

Análisis de la Evolución del Componente Estacional del Precio de la Soja en Argentina. Implicancias para el Productor Agropecuario

Natalia Lazzati¹ y Juan Manuel Pacheco² *

Resumen

En los últimos años la soja y sus derivados han acrecentado su influencia en la estructura económica argentina. Conocer los factores que influyen su producción y la formación local del precio es relevante para determinar el devenir económico de nuestro país. Este trabajo analiza el cambio ocurrido en el componente estacional del precio de la soja en Argentina para los períodos 1983-1989 y 1998-2003, esbozando justificaciones del cambio y analizando sus implicancias para el productor agropecuario. Las conclusiones que se derivan indican la importancia que están adquiriendo Brasil y Argentina en la formación del precio y sugieren trayectorias futuras.

Palabras Claves: Estacionalidad de los precios, componente estacional de la soja, ajuste estacional, estrategias de almacenamiento-venta.

Clasificación JEL: Q1; C5.

Abstract

In the last years the soybean and its derivatives have increased their influence in the Argentine economic structure. Knowing the factors that affect its production and the local formation of the price is relevant to determine the economic happening of our country. This work analyzes the change in the seasonal pattern of Argentine soybean price for the periods 1983-1989 and 1998-2003, outlining justifications of the change and analyzing its consequences for the agricultural producer. The conclusions indicate the importance that Brazil and Argentina are acquiring in the formation of the soybean price, and suggest future trajectories.

Key Words: Seasonal prices, seasonal pattern of soybean price, seasonal adjustment, sell and storage strategies.

JEL classification: Q1; C5.

I. Introducción

La soja se ha constituido en los últimos años en el producto más importante del sector agropecuario argentino. La influencia que la producción primaria y secundaria de esta oleaginosa tiene no es sólo sectorial, sino que se percibe en la estructura económica de todo el país, desde la balanza de pagos hasta la recaudación tributaria³.

¹ Departamento de Capacitación y Desarrollo de Mercados (Bolsa de Comercio de Rosario) – nlazzati@bcr.com.ar

² Dirección Nacional de Cuentas Nacionales (INDEC) – jupach@mecon.gov.ar

* Los autores agradecen la valiosa colaboración, comentarios y aportes de información y de bibliografía de María Julia Aiassa (BCR), Luis Frank (DNCN – INDEC), Patricia Botargues (DNCN – INDEC), Patricia Bergero (BCR) y Rogelio Pontón (BCR).

³ Se ha estimado que el complejo sojero (producción primaria y secundaria de la soja) representó un 24% de las divisas por exportaciones argentinas en el 2003.

Conocer con mayor detalle los factores que afectan las decisiones de los productores agropecuarios argentinos es vital, tanto para dar cuenta de la configuración económica presente, como para vislumbrar escenarios futuros que resulten de la implementación de políticas económicas adecuadas.

En este marco de referencia, el presente estudio intenta mostrar el cambio ocurrido en el componente estacional del precio de la soja en Argentina entre mediados de los 80' y el período actual, esbozando justificaciones del cambio y analizando sus implicancias.

El trabajo consta de siete secciones que se agregan a esta introducción. En el apartado que sigue se abordan dos aspectos: se describe la naturaleza del componente estacional del precio para las *commodities* agrícolas y se analiza la relación entre el componente estacional y las estrategias de venta-almacenamiento del productor.

En la tercera sección, se compara el componente estacional del precio de la soja en Argentina para los períodos 1983-1988 y 1998-2003, detallándose la metodología empleada para su estimación.

En la cuarta sección, se esbozan justificaciones del cambio descrito en la sección anterior.

En la quinta sección, se indican las implicancias del cambio en el componente sobre las estrategias de venta-almacenamiento.

Finalmente, se incluye un apartado con la conclusión y dos anexos: el primero describe un modelo simple del componente estacional para los precios agrícolas y el segundo contempla dos gráficos adicionales.

II. Componente estacional del precio en las *commodities* agrícolas

Naturaleza del componente estacional

El componente estacional de los precios refleja un patrón regular de comportamiento que tiende a repetirse todos los años. Este comportamiento constituye tanto una estructura como una dinámica estacional, ya que se puede presentar como un elemento estable a lo largo del tiempo, al igual que como un componente dinámico, en función de la naturaleza del producto bajo estudio. En general, se espera que el componente estacional estable sea importante, y/o que la evolución de la estacionalidad no sea muy volátil para hacer posible su estimación, aunque en los precios agrícolas esto suele ser la excepción⁴.

Se suelen distinguir dos tipos de estacionalidad, la estacionalidad de demanda y la de oferta. La primera de éstas es causada por comportamientos sistemáticos en el consumo. A modo de ejemplo, la demanda de transporte de carga (flete) se encuentra altamente concentrada en los meses de cosecha, lo que hace que los precios o las tarifas que se cobran durante estos meses resulten más caras en relación a otros meses del año.

⁴ Resultados sobre la estacionalidad de los precios agrícolas entre 1960 y 1999 pueden ser consultados en la serie de estudios realizada por los profesores de la Cátedra de Administración Rural de la Facultad de Agronomía de la UBA: Frank (1980); Ferrari (1988); Frank y Hartschuh (1993 y 2001).

