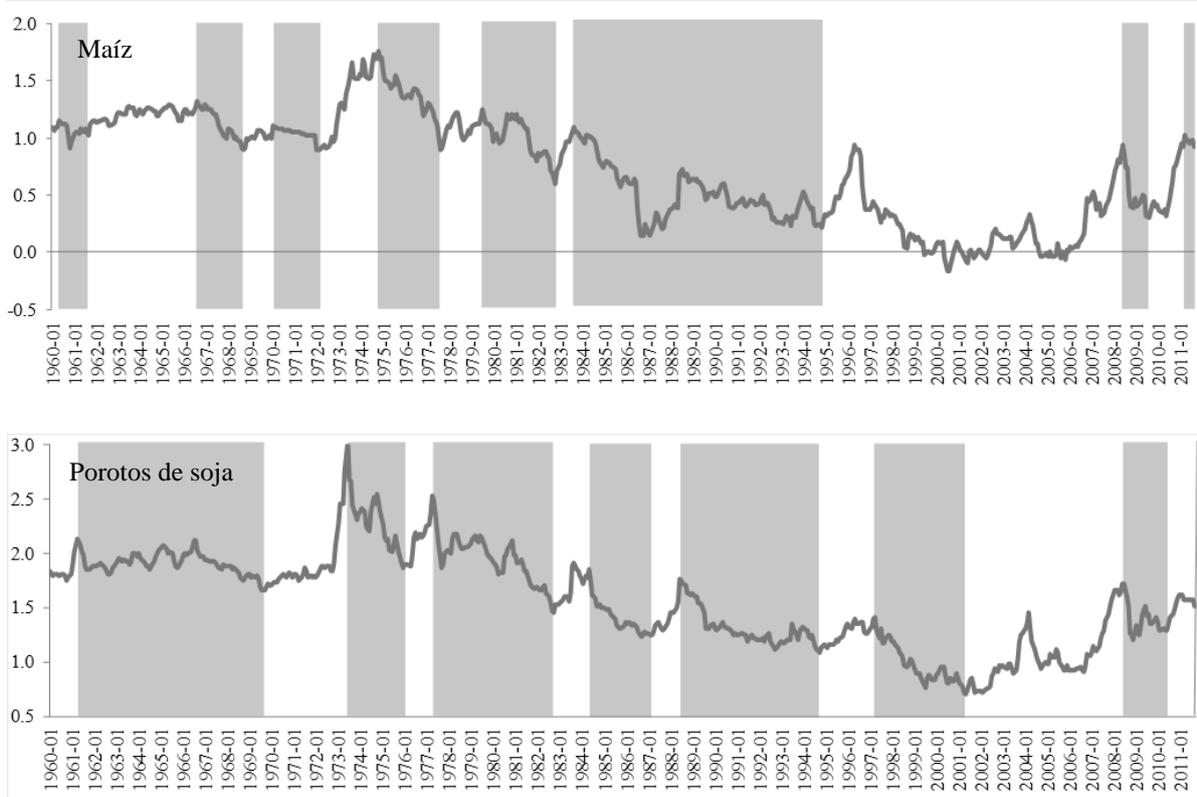


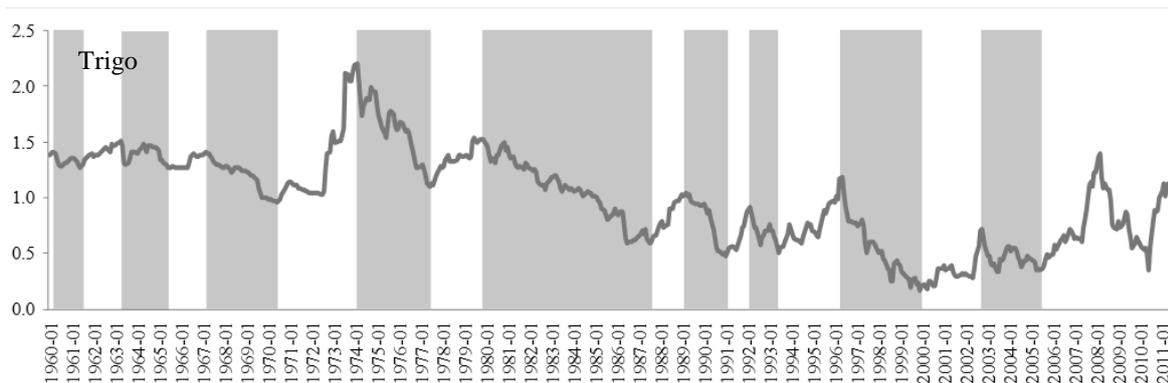
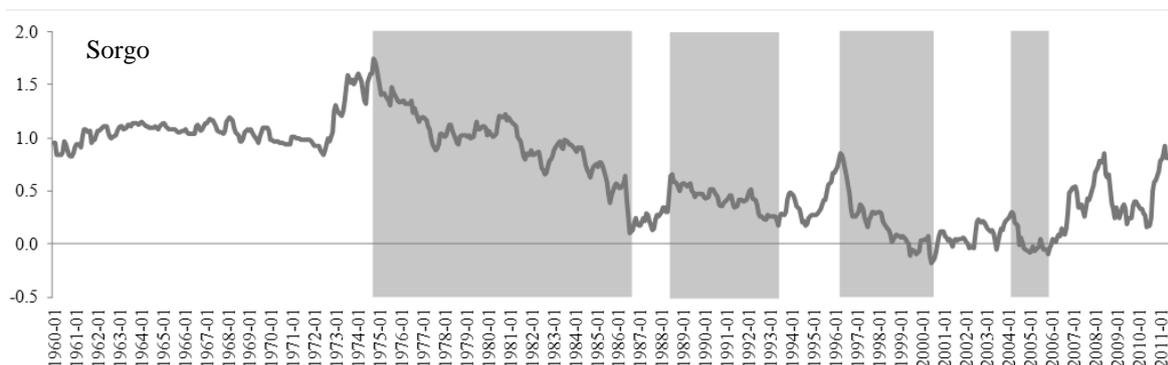
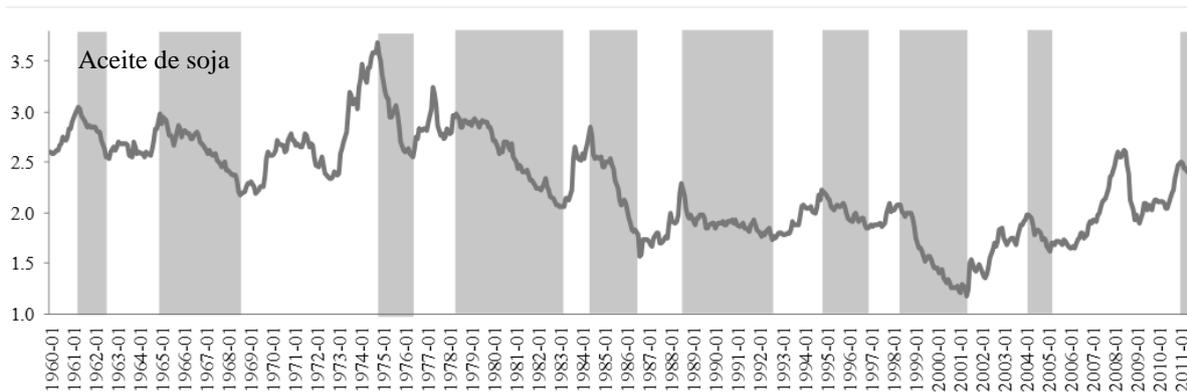
Se puede observar que el último “boom” en los precios de las commodities fue inusualmente largo respecto de los incrementos anteriores como en los 70’ con la crisis del petróleo. Típicamente un incremento de los precios es seguido por una caída de los mismos ya que la demanda reacciona ante el incremento de los precios contrayéndose y la oferta reacciona expandiéndose. Los ciclos en los precios de las commodities, entonces, resultan de la interacción entre las fuerzas de consumo y producción de materias primas cuyos determinantes varían a lo largo del tiempo. Podemos mencionar, del lado de la demanda, el fuerte crecimiento de economías emergentes como India o China que impulsó en parte el gran incremento de los precios desde 2002.

