

Lanteri, Luis

Working Paper

Respuesta a precios del área sembrada de soja en la Argentina

Working Paper, No. 2009/44

Provided in Cooperation with:

Economic Research Department (ie), Central Bank of Argentina

Suggested Citation: Lanteri, Luis (2009) : Respuesta a precios del área sembrada de soja en la Argentina, Working Paper, No. 2009/44, Banco Central de la República Argentina (BCRA), Investigaciones Económicas (ie), Buenos Aires

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/86137>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Respuesta a precios del área sembrada de soja en la Argentina

Luis Lanteri
BCRA

Noviembre, 2009



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Banco Central de la República Argentina
ie | Investigaciones Económicas

Noviembre, 2009
ISSN 1850-3977
Edición Electrónica

Reconquista 266, C1003ABF
C.A. de Buenos Aires, Argentina
Tel: (5411) 4348-3582
Fax: (5411) 4348-3794
Email: investig@bcra.gov.ar
Web: www.bcra.gov.ar

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de la República Argentina. La serie Documentos de Trabajo del BCRA está compuesta por material preliminar que se hace circular con el propósito de estimular el debate académico y recibir comentarios. Toda referencia que desee efectuarse a estos Documentos deberá contar con la autorización del o los autores.

Respuesta a precios del área sembrada de soja en la Argentina *

Luis Lanteri

Banco Central de la República Argentina

Resumen

En este trabajo se analiza la respuesta del área sembrada de soja en la Argentina frente a los cambios en los incentivos de precios y otras variables relevantes en la producción agrícola. A tal efecto, se estiman modelos de VEC para algunas de las principales provincias productoras y para el total del país, que cubren el período 1974-2006. Los modelos estimados permiten analizar las relaciones de largo plazo entre la participación del área sembrada de soja, los precios relativos, el uso de algunos insumos y los riesgos. Para los modelos donde se observan relaciones de cointegración se encuentran respuestas positivas y significativas del área sembrada de soja frente a los cambios en los precios relativos.

Códigos JEL: C1, Q1, R3.

Palabras claves: respuesta de la oferta de soja, precios relativos, elasticidades, riesgos.

* Se agradecen a J. C. Baez, Gastón Repetto, Laura D'Amato y a un árbitro anónimo sus comentarios y sugerencias. No obstante, el contenido del trabajo debe atribuirse exclusivamente al autor. Las opiniones expresadas en este trabajo son del autor y no reflejan necesariamente las del BCRA o las de sus autoridades.

Argentina's Soybean Acreage Response to Changes in Price Incentives

Luis Lanteri

Central Bank of Argentina

Summary

Agriculture in Argentina encompasses the entire range of field crop and livestock activities, including corn, wheat, sunflower and soybeans. Most notably, Argentina is the world's leading exporter of soybean products (soybean oil and soybean meal) and ranks third behind the United States and Brazil as a producer and exporter of soybeans. The soybean complex accounts for more than 25 percent of the total exports in our country.

Argentina's soybean sector did not emerge until the early 1970s lagging Brazil by more than a decade. In 1970, only 36,000 hectares of soybeans were harvested in Argentina, compared with 1.7 million hectares in Brazil and over 17 million in the United States. Once soybean production gained a foothold, a strong natural comparative advantage over cereal production continued to boost plantings in Argentina. By 1990, 5.0 million hectares were planted to soybeans and production reached nearly 10.8 million tons. This expansion involved both new land entering soybean production as well as a shift of existing farmland from coarse grains, pasture and others. Soybean production continued to increase rapidly in Argentina, growing at nearly 8 percent per year since 1990 and continuing to accelerate into the late 1990s and 2000s. In 2006, 16 million hectares of soybeans were

harvested (production 47.5 million tons). However, unlike the substantial yield improvements of the previous years, soybean production growth in the last decades was almost entirely the result of continued area expansion.

Initially, Argentina's soybean area expanded mostly in the central production zone in the heart of the Pampas. The central provinces of Cordoba, Buenos Aires and Santa Fe dominate soybean production. However, in recent years, the soybean area in the northern and northwestern states has also expanded. The rapid expansion of soybean area in Argentina has received a boost from the adoption of biotech soybeans and from the availability of early maturing varieties that help to diminish weather risk. Improved weed control also benefited the subsequent rotational crop, while early maturing varieties improved the potential for double cropping in the same year (wheat-soybeans).

In the 1960s and 1970s, econometric models of agricultural supply, either at the sector level or at commodity level, were formulated, in general, in terms of time series, following the model proposed by Nerlove (1958) and by Griliches (1959) and referred as adaptative expectations and partial adjustment models, respectively. In particular, Nerlove's model requires a one-step direct estimation of production as a function of prices and other relevant variables. These models suffered problems of spurious regressions frequently.