Componente estacional y estrategias de venta

Cuando el productor obtiene su cosecha se le presentan, básicamente, dos opciones: la coloca en el mercado de manera inmediata o mantiene inventarios y pospone la venta a períodos futuros.

La elección entre uno y otro curso de acción, mantiene relación directa con tres aspectos:

- La información que le brinda el componente estacional histórico del precio.
- Su estructura de costos de almacenamiento.
- Su respectiva aversión al riesgo.

La relación entre la estrategia óptima, el componente estacional y la estructura de costos del productor es simple: si el cambio esperado en el precio, producido por un cambio en el componente estacional para el período de interés, supera sus costos de almacenamiento, la mejor estrategia es posponer la venta; en caso contrario, le conviene la colocación inmediata de su producto en el mercado.

La aversión al riesgo actúa incrementando los costos de almacenamiento. En un mercado de información perfecta el valor esperado de la *commodity* en el período $t + i$, $E(P_{t+i})$, es conocido. En el mundo real, es un valor incierto. La falta de certidumbre crea riesgo de precio, el componente estacional del precio podría terminar no cubriendo el costo de almacenamiento de la *commodity*. Un productor adverso al riesgo, considerará el riesgo de precio como un factor adicional en su estructura de costo, favoreciendo la venta a cosecha.

III. Estimación del componente estacional del precio de la soja en el mercado disponible de Rosario.

Serie a analizar

Rosario es el epicentro de la comercialización de la soja argentina. Las terminales portuarias que bordean el Aglomerado Gran Rosario transportan el 85% de la producción comercializable de soja. Por la naturaleza del mercado físico de granos en nuestro país, un elevado porcentaje de ese 85% se negocia en el mercado concentrador de la Bolsa de Comercio de Rosario (BCR). Es por ello que el nivel de precios que publica diariamente la Cámara Arbitral de Comercio de Rosario es un buen indicador de las condiciones de oferta y demanda de la soja en nuestro país.

Para llevar adelante el análisis, a partir de la información provista por la BCR, se ha construido una serie de frecuencia mensual que refleja el precio en dólares de la primera ronda realizada cada mes. La razón de elegir la primera ronda y no la última, obedece a que el último precio del mes suele contener un componente de mayor irregularidad. La fuente de dicha irregularidad es la mayor especulación que genera, en el sector demandante, el voluminoso vencimiento de las fijaciones en las operaciones a fijar precio, especialmente en los meses post-cosecha.

Asimismo, se ha evitado utilizar una serie de promedios mensuales porque esto puede introducir una estructura de correlación no presente en la serie diaria original (Working, 1964), lo cual podría distorsionar el análisis. La serie bajo estudio puede observarse en el gráfico II.1 del Anexo II.

Proceso de descomposición con el programa X12-ARIMA

En general, se suele suponer que una serie de tiempo puede ser descompuesta en cuatro elementos: componente estacional, de tendencia-ciclo, de efectos calendarios e irregular. Estos elementos no son directamente observables, por lo tanto, sus estimaciones deben ser realizadas mediante un proceso comúnmente denominado ajuste estacional.

Para realizar la descomposición de una serie económica existen numerosos métodos que se sustentan en diversos enfoques. En este trabajo se utiliza el método no paramétrico X12-ARIMA desarrollado por el U.S. Census Bureau (2002). La elección del mismo obedece a su creciente popularidad dentro de las agencias de estadísticas del mundo⁶ y a su gran flexibilidad para extraer señales de series que presentan cambios de nivel y valores atípicos (*outliers* aditivos)⁷.

El proceso de descomposición de la serie Precio en Dólares de la Soja en la Primera Ronda del Mes en el Mercado Disponible de Rosario es iterativo, haciendo uso de la gran gama de herramientas que el programa X12-ARIMA provee para el proceso.

En un primer paso, se realiza una corrida con selección automática del tipo de ajuste (multiplicativo o aditivo) y del modelo SARIMA⁸, permitiendo la detección y estimación de *outliers* aditivos (AO) y cambios de nivel (permanentes y transitorios) de acuerdo a los parámetros estándares. Adicionalmente, se realiza un análisis visual que ayuda a determinar la necesidad de incorporar otros efectos, por ejemplo un efecto rampa. El resultado de estas opciones permite conocer la posibilidad de ajustar uno de los modelos automáticos que prueba el programa (ajusta por defecto 5 modelos), el tipo de ajuste y la existencia de *outliers*.

Si el primer paso no da buenos resultados, se intenta identificar un modelo SARIMA mediante el comando *identify* incluyendo como variables regresoras a los cambios de nivel, efectos rampa y AO detectados en el primer paso.

Identificado el modelo, se realiza una nueva corrida utilizando este modelo y las variables ya incorporadas. Si el modelo utilizado no brinda un buen ajuste, se vuelve al paso anterior para encontrar un modelo alternativo. Esto se repite hasta que se identifica el modelo que brinda el mejor ajuste. A lo largo de estos pasos se utilizan varias de las

⁶ El Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC – Argentina) ha adoptado recientemente al programa X12-ARIMA como método de ajuste estacional oficial. Al respecto, la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales ha elaborado el documento “Adopción del Programa de Ajuste Estacional X12-ARIMA” (Botargues y Pacheco, 2004) que será publicado a la brevedad en el sitio oficial de dicha dirección.