Asimismo, los perfiles de las series analizadas sugieren que los ciclos de las mismas parecieran estar sincronizados en el sentido en el que los puntos de inflexión ocurren aproximadamente en los mismos puntos en el tiempo o difieren en intervalos que son relativamente constantes, este punto se discutirá más adelante.

El siguiente gráfico muestra los distintos puntos de inflexión localizados para cada uno de los precios mediante la aplicación del algoritmo de Bry-Boschan, diferenciando las fases de expansión de las fases de contracción y caracterizando entonces los ciclos para cada una de las materias primas.

Gráfico 2. Expansiones y contracciones en el precio real de las distintas commodities (en logaritmo)





Nota: los segmentos sombreados corresponden a las fases de contracción y los no sombreados a las fases de expansión para cada ciclo de los precios de las commodities.

Habiendo determinado en forma no paramétrica los ciclos de cada uno de los precios, la Tabla 1 resume algunas características de los mismos: cantidad de ciclos completos, duración y amplitud promedio de las fases.

Tabla 1. Características de los ciclos en los precios de las commodities

Enero 1960 - Septiembre 2011

Commodity	N° Ciclos	Expansión		Contracción	
		Duración	Amplitud	Duración	Amplitud
Maíz	9	26.60	0.51	35.40	-0.53
Porotos de soja	8	24.11	0.61	44.78	-0.64
Aceite de soja	10	28.18	0.67	27.45	-0.68
Tortas de soja	8	21.33	0.63	47.56	-0.69
Sorgo	4	67.60	0.73	56.40	-0.73
Trigo	9	24.09	0.54	35.50	-0.63

Los resultados en la tabla anterior evidencian que los ciclos son asimétricos, las contracciones tienen una mayor duración promedio que las expansiones, a excepción del sorgo y de las tortas de soja. En promedio, la fase de contracción de las commodities agrícolas analizadas es de 41 meses, 9 meses más larga que la fase de expansión promedio. Resultados similares fueron encontrados por Cashin *et al.* (2002) para quienes, con un conjunto de 36 commodities entre enero de 1957 y agosto de 1999, el ciclo promedio fue de 68 meses y las contracciones de 39 meses, 10 meses más largos que las expansiones.

Existen entonces distintos niveles de volatilidad en los ciclos de los precios de las commodities agrícolas ya que tienen distinta amplitud y longitud. Una de las proposiciones de las teorías de ciclos económicos es que se presentan con regularidad, aunque no son periódicos ni simétricos.

## V. La sincronización de los ciclos

En esta sección se intenta medir el grado de sincronización de los 6 ciclos estimados y testear si existe evidencia de una sincronización multivariada que nos permita hablar de un ciclo común o referencial.

La Tabla 2 presenta los cálculos de los índices de concordancia ( $\hat{I}$ ) entre los ciclos de las distintas commodities analizadas según se especificó en la sección III. Los altos valores de  $\hat{I}$  sugieren que los precios de las 6 commodities agrícolas transitan la mayor parte del tiempo en un mismo estado del ciclo. Sin embargo, se puede ver que las correlaciones son mayores entre el precio de la soja y sus derivados.