⁷ Para una detallada descripción sobre el método X12-ARIMA se puede consultar Findley *et al.* (1998).

⁸ Esta sigla representa los modelos Seasonal AutoRegresive Integrated Moving Average, es decir, los modelos autorregresivos, integrados de medias móviles con componente estacional.

herramientas de diagnóstico que posee el X12-ARIMA, a saber: estadístico Ljung-Box del correlograma, promedio del error absoluto en porcentajes (PEAP), estadísticas t-Student para las variables regresoras, estadísticas de normalidad de los residuos, etc.

Resultados del proceso de descomposición

El tipo de ajuste elegido automáticamente es el multiplicativo. Por otra parte, el modelo RegARIMA es identificado mediante el método iterativo descrito, siendo sus componente los siguientes:

- a. Variables Regresoras⁹:
 - Rp1988.may-1988.may
 - LS1989.jun
 - AO1989.jul
 - LS2002.jan

- b. Modelo SARIMA: $([3\ 4]\ 1\ 0)(0\ 1\ 1)_{12}$ ¹⁰.

Las estadísticas para este modelo se resumen en el cuadro 1.

Cuadro 1 – Estadísticas del Modelo RegARIMA

| Estadística | Valor | Conclusión |
|----------------------------|--------------|--|
| PEAP (3 últimos años) | 13,57% | Valor por debajo del límite estándar del 15% |
| Q de Ljung-Box (rezago 12) | 5,81* | No existe evidencia de autocorrelación |
| Asimetría | -0,0601* | No existe evidencia de asimetría |
| Geary's | 0,7780* | No existe evidencia de autocorrelación |
| Curtosis | 3,3123* | Evidencia a favor de mesocurtosis |

Nota: *No significativo al 5%.

El análisis de residuos indica que este modelo ajusta bien a los datos. Adicionalmente, en el periodograma de los mismos no se detectan picos significativos de estacionalidad ni de efecto de días de actividad (*trading day*).

Por otra parte, las estadísticas del X12-ARIMA que evalúan el proceso completo indican la dificultad que se presenta para estimar la estacionalidad de la serie cuando la misma posee un sustancial componente irregular. Estas estadísticas son presentadas en el cuadro 2.

⁹ Rp indica un efecto rampa y las fechas que le siguen muestran el momento de comienzo y final de dicho efecto. LS y AO indican cambio de nivel (*Level Shift*) y *oultier* aditivo (*Aditive Oultier*), respectivamente. Las fechas que les siguen identifican el momento en que se modelan estos efectos.

¹⁰ Esta nomenclatura indica un modelo con una diferenciación ordinaria, y una estacional de orden doce, junto con tres parámetros: dos parámetros autorregresivos de órdenes 3 y 4, y un parámetro de medias móviles estacional de orden 12.

Cuadro 2 – Estadísticas de Diagnóstico del Proceso de Descomposición

| Estadística | Valor | Evidencia |
|------------------------------------|--------------|--|
| <i>F</i> de Estacionalidad Estable | 4,666 | Estacionalidad presente al 1% |
| <i>F</i> de Estacionalidad Móvil | 1,340 | Estacionalidad móvil no presente al 5% |
| Kruskal-Wallis | 46,7191 | Estacionalidad presente al 1% |
| M7 | 1,087 | |
| Q | 1,03 | |

El resultado del ajuste, medido a través de la estadística Q, indica una falla en el proceso de descomposición dado que su valor es levemente mayor a uno. Sin embargo, un análisis más detallado de las estadísticas M's¹¹ indica que la mayor falla se produce por el alto componente irregular, lo que provoca que el M1 tome un valor cercano a 3. Adicionalmente, tal cual es indicado por los valores de los estadísticos F presentados en el cuadro 2, la estacionalidad tiene un componente móvil elevado en proporción al componente estable. Es por ello que la estadística M7 toma un valor levemente superior a 1.

Dado que estas características eran esperadas, en especial la importancia del componente irregular, el ajuste es considerado como válido, aunque tomando las reservas necesarias. La serie del componente estacional estimado puede observarse en el gráfico II.2 del Anexo II.

En el gráfico 2 se presenta la evolución promedio de los factores estacionales en los dos períodos que se desean comparar (1983 a 1988 y 1998 a 2003), destacándose el cambio abrupto en el componente estacional.

En particular, se observa que en el primer período el componente estacional está en armonía con la estacionalidad de oferta del Hemisferio Norte: resulta superior a 1 en los períodos de siembra de EE.UU., e inferior en los de cosecha. Alternativamente, en el segundo período comienza a reflejar la estacionalidad de oferta del Hemisferio Sur. Para poder efectuar esta comparación, en el gráfico 3 se muestra la estructura de siembra y cosecha de los países más importantes en el abastecimiento mundial de la Soja.

¹¹ La medida de ajuste global Q es un promedio ponderado de las once estadísticas M's que analizan diferentes aspectos del ajuste. Las mismas pueden tomar valores entre 0 y 3, indicando una falla parcial en el ajuste cuando su valor es mayor a 1.

Gráfico 2 – Evolución Promedio de los Factores Estacionales

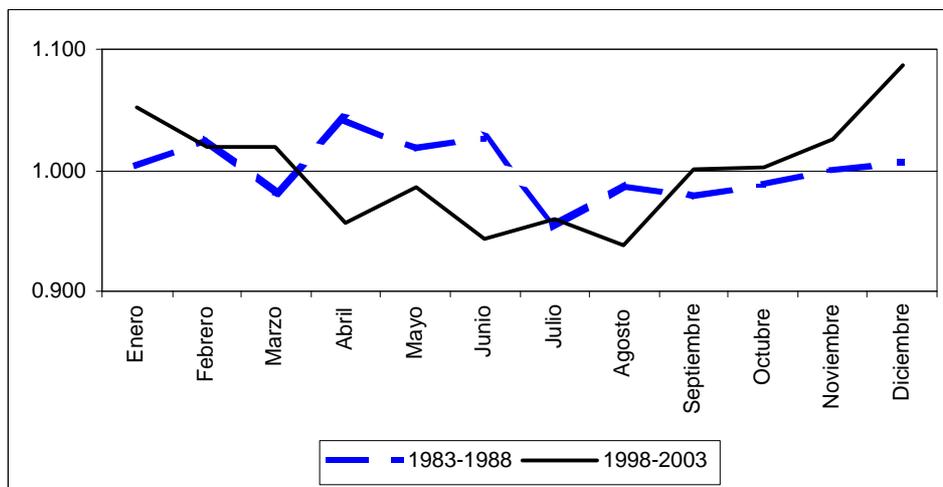
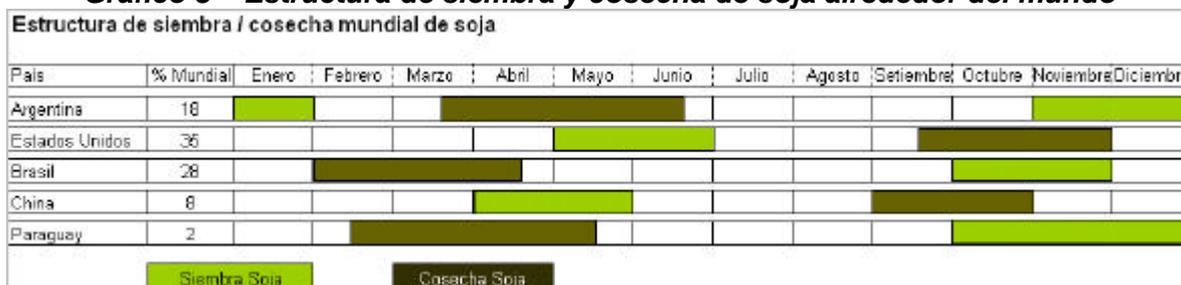


Gráfico 3 – Estructura de siembra y cosecha de soja alrededor del mundo



Con el fin de conocer qué tan relevantes son los resultados obtenidos, se realizan un par de estudios adicionales sobre la evidencia presentada en el gráfico 2. En primer lugar, se intenta conocer cuál de los dos períodos es la fuente de mayor inestabilidad para el proceso de descomposición. El supuesto previo es que el primer período presenta mayor irregularidad dado que el mercado en dichos años fue menos líquido.

Para ello se realiza una descomposición de la serie para cada uno de los dos períodos por separado. Las estadísticas más relevantes de los ajustes son presentadas en el cuadro 3.

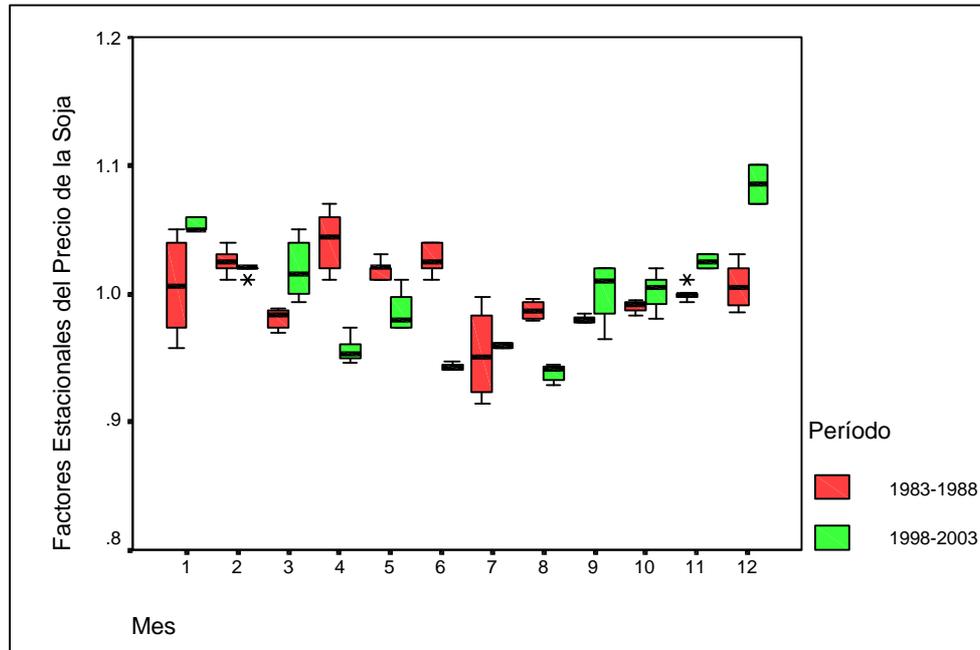
Cuadro 3 – Estadísticas de los Ajustes para cada Período