Tabla 2. Índices de concordancia de los ciclos de los precios de las commodities

	<i>mz</i>	<i>sop</i>	<i>soa</i>	<i>sot</i>	<i>sor</i>	<i>tr</i>
<i>mz</i>						
<i>sop</i>	0.635					
<i>soa</i>	0.601	0.704				
<i>sot</i>	0.663	0.746	0.530			
<i>sor</i>	0.731	0.620	0.691	0.601		
<i>tr</i>	0.676	0.597	0.556	0.610	0.677	
$\hat{\mu}_s$	0.430	0.351	0.499	0.309	0.544	0.428
$\hat{\sigma}_s$	0.495	0.477	0.500	0.462	0.498	0.495

Los distintos ciclos están simultáneamente en una misma fase entre el 53% y el 75% del tiempo. Estos altos valores de los índices de concordancia nos brindan un primer indicio de que podría existir un “ciclo referencial” que englobe el comportamiento conjunto de los ciclos de las commodities agrícolas en cuestión.

Usando los datos de los ciclos específicos de cada una de las commodities agrícolas, no se encontró evidencia a favor de la hipótesis de sincronización perfecta multivariada ( $W=79.644$ ,  $p\text{-value} = 0.000$ ). Aunque los ciclos no estén perfectamente sincronizados en su conjunto, podrían estar altamente correlacionados entre sí. De esta forma, en la Tabla 3 se reportan los estadísticos  $t$  de la hipótesis nula de no correlación bivariada entre los ciclos de cada una de las commodities. Dichos estadísticos son robustos ya que los errores estándares están corregidos por la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación (HACC) con ponderaciones de Bartlett para controlar la correlación serial.

Tabla 3. Estadísticos  $t$  robustos para la hipótesis nula de no correlación de los ciclos

	<i>mz</i>	<i>sop</i>	<i>soa</i>	<i>sot</i>	<i>sor</i>	<i>tr</i>
<i>mz</i>						
<i>sop</i>	0.188					
<i>soa</i>	9.717 <sup>***</sup>	10.089 <sup>***</sup>				
<i>sot</i>	6.122 <sup>***</sup>	11.953 <sup>***</sup>	4.356 <sup>**</sup>			
<i>sor</i>	13.281 <sup>***</sup>	3.032 <sup>*</sup>	18.150 <sup>**</sup>	3.772 <sup>**</sup>		
<i>tr</i>	1.632	2.990 <sup>*</sup>	6.985 <sup>***</sup>	4.163 <sup>**</sup>	10.849 <sup>***</sup>	

Nota: \*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .10$

Si bien no hay evidencia a favor de una sincronización multivariada perfecta, los estadísticos  $t$  indican que hay fuerte evidencia de ciclos altamente correlacionados entre sí. Solamente para el caso de las correlaciones bivariadas maíz- soja (poroto) y maíz-trigo no se rechazó la hipótesis nula de no correlación entre los ciclos. Sin embargo, el maíz está altamente correlacionado con los derivados de la soja, especialmente el aceite de soja, lo cual podría deberse a la alta demanda de los aceites vegetales como combustible diesel o para consumo. La Región de Rosario constituye una de las zonas de principal producción de aceites del país y sus exportaciones tienen un alto valor agregado que se presentan como una oportunidad rentable para la región en un contexto mundial de búsqueda de energías renovables.

A continuación, mediante el algoritmo desarrollado por Harding y Pagan (2006), se extrajo un ciclo común o referencial a partir de los ciclos individuales obteniendo los picos y valles que se reportan en la Tabla 4. La columna "Ajuste del cluster" mide la distancia mediana en meses entre los puntos de inflexión de cada ciclo específico pertenecientes al cluster y el punto inflexión del ciclo común.

Tabla 4. Descripción del ciclo común o referencial

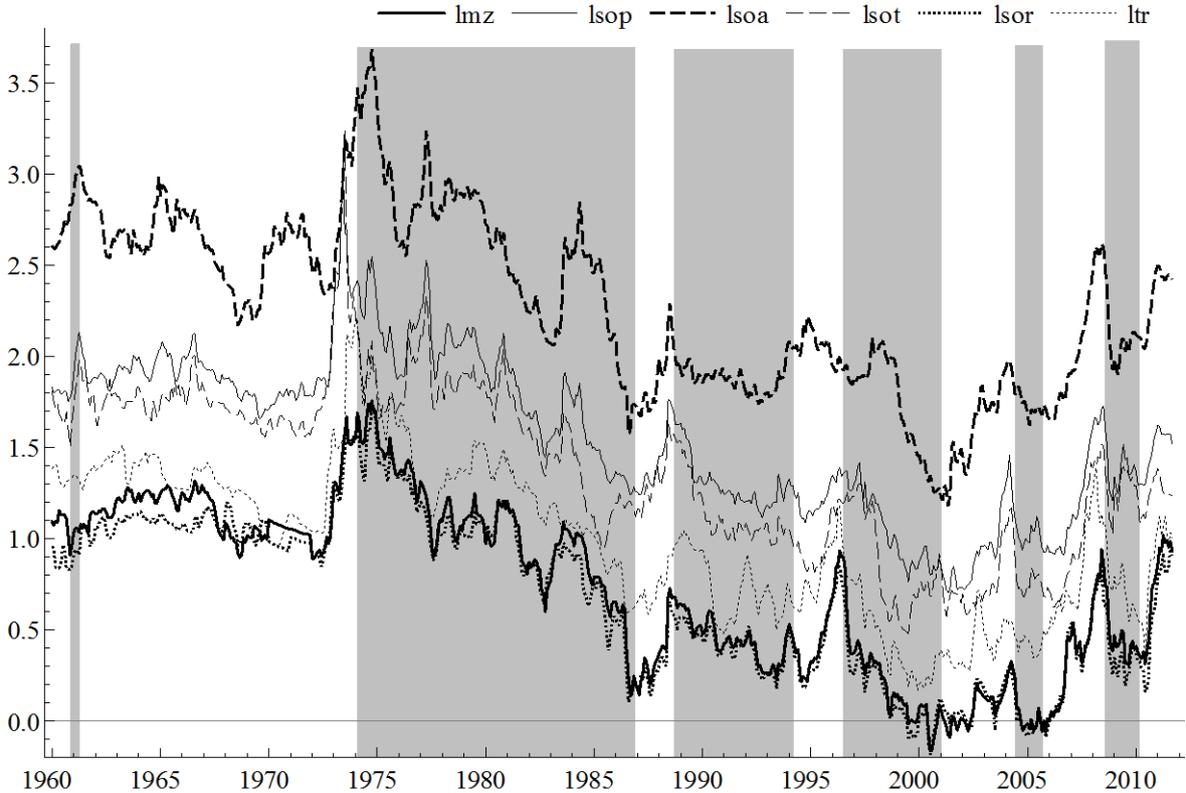
Picos		Valles	
Fechas	Ajuste del cluster	Fechas	Ajuste del cluster
1960.10	6.5	1961.04	5.0
1974.01	4.0	1986.09	5.5
1988.07	4.5	1994.02	8.5
1996.05	6.0	2000.12	5.0
2004.04	1.0	2005.07	4.5
2008.06	0.5	2010.01	4.5
Suma	22.5		33.0
Media	3.75		5.50
Mediana	4.25		5.00