| | Estadística | Valor |
|-----------|-------------|-------|
| 1983-1988 | M7 | 2,914 |
| | Q | 1,53 |
| 1998-2003 | M7 | 0,739 |
| | Q | 0,87 |

El resultado avala la hipótesis previa, el ajuste realizado para el período 1983-1988 presenta una gran inestabilidad mientras que la descomposición para los años 1998-2003 muestra buenas estadísticas.

En un segundo análisis se estudia la dispersión de los factores estimados en el proceso de descomposición de la serie completa. Para ello se presentan, en el gráfico 4, diagramas de caja (*Box-Plots*) de los factores estacionales de cada mes para cada uno de los dos períodos.

Gráfico 4 – Diagramas de Caja de los Factores Estacionales por Período



Este gráfico permite obtener varias conclusiones. En primer lugar, se vuelve a corroborar que el período de los ochenta presenta mayor volatilidad, con cambios en la estacionalidad más rápidos. Esto se evidencia en que los diagramas de caja de los años 1983 a 1988 son, en general, más alargados que los del segundo período.

Otra característica importante es que en general los Box-Plots son bastante simétricos, por lo tanto, la media es una buena medida para identificar el nivel promedio de los factores estacionales en cada período. Esta fue la medida de posición utilizada en el gráfico 2 para describir el comportamiento promedio de los factores en ambos períodos.

Finalmente, se puede observar con mayor claridad el cambio de estacionalidad operado entre estos dos períodos. Este cambio parece ser más importante en los meses de abril, mayo y junio dado que para cada uno de dichos meses se cumple como regla general que los factores del primer período se encuentran por encima de los factores del segundo período, siendo el valor que opera simultáneamente como piso y techo el uno.

IV. Justificación del cambio estructural

Durante las últimas cuatro décadas EE.UU. ha sido líder mundial en la exportación de soja, maíz y trigo. Como principal productor ha tenido, y continúa teniendo, un rol protagónico en la formación internacional de los precios.

Sin embargo, en los últimos años, Argentina y Brasil han incrementado notoriamente su producción, ganando participación en el comercio internacional de *commodities*, fundamentalmente en el mercado de la soja. Al respecto:

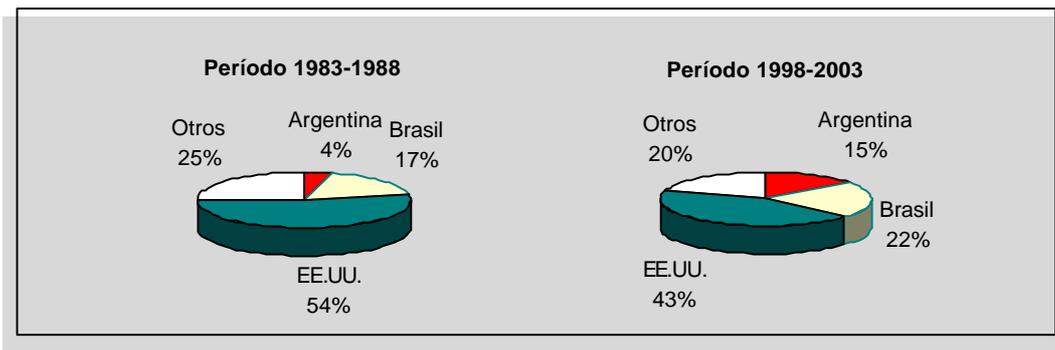
- Desde 1990 hasta el presente, la producción de soja conjunta para Argentina y Brasil se ha triplicado¹².
- A partir de la campaña 2002/2003, la producción de soja conjunta de Brasil y Argentina supera a la producción de los EE.UU.
- Ambos países, aunque fundamentalmente Brasil, tienen posibilidades de continuar expandiendo su producción.

Las reformas económicas y políticas llevadas a cabo en Argentina y Brasil durante los noventa, explican gran parte del crecimiento agrícola de la región durante el período. Ciertas medidas orientadas al mercado lograron estabilizar el entorno de operación en ambos países, incentivando la inversión.

En el trabajo publicado por el USDA “*How does structural change in the global soybean market affect the U.S. price?*” (Plato y Chambers, 2004)¹³ se indica que debido al cambio estructural en la producción mundial un buen modelo de predicción de precios en los EE.UU. debería contemplar tanto su ratio stock/consumo como alguna variable que reflejase la producción sudamericana.

Con una metodología diferente y con distintos objetivos, este estudio sostiene que el cambio estructural en la producción mundial es la causa principal de la modificación en el componente estacional del precio local de la soja presentado en la figura 2. El gráfico 5 refleja la participación relativa de Argentina, Brasil y EE.UU. para los dos periodos analizados.

Gráfico 5 - Participación de Argentina, Brasil y EE.UU. en la Producción Mundial de Soja



Fuente: FAO

¹² La fuente de la información es Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), los datos pueden ser consultados en: http://www.fao.org/waicent/portal/statistics_es.asp

¹³ Este trabajo puede ser obtenido de la siguiente dirección web: <http://www.ers.usda.gov/publications/OCS/APR04/OCS04D01>

En el gráfico se observa el notable incremento de la participación de Argentina y Brasil en el mercado mundial en el segundo período, a costa de la menor participación de los EE.UU.

Los precios de las *commodities* agrícolas en el mercado argentino son afectados tanto por variables locales como por factores externos. La mayor participación en el mercado mundial del Hemisferio Sur, ha provocado que sean los factores locales los que tengan mayor influencia en la estacionalidad de los precios en dólares de la soja en nuestro país. Este componente refleja ahora la estacionalidad conjunta de Brasil y Argentina.

V. Implicancias del cambio del componente estacional en las estrategias de venta del productor

En la segunda sección se explicó la forma en que las estrategias de venta-almacenamiento del productor se relacionan con el componente estacional del precio. Si los productores actúan optimizando sus ganancias, cambios en el componente estacional deberán corresponderse con redefiniciones de sus estrategias.

Adicionalmente, en la tercera sección se describió el cambio ocurrido en el componente estacional del precio de la soja entre mediados de la década de los 80' y el período actual. En particular, se observó que en los 80' el componente estacional del precio local reflejaba la estacionalidad de oferta del Hemisferio Norte; con el correr del tiempo, este componente fue evolucionando para presentar, en la actualidad, la estacionalidad del Hemisferio Sur.

De acuerdo con lo obtenido, la venta del producto a cosecha hubiese resultado una buena estrategia para el primer período. El momento de cosecha del productor argentino coincidía con el momento del año en el que el componente estacional del precio resultaba más elevado; la estructura opuesta de siembra-cosecha entre el Hemisferio Norte y el Sur, junto con la influencia de los EE.UU en la formación del precio local y en la determinación de su componente estacional, jugaban a favor del productor argentino.

Este hallazgo brinda argumentos alternativos a quienes opinan que la venta del productor a cosecha hacia fines de los 80' era sólo consecuencia de la falta de financiamiento y la carencia de estructuras de almacenamiento durante el período. Conforme con lo analizado, la estrategia pudo haber resultado óptima independientemente de estas dos falencias.

Finalmente, en el desarrollo efectuado se nota la necesidad actual de redefinir estrategias, contemplando los tres factores mencionados en la segunda sección: el componente estacional, la estructura de costos de cada productor y su respectiva aversión al riesgo. La estrategia óptima al momento, podría no ser la venta inmediata a cosecha. En este sentido, un análisis pormenorizado sobre la estimación del componente estacional en la actualidad y su proyección a futuro resulta indispensable a partir de la evidencia aquí presentada.

VI. Conclusiones

El análisis que se describe en este estudio muestra el importante cambio ocurrido en el componente estacional del precio de la soja en Argentina entre los períodos 1983-1988 y 1998-2003. Al respecto, se observa que en el primer período el componente se encontraba en armonía con la estacionalidad de oferta del Hemisferio Norte; alternativamente, se constata que en el segundo período, el componente responde a la estacionalidad de oferta del Hemisferio Sur.

El cambio en el componente estacional se relaciona de manera directa con la transformación de la estructura productiva mundial de la soja durante las últimas dos décadas. En particular, con el incremento en la participación relativa del Hemisferio Sur – fundamentalmente de Argentina y Brasil- en detrimento de la menor participación del Hemisferio Norte -EE.UU.

El resultado obtenido tiene relevantes implicancias. En el presente trabajo se ahondó en una de ellas, el significado del cambio en la redefinición de las estrategias de venta-almacenamiento del productor agropecuario.

Al respecto, se obtuvo que la venta a cosecha pudo haber resultado en una estrategia óptima en el primer período; el momento de cosecha del productor argentino coincidía con el momento del año en el que el componente estacional del precio resultaba más elevado. Adicionalmente, se indicó la necesidad actual de redefinir estrategias contemplando el componente estacional contemporáneo, la estructura de costos de cada productor y su aversión al riesgo; la mejor estrategia hoy, podría no ser la venta a cosecha.

La segunda implicancia del trabajo se relaciona con la anticipación de cambios futuros en el componente estacional del precio local. Se considera que Argentina y Brasil tienen aún importantes posibilidades de incrementar su producción de soja, fundamentalmente Brasil. En este sentido, la estructura productiva mundial de esta *commodity* podría continuar modificándose. En particular, si el Hemisferio Sur aumentara aún más su participación relativa en el comercio internacional, el cambio podría afectar nuevamente el componente estacional de nuestros precios, agudizando picos y valles.