En promedio, los ciclos de los precios de las commodities agrícolas se ajustan mejor en los picos que en los valles, indicando que pareciera haber una mayor sincronización cuando los precios se encuentran en su auge mientras que en las depresiones presentan una mayor disparidad cronológica. A su vez, hay una mayor estrechez en los ciclos a partir de los últimos diez años, reforzando la idea de que existe un movimiento conjunto de los precios desde principios de los 2000. El hecho de que los precios de las commodities se estén moviendo conjuntamente en la misma dirección indica que existen razones

macroeconómicas que influyen en el comportamiento de estos precios. Entre las posibles explicaciones están quienes argumentan el incremento en la demanda de las economías emergentes, o quienes creen que hay una cuestión especulativa motivada por la posibilidad de mantener inventarios. Otros afirman que la política monetaria flexible impulsada por varios países, especialmente por Estados Unidos, llevó a un incremento de la demanda de commodities tras la caída de las tasas de interés.

El Gráfico 3 ilustra la identificación de las fases del ciclo común hallado entre las commodities agrícolas.

Gráfico 3. Fases de expansión y contracción del ciclo común



Nota: los segmentos sombreados corresponden a las fases de contracción y los no sombreados a las fases de expansión del ciclo común de los precios de las seis commodities agrícolas.

El ciclo común identificado nos muestra una fase de contracción prolongada luego de la crisis del petróleo del 73' con un repunte hacia fines de 1986 cuando comienza una breve fase de expansión de dos años de duración. Desde fines de 1988 se inicia una nueva fase de declive en los precios de las commodities aunque dicha caída fue moderada respecto a la anterior. Hacia 1994 se observa un breve incremento de precios que encuentra su caída nuevamente en 1996 en un contexto de crisis en las economías asiáticas que se presentó como la primera gran crisis de los mercados globalizados. Así, los precios de las commodities llegan a sus mínimos históricos y la tendencia se revierte recién a fines de los

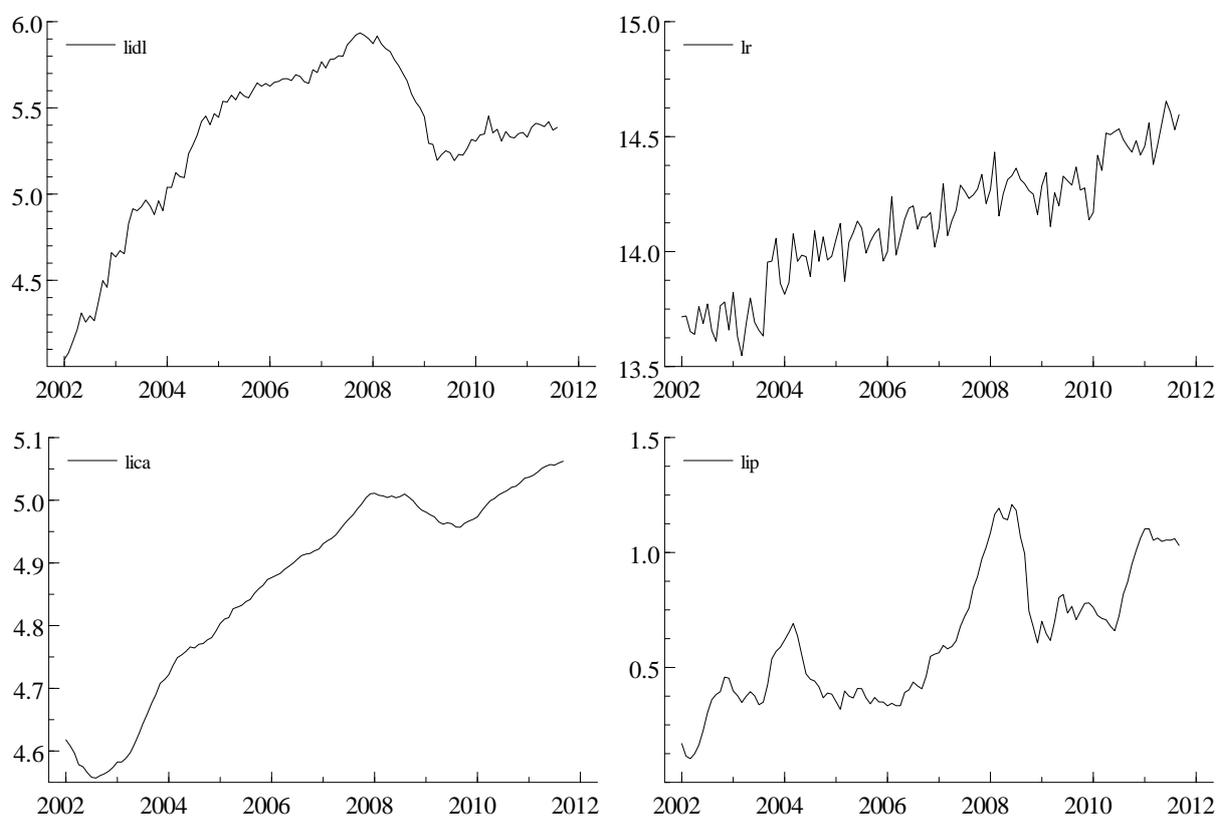
2000 con algunas pequeñas contracciones en 2004 y a fines de 2008 con la crisis financiera mundial.