Finalmente, del análisis se deriva la relevancia que están adquiriendo Argentina y Brasil en el proceso de formación del precio de la soja. En este sentido, se cree que es momento de asumir con responsabilidad el rol que nos compete, como referentes internacionales en el precio de esta *commodity* agrícola.

VII. Anexo I

A continuación se presenta un modelo que describe de manera simple el componente estacional del precio; este modelo es una adaptación del propuesto por Bressler y King (1970)¹⁴. Los supuestos del modelo son:

- La cantidad inicial de la *commodity* es A .
- La demanda de la *commodity* es idéntica para cada período (o mes) del año, $Q_t = a + bP_t$ con $b < 0$.
- Un cultivo anual es cosechado en el mes 1, y los productores tienen la opción de vender su producto a cosecha, o mantener inventarios y posponer la venta hasta los períodos 2, 3, ..., T-1, T.
- El recurso se consume íntegramente a lo largo del año, simbólicamente,
$$\sum_{t=1}^T Q_t = A.$$
- El costo de almacenamiento es función lineal del tiempo, simbólicamente, $C_t = mt = \text{Costo de almacenamiento por unidad de } Q_t.$

Resumiendo, se supone que en el momento inicial los parámetros A , a , b , m y T son todos conocidos. Con esta información el modelo determina el precio inicial y los precios subsecuentes de modo de localizar la oferta al comienzo, A , a lo largo de los T períodos (o meses).

En mercados competitivos, el costo marginal (CM) de almacenamiento debería igualar al ingreso marginal (IM) que obtiene el productor por posponer su venta. Por definición,

$$IM = P_t - P_{t-1} \text{ y } CM = \frac{\partial C_t}{\partial t} = m.$$

Luego,

$$P_2 - P_1 = m$$

...

$$P_t - P_{t-1} = m$$

...

Es decir, que los precios aumentan m unidades por período de tiempo.

Conforme lo descrito, la solución para los P_t 's y las Q_t 's se obtiene del siguiente modo:

$$A = \sum_{t=1}^T Q_t = \sum_{t=1}^T (a + bP_t) = Ta + b \sum_{t=1}^T P_t = Ta + b \sum_{t=1}^T (P_1 + tm) = Ta + tbP_1 + bm \sum_{t=1}^T t$$

¹⁴ Véase Tomek *et al.* (2003) pags. 199-201.

De lo que se deriva,

$$A = Ta + TbP_1 + \frac{T(T-1)}{2}bm$$

$$P_1 = \frac{1}{Tb}A - \frac{Ta}{Tb} - \frac{T(T-1)}{Tb2}bm = \frac{1}{Tb}A - \frac{a}{b} - \frac{(T-1)}{2}m$$

En este modelo, los precios estacionales y las cantidades de equilibrio resultantes son:

$$Q_1 = a + bP_1$$

$$Q_2 = a + bP_2, \text{ con } P_2 = P_1 + m$$

...

$$Q_T = a + bP_T, \text{ con } P_T = P_1 + m(T-1)$$

Y por definición $\sum_{t=1}^T Q_t = A$.

Del modelo se obtiene que la naturaleza del componente estacional de los precios, cuando este comportamiento sistemático es generado desde la oferta, es función de los costos de almacenamiento por unidad de tiempo.

VIII. Anexo II: Gráficos

Gráfico II.1 – Serie precio en dólares de la soja en la primera ronda del mes en el mercado disponible de Rosario

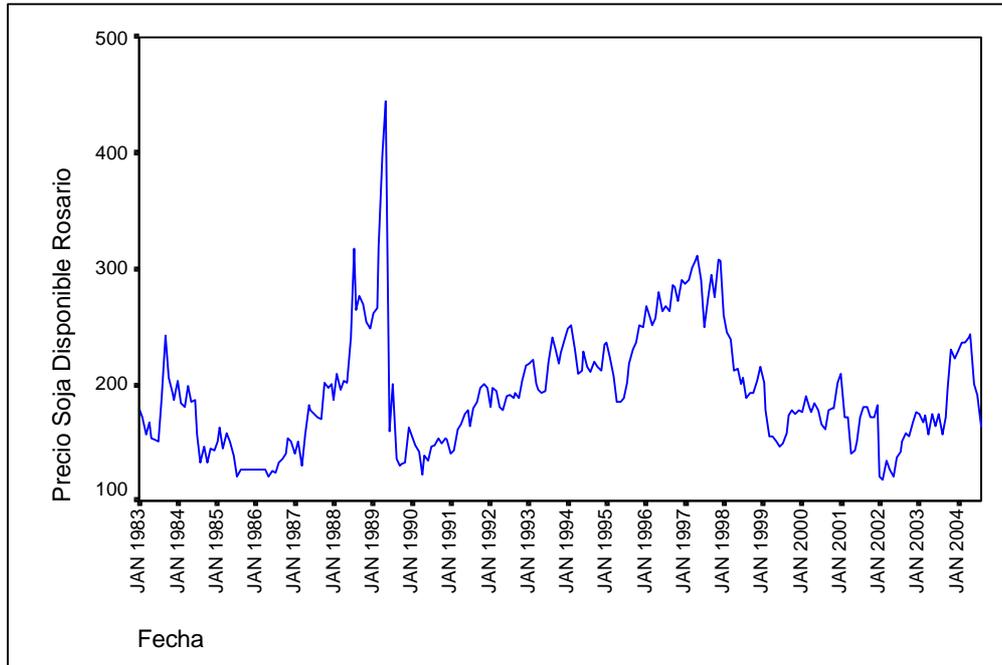
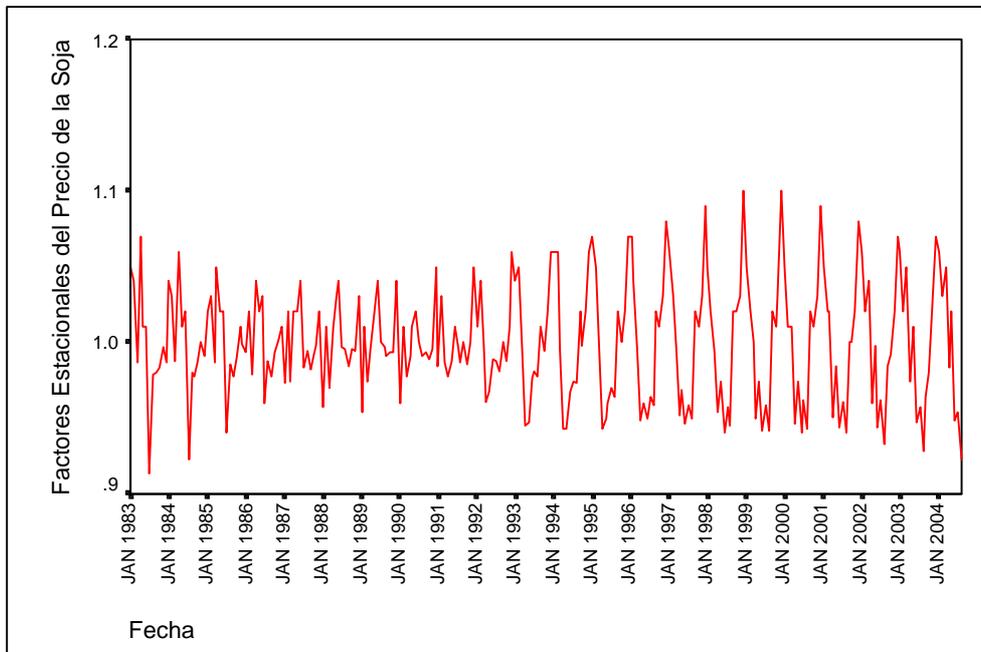


Gráfico II.2 – Serie de los factores estacionales de la soja



IX. Bibliografía

- Botargues, P. y Pacheco, J. M.** (2004): "Ajuste Estacional de las Series Elaboradas por la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales – Adopción de Método de Ajuste Estacional X12-ARIMA". INDEC. Manuscrito remitido para publicación.
- Dagum, E. B.** (1999): "The X11ARIMA/2000 Seasonal Adjustment Method – Foundation and User's Manual", Time Series Research and Analysis Division, Statistics Canada.
- Findley, D. F.; Monsell, B. C.; Bell, W. R. ; Otto, M. C. y Chen, B.** (1998): "New Capabilities and Methods of the X12ARIMA Seasonal Adjustment Program", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, págs. 127-152.
- Ferrari, C. A.** (1988): "Variación Estacional de los Precios Agropecuarios – Década 1970-1979", Cátedra de Administración Rural N° 26, UBA.
- Frank, R. G.** (1980): "Estacionalidad de Precios de Productos Agropecuarios", *Revista de Investigaciones Agropecuarias*, Vol. XV, N° 1, págs. 97-111.
- Frank, R. G. y Hartschuh, R. E.** (1993): "Variación Estacional de los Precios Agropecuarios – Década 1980-1989", Cátedra de Administración Rural N° 37, UBA.
- Frank, R. G. y Hartschuh, R. E.** (2001): "Estacionalidad de Precios Agrarios en la Década '90", *Revista Facultad de Agronomía*, N° 21 (2), págs. 145-152.
- Plato, G. y Chambers, W.** (2004): "How does structural change in the global soybean market affect the U.S. price?". USDA.
- Schnepf, R. D.; Dohlman, E. N. y Bolling, C.** (2001): "Agriculture in Brazil and Argentina: Developments and Prospects for Major Field Crops". ERS Agriculture and Trade Reports N° WRS013, pp. 85.
- Schwager, J. D.** (1995): "Fundamental Analysis". John Wiley & Sons.
- Tomek, W. G. y Keneth, L. R.** (2003): "Agricultural Product Prices". Cornell University. Fourth Edition.
- U.S. Census Bureau** (2002): "X-12-ARIMA Reference Manual, version 0.2.10". Time Series Staff, Statistical Research Division.
- Working, H.** (1964): "Note on the Correlation of First Differences of Averages in a Random Chain" . En P. H. Cootner (ed.), "The Random Character of Stock Market Prices" (Edición revisada 2000), Risks Books. (Trabajo original publicado en 1960).