## VI. El impacto en la economía de la Región de Rosario

En esta sección se analiza la relación existente entre el índice agregado de precios de las commodities agrícolas analizadas y algunas variables relacionadas con la economía de la Región, en particular: la demanda laboral, la actividad económica y la recaudación mediante la metodología del VAR cointegrado.

La siguiente figura muestra el perfil de las 4 series analizadas.

Gráfico 4. Evolución de la economía de Rosario y el índice agregado de precios agrícolas



Durante el período considerado, las cuatro series consideradas presentaron una tendencia creciente. La reactivación económica de la región luego de la crisis de fines de 2001 está claramente ilustrada mediante el incremento sostenido de la demanda laboral, el nivel de actividad y la recaudación, con una caída temporal en algunos casos moderada y en otros más abrupta hacia fines de 2008 y principios de 2009. Dicha recuperación fue contemporánea a un contexto internacional de crecimiento conjunto en los precios de las commodities en general y de las agrícolas en particular. Según el Censo Nacional

Económico de 2004/05, el Complejo Agroalimentario aporta el 43% del Valor Agregado de la Región Sur de Santa Fe, mostrando una gran relevancia del sector en la estructura productiva. Es de esperar que una mejora en el nivel de precios de las commodities agrícolas tenga incidencia directa en el sector agroalimentario y, dada su alta participación en la economía, exista un efecto sobre otras variables tales como la demanda de empleo.

El nivel de precios de las commodities agrícolas y los distintos indicadores económicos de la región parecen moverse conjuntamente por lo que resulta interesante estudiar su dinámica y observar si existe una relación de largo plazo.

En este sentido, se estimó un modelo VAR irrestricto con 4 lags para datos mensuales desde Enero de 2002 hasta Septiembre de 2011. La estimación del modelo VAR se basa en el supuesto de que los residuos tienen propiedades gaussianas, para ello fue necesario incluir *dummies* correspondientes a la crisis económica de principios de 2002, a la crisis internacional de fines de 2008 y otros shocks que impactaron en forma particular a alguna de las variables analizadas<sup>6</sup>.

Habiendo estimado el VAR irrestricto y superadas las pruebas de diagnóstico que nos permiten satisfacer los supuestos necesarios para la estimación por máxima verosimilitud, se realizaron las pruebas de traza y rango para determinar el rango de cointegración ( $r$ ) del sistema.

Tabla 5. Pruebas de cointegración

$r$	$p-r$	Autovalor	Traza	p-value
4	0	0.237	54.707	0.009**
3	1	0.139	23.352	0.237
2	2	0.050	6.003	0.689
1	3	0.000	0.000	0.997

Nota: \*\*  $p < .01$

En la Tabla 5 se puede observar que existe una única relación de cointegración ya que la hipótesis nula de  $r=4$  o de un autovalor igual a cero es rechazada. La evidencia de cointegración implica que las series de demanda laboral, actividad económica, recaudación y precios de las commodities agrícolas tienen una relación de largo plazo donde comparten una tendencia común y al menos una de las variables responde a los desequilibrios para

<sup>6</sup> Las siguientes pruebas de diagnóstico indican que los residuos son gaussianos: Autocorrelación:  $F(112,236)=1.061$  [0.350], Normalidad:  $\chi^2(8)=13.663$  [0.091], Heterocedasticidad:  $F(128,285)=1.236$  [0.075]. En corchetes se presentan los *p-values*. Las *dummies* incluidas fueron: 2002.01 (crisis económica Argentina), 2002.12 y 2003.04 (shocks en la demanda laboral), 2003.09 (incremento en la coparticipación del impuesto inmobiliario), 2004.6 (shock en la demanda laboral), 2009.01 y 2009.02 (crisis internacional), 2009.12 (shock en la recaudación).

que el sistema ajuste a la dinámica de equilibrio. Cabe aclarar que fue necesario considerar las 4 variables para encontrar una relación de cointegración en el modelo VAR.

El modelo condicional que se propone y que resulta consistente con la teoría económica, está dado por la siguiente ecuación de largo plazo:

$$lidl_t = 12.597 lica - 6.211lr + 0.941lip \quad (6)$$

(1.913)                      (1.206)                      (0.463)

Todos los coeficientes son significativos (entre paréntesis se reportan los errores estándar). Para el período enero 2002 a septiembre de 2011 se observa una relación positiva del nivel de actividad y de los precios de las commodities agrícolas con la demanda laboral. El signo negativo de la recaudación total (que no incluye la recaudación por retención a las exportaciones) podría indicar que una menor presión tributaria (y por ende, una menor recaudación) tiene implicancias positivas en la demanda laboral en la región, lo cual resulta razonable suponer ya que en el período considerado los ingresos brutos representaron un 67% de la recaudación total.

Es de esperar que los precios internacionales de las materias primas sean exógenos y resta evaluar cuál o cuáles de las variables son las que ajustan. Para ello se realizó el test de exogeneidad débil de las variables en el cual se evalúa si el coeficiente de ajuste ( $\alpha_i$ ) es significativamente distinto de cero para cada una de las variables. La Tabla 6 muestra que la demanda laboral (*lidl*) y la recaudación (*lr*) responden a los desequilibrios de la relación de largo plazo.

Tabla 6. Test de exogeneidad débil

	<i>lidl</i>	<i>lica</i>	<i>lr</i>	<i>lip</i>
$\alpha_i$	0.021 (0.010)	-0.0002 (0.0008)	-0.086 (0.021)	0.012 (0.010)

Nota: Entre paréntesis se reportan los errores estándar.

En este caso, los coeficientes que son estadísticamente distintos de cero son los correspondientes a la *lidl* y *lr*, como son dos las variables de ajuste la condición de convergencia es:  $\alpha_{lidl} - \beta_{lr} \alpha_{lr} < 0$ . En este caso, se cumple con la condición de convergencia ( $\alpha_{lidl} - \beta_{lr} \alpha_{lr} = -0.51$ ), por lo que las variables ajustan hasta lograr el equilibrio. Es decir, la proporción que se corrige en el primer mes será el 51% de la desviación de largo plazo.

Adicionalmente, se realizó una prueba de no-causalidad en sentido de Granger (1969) para el sistema. La idea de Granger es analizar la relación de causalidad de forma que una variable es causada por otra si esta última contribuye a la estimación de la primera. En este

sentido, se encontró que para la ecuación del índice de precios agrícolas (*lip*) no se rechazaba la hipótesis nula ( $\chi^2(12)=10.325$ ,  $p\text{-value}=0.588$ ), es decir, las variables *lica*, *ldl* y *lr* no causan en sentido de Granger a los precios agrícolas. Para el resto de las ecuaciones del sistema, la hipótesis nula fue rechazada.<sup>7</sup>

La tendencia creciente de los precios de las commodities agrícolas de la última década, en parte motivada por un incremento en la demanda de alimentos y biocombustibles, se plantea como desafío para las economías exportadoras de granos y subproductos ya que impacta en la estructura económica de las mismas como indican los resultados empíricos obtenidos. El debate sobre especialización o diversificación productiva sigue estando abierto en la literatura, pero existen numerosas experiencias de países ricos en recursos naturales que han sabido instrumentar políticas que permitan un crecimiento económico sostenible incluso en períodos de reversión del ciclo.

## VII. Conclusiones

En este trabajo se ha estudiado el comportamiento cíclico de seis commodities agrícolas de relevancia para la economía de la Región de Rosario. Mediante la metodología no paramétrica de Harding y Pagan (2002, 2006) se ha identificado el ciclo de cada una de las commodities, se evaluó y se testeó su grado de sincronización. La identificación de los ciclos nos permitió demostrar que los mismos son asimétricos y si bien no hay evidencia a favor de una sincronización multivariada perfecta, las pruebas de sincronización bivariada dieron resultados en favor de dicha hipótesis. La alta correlación de las series y la extensa literatura reciente acerca del movimiento conjunto de los precios de las commodities nos llevó a identificar un ciclo común o referencial. La caracterización de este ciclo de las materias primas agrícolas avaló la idea de que los ciclos tuvieron una mayor estrechez en la última década.

Asimismo, siguiendo el enfoque del modelo VAR cointegrado, se encontró una única relación de cointegración entre el índice de precios agrícolas elaborado y distintos indicadores económicos de la región para el período comprendido entre Enero de 2002 y Septiembre de 2011. La evidencia empírica es compatible con la existencia de un efecto positivo de los precios sobre la demanda laboral regional de largo plazo. Esto pone de manifiesto los efectos directos e indirectos de los precios de las commodities agrícolas en la

---

<sup>7</sup> También se testeó causalidad en sentido de Granger para las tasas de crecimiento de las variables en forma bivariada, sin necesidad de asumir cointegración. Al respecto, se encontraron las siguientes relaciones: *lip*→*lica*, *lica*→*lr*.

economía regional vía la construcción, el nivel de actividad, el empleo, entre otras tantas variables.

La tendencia alcista de los precios de las commodities durante la última década ha significado mayores ingresos para la región, pero hay que tener en cuenta que la volatilidad de los precios puede generar problemas en la estructura económica. Una política contracíclica que asegure el crecimiento de largo plazo se plantea como uno de los principales desafíos de los hacedores de política.

## Apéndice A: Descripción de los algoritmos

### A1. El algoritmo de Bry-Boschan para los precios de las commodities

El algoritmo original de Bry y Boschan (1971) fue adaptado para determinar los puntos de inflexión en los precios de las commodities en forma mensual. A continuación se describen los pasos necesarios para la implementación del algoritmo.

1. Localizar los picos y valles mediante una variable binaria como la definida en la sección III considerando una ventana de 2 meses ( $k=2$ ).
2. Imponer la restricción de que los ciclos completos (pico a pico o valle a valle) deben tener una duración mínima de 24 meses.
3. Eliminar las fases cuya duración es menor a 12 meses.

De esta forma  $S_t^i$  resume las fases de expansión (contracción) para cada  $i$ -ésima commodity.

### A2. El algoritmo de Harding-Pagan para la extracción de un ciclo común

El algoritmo desarrollado por Harding y Pagan (2006) para extracción de un ciclo común se puede describir en forma sistemática de la siguiente manera. Para su implementación se necesita hacer elecciones respecto a:

1. Una función  $d(\cdot)$  que mida la distancia entre los puntos de inflexión, para así poder definir un cluster de picos (valles).
2. Una función  $g(\cdot)$  utilizada para medir el centro de los clusters de puntos de inflexión.
3. Una constante  $\bar{d}$  que determina el ancho máximo del cluster.

Una vez que el centro de cada cluster está identificado para cada ciclo específico resta determinar si el pico más cercano al centro de ese cluster está en ese cluster. Para ello deben reunirse las siguientes condiciones:

- Que el pico no sea más cercano al centro de otro cluster, y
- Que el pico está a menos de  $\bar{d}$  del centro del cluster.

Siguiendo a Boehm y Moore (1984), Harding y Pagan utilizan  $d(t_1, t_2) = |t_1 - t_2|$  y eligen la mediana como medida del centro de la tendencia ( $g(\cdot)$ ). Asimismo, se sugiere utilizar una  $\bar{d}$  de 24 meses para datos mensuales.

## Apéndice B: Fuentes y definición de variables

Los precios de las commodities son mensuales desde Enero de 1960 hasta Septiembre de 2011 (621 observaciones). A continuación se describe cada uno de los precios (donde / indica el correspondiente logaritmo):

Símbolo	Commodity	Descripción
<i>Isop</i>	Porotos de soja	Soybeans (US), c.i.f Rotterdam
<i>Isoa</i>	Aceite de soja	Soybean oil (Any origin), crude, f.o.b ex-mill Netherlands
<i>Isot</i>	Tortas de soja	Soybean meal (any origin), Argentine 45/46% extraction, c.i.f. Rotterdam beginning 1990, previously US 44%
<i>Imz</i>	Maíz	Maize (US), no. 2 yellow, f.o.b. US Gulf ports
<i>Isor</i>	Sorgo	Sorghum (US), no. 2 milo yellow, f.o.b. Gulf ports
<i>Itr</i>	Trigo	Wheat (US), no. 1, hard red winter, ordinary protein, export price delivered at the Gulf port for prompt or 30 days shipment

Todos los precios son los publicados por el *World Bank Commodity Price Data (Pink Sheet)* y están expresados en dólares por tonelada métrica deflactados por el índice de precios al consumidor de Estados Unidos, 2005=100 (IMF – IFS).

Las siguientes variables económicas fueron utilizadas para la estimación del impacto de los precios agrícolas en la economía de la Región de Rosario con frecuencia mensual desde Enero de 2002 hasta Septiembre de 2011 (117 observaciones):

**Índice Agregado de Precios Agrícolas (*Iip*)** = logaritmo del índice agregado de precios agrícolas reales compuesto por las seis commodities estudiadas ponderadas por el valor FOB de las exportaciones en el año 2003=100 en el Puerto de Rosario (poroto de soja, maíz, trigo, sorgo) y en Puertos Argentinos (aceite y torta de soja). Fuente: Banco Mundial y Ministerio de Agricultura.

**Índice de Actividad Económica (*Iica*)** = logaritmo del índice compuesto coincidente de actividad económica provincial de Santa Fe, 1994=100. Fuente: Centro de Estudios y Servicios (CES), Bolsa de Comercio de Santa Fe (BCSF).

**Recaudación (*Ir*)** = logaritmo de la recaudación total de la Provincia de Santa Fe, en pesos deflactados por el índice de precios al consumidor de Rosario, 2003=100. Fuente: Administración Provincial de Impuestos (API) e INDEC.

**Índice de Demanda Laboral (*Iidl*)** = logaritmo del índice de demanda laboral de Rosario, 2000=100. Fuente: Centro de Investigación en Finanzas (CIF) de la Universidad Di Tella.

## Apéndice C: Pruebas de Raíz Unitaria

Variable	ADF		PP		KPSS	
	$\tau_\tau$	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$	$\tau_\mu$	$\eta_\tau$	$\eta_\mu$
<i>lidl</i>	-1.40	-2.92 **	-1.39	-2.82 *	2.630 ***	5.2800 ***
<i>lica</i>	-0.31	-0.81	-1.06	-0.74	2.530 ***	10.600 ***
<i>lr</i>	-7.71 ***	-2.54	-7.89 ***	-1.98	0.378 ***	10.000 ***
<i>lip</i>	-1.64	-1.05	-2.38	-1.48	0.457 ***	7.600 ***
$\Delta lidl$	-11.97 ***	-11.11 ***	-11.88 ***	-11.16 ***	0.117	1.120 ***
$\Delta lica$	-4.27 ***	-4.26 ***	-3.95 **	-3.96 ***	0.575 ***	0.732 ***
$\Delta lr$	-17.29 ***	-17.38 ***	-24.03 ***	-24.18 ***	0.009	0.013
$\Delta lip$	-6.69 ***	-6.72 ***	-6.75 ***	-6.78 ***	0.095	0.095
Valores críticos						
1% (***)	-4.03	-3.50	-4.03	-3.50	0.216	0.739
5% (**)	-3.45	-2.89	-3.45	-2.89	0.146	0.463

Notas: La hipótesis nula del test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) y del test de Phillips-Perron (PP) es la de existencia de una raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad. El test KPSS revierte las hipótesis nula y alternativa. Los valores críticos del ADF y el PP están calculado usando los estadísticos reportados en Dickey y Fuller (1981), mientras que los del test KPSS son los correspondientes a la Tabla 1 de Kwiatkowski et al. (1992). \*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$

### ADF con componentes estacionales

Variable	ADF
<i>lidl</i>	-2.847
<i>lica</i>	-0.804
<i>lr</i>	-1.892
<i>lip</i>	-0.921
$\Delta lidl$	-10.580 ***
$\Delta lica$	-4.027 ***
$\Delta lr$	-16.040 ***
$\Delta lip$	-6.311 ***
Valores críticos	
1% (***)	-3.49
5% (**)	-2.89

Notas: Los valores críticos corresponden al caso del ADF con constante y componentes estacionales.

Se considera este caso por la alta estacionalidad de la recaudación. \*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$

## Referencias

- Arezki, R., Ismail, K. (2010). 'Boom-Bust Cycle, Asymmetrical Fiscal Response and the Dutch Disease', *IMF Working Paper*, April.
- Artis, M., et al. (2004). 'Dating business cycles: A methodological contribution with an application to the euro area', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 66, pp. 537-574.
- Báscolo, P., et al. (2010). 'Cambios en la especialización regional del Sur de Santa Fé: una mirada desde los complejos productivos', XLV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política, Buenos Aires.
- Bastourre, D., et al. (2011). 'Dos síntomas y una causa: Flujos de capitales, precios de los commodities y determinantes globales', Seminario de Economía N° 143, Banco Central de la República Argentina.
- Boehm, E., Moore, G. H. (1984). 'New economic indicators for Australia, 1949-84'. *The Australian Economic Review*, 4<sup>th</sup> Quarter, pp. 34-56.
- Burns, A. F., Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles*. New York, NBER.
- Brown, S. P. A., Yücel, M. K. (1999). 'Oil Prices and U.S. Aggregate Economic Activity: A Question of Neutrality', Federal Reserve Bank of Dallas.
- Bry, G., Boschan, C. (1971). *Cyclical Analysis of Times Series: Selected Procedures and Computer Programs*. New York, NBER.
- Byrne, J. P., et al. (2011). 'Primary Commodity Prices: Co-movements, Common Factors and Fundamentals', Policy Research Working Paper No. 5578, World Bank.
- Cashin, P., et al. (1999). 'The Myth of Co-moving Commodity Prices', Reserve Bank of New Zealand.
- Cashin, P., et al. (2002). 'Booms and slumps in world commodity prices', *Journal of Development Economics*, Vol. 69, pp. 277-296.
- Chauvet, M., Hamilton, J. D. (2005). 'Dating Business Cycle Turning Points', NBER Working Paper Series.
- Cuddington, J. T. (1989). 'Commodity Export Booms in Developing Countries', *The World Bank Research Observer*, Vol. 4, pp. 143-165.
- Cuddington, J. T., Urzua, C. M. (1989). 'Trends and Cycles in the Net Barter Terms of Trade: A New Approach', *Economic Journal*, Vol. 99, pp. 426-442.

- Deaton, A. S., Laroque, G. (1992). 'On the Behaviour of Commodity Prices', *Review of Economic Studies*, Vol. 59, pp. 1-23.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1981). 'The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root', *Econometrica*, Vol. 49, pp.1057-1072.
- Frankel, J., et al. (2008). 'Fiscal and Monetary Policy in a Commodity-Based Economy', *Economics of Transition*, Vol. 16, pp. 679-713.
- Frankel, J. (2011). 'How Can Commodity Exporters Make Fiscal and Monetary Policy Less Procyclical?', próxima publicación en Arezki, R., Gylfason, T. y Sy, A. (eds.), *Natural Resources, Finance and Development*. International Monetary Fund.
- Gilbert, C. L. (2006). 'Trends and volatility in agricultural commodity prices', en Sarris, A., Hallam, D. (eds.), *Agricultural Commodity Markets and Trade*. Edward Elgar Publishing, Northampton.
- Granger, C. W. J. (1969). 'Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods', *Econometrica*, Vol. 37, pp. 424-438.
- Grilli, E. R., Yang, M. C. (1988). 'Primary Commodity Prices, Manufactured Goods Prices, and the Terms of Trade of Developing Countries: What the Long Run Shows', *The World Bank Economic Review*, Vol. 2, pp. 1-47.
- Harding, D., Pagan, A. (2001). 'Extracting, Using and Analysing Cyclical Information', MPRA Paper 15, University Library of Munich, Germany.
- Harding, D., Pagan, A. (2002). 'Dissecting the cycle: a methodological investigation', *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, pp. 365-381.
- Harding, D., Pagan, A. (2006). 'Synchronization of cycles', *Journal of Econometrics*, Vol. 132, pp. 59-79.
- Instituto de Estudios Económicos – Fundación Libertad (2006). 'El boom de la construcción y su vinculación con el campo'.
- Johansen, S. (1996). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autorregressive Models*, 2<sup>nd</sup> ed. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press: Oxford.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model. Methodology and Applications*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press: Oxford.
- Kosacoff, B., Campanario, S. (2006). 'La revalorización de las materias primas y sus efectos en América Latina', Documento de proyecto – CEPAL.

- Kwiatkowski, D., et al. (1992). 'Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root', *Journal of Econometrics*, Vol. 54, pp. 159-178.
- Lapelle, H., et al. (2011). 'El sector construcción-inmobiliario a una década de la crisis de 2001', Decimosextas Jornadas "Investigaciones en la Facultad" de Ciencias Económicas y Estadísticas, Universidad Nacional de Rosario.
- Leonardi, A., Staffieri, F. (2006). 'Las Exportaciones de Santa Fe en el Período 2001-2006', Temas Públicos, Fundación Libertad – Instituto de Estudios Económicos.
- Lombardi, M., et al. (2010). 'Global commodity cycles and linkages. A FAVAR approach', ECB Working Paper 1170.
- López Asensio, G. (2007). 'El mercado inmobiliario de Rosario. Sus principales características', Duodécimas Jornadas "Investigaciones en la Facultad" de Ciencias Económicas y Estadísticas, Universidad Nacional de Rosario.
- Medina, L. (2009). 'A Commodity Curse? The Dynamic Effects of Commodity Prices on Fiscal Performance in Latin America', Working Paper, The George Washington University, Department of Economics.
- Phillips, P.C.B., Perron, P. (1988). 'Testing for a unit root in time series regression', *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- Prebisch, R. (1950). *The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems*, United Nations, reimpresso en español en *Desarrollo Económico*, Vol. 26, pp. 251-502, New York.
- Reinhart, C. M, Wickham, P. (1994). 'Commodity Prices: Cyclical Weakness or Secular Decline?', *IMF Staff Papers*, Vol. 41, pp. 175-214.
- Thirwall, C. M, Wickham, P. (1994). 'Trends, cycles and asymmetries in the terms of trade of primary commodities from developed and less developed countries', *World Development*, Vol. 13, pp. 805-817.
- Watson, M. W. (1994). 'Business-Cycle Durations and Postwar Stabilization of the U.S. Economy', *The American Economic Reviews*, Vol. 84, pp. 24-46.
- Woelflin, M. L, et al. (2008). 'La economía de Rosario y el Aglomerado Gran Rosario 2003-2007. Perspectivas ante la crisis internacional', Decimoterceras Jornadas "Investigación en la Facultad" de Ciencias Económicas y Estadística, Noviembre.