This paper deals with the question of how responsive farmers in Argentina are to changes in incentives. We employ Johansen's (1988) and Johansen and Juselius (1990) multivariate cointegration approach and covering the period 1974-2006. The paper investigates for this country the long-run effect of pricing policies, risk and certain non-price factors on soybean acreage. The models are estimated from variables measured in levels and should the suspicion of non-stacionarity be confirmed by the data. In those cases where cointegration relationships are found, estimated supply elasticities tend to lay

between 2.37 and 5.24 by the total country. The model includes the area planted to soybeans as a function of expected relative prices (in terms of the best technical alternative), the use of some inputs, risks and other variables relevant in the agricultural production. The results show an important response of soybean supply with respect to economic incentives. In terms of policy these supply elasticities mean that depressed prices may cut down substantially soybean production from one year to the next, or on the other hand, a spectacular increase in area planted could be expected from an increase in the level of soybean relative prices.

JEL: C1, Q1, R3.

Key words: soybean supply response, relative prices, elasticities and risks.

I. Introducción

En los últimos tiempos se ha observado un notable incremento en los precios de las materias primas que exportan los países en desarrollo, lo que ha traído aparejado importantes cambios en estas economías.¹ La Argentina, que se especializa en la exportación de productos agropecuarios, también se ha visto favorecida por las mejoras registradas en los precios internacionales de estos *commodities*.

Uno de los rubros de mayor expansión dentro del sector rural ha sido el cultivo de soja. Esta oleaginosa, que constituye el principal componente de la agricultura Argentina, genera alrededor del 37% del Valor Agregado Bruto (VAB) a precios constantes del sector agrícola y casi el 24% del VAB real del sector agropecuario (agricultura y ganadería).²

El crecimiento de la producción de soja ha coincidido con la expansión de la industria procesadora. El complejo industrial sojero representa alrededor el 24,4% del total de las exportaciones argentinas³ y está constituido por un conjunto de industrias que se desarrollaron notablemente a partir de los años ochenta. Las exportaciones argentinas de aceite de soja (constituyen el 33% de las exportaciones del complejo) representan el 53% del total mundial exportado y ocupan el primer lugar, superando a Brasil (26%) y a los Estados Unidos (6%). Sin embargo, el principal componente de este complejo lo

¹ Véase, por ejemplo, Bastourre *et al.* (2008).

² Datos provisorios correspondientes al año 2007 (Dirección Nacional de Cuentas Nacionales). El concepto de VAB se utiliza en lugar del PIB cuando la medición corresponde a un sector económico en particular.

³ Alrededor de US\$ 13.600 millones en el año 2007. Las participaciones en el comercio mundial corresponden al año 2006.

constituyen las harinas y pellets, que comprenden el 42% del total de las exportaciones provenientes de esta oleaginosa⁴ y alrededor del 45% de las exportaciones mundiales.

Más recientemente se ha observado una demanda creciente del grano y de los subproductos de la molienda (harina y pellets), por parte de China, India y otras economías en desarrollo, para ser empleados como forraje en la alimentación animal. Asimismo, la demanda de soja se ha visto acrecentada a partir de la posibilidad de utilización de esta oleaginosa en la producción de biocombustibles (biodiesel), los que están destinados a ir reemplazando paulatinamente a los productos derivados del petróleo, gas y otros combustibles fósiles (Carrera, 2008 y FAO, 2008).

Dada la importancia que ha tomado este cultivo en la economía Argentina, resulta de interés determinar la respuesta de su oferta a los incentivos de precios y a otras variables, como el cambio tecnológico y los riesgos de mercado y de producción. En este sentido, el trabajo intenta estimar principalmente las elasticidades área-precio, empleando modelos de VEC y datos anuales correspondientes al total del país y a la provincia de Santa Fe, que cubren las campañas agrícolas de las últimas cuatro décadas. A su vez, se comparan los resultados obtenidos con algunas estimaciones anteriores que utilizaban modelos de rezagos distribuidos para la estimación de las elasticidades de oferta.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección II se describe el desarrollo del cultivo de soja en el país y en la III las metodologías empleadas usualmente para la estimación de funciones de oferta agrícola. En la sección IV se analizan las propiedades de las series y los *tests* de cointegración, mientras que en la sección V se presentan los resultados y las elasticidades obtenidas en las estimaciones. Por último, en la sección VI se comentan las principales conclusiones del trabajo.

⁴ El grano de soja representa el 25% del complejo.

II. El cultivo de soja en la Argentina

Aunque el cultivo de soja ya se conocía en la Argentina en el siglo pasado, en algunas provincias como Misiones, fue recién a mediados de los años sesenta, con la aplicación de precios de referencia por parte del Gobierno, que esta oleaginosa comenzó a difundirse en la zona agrícola pampeana.

Su expansión en las últimas tres o cuatro décadas ha sido notable. Entre las campañas agrícolas 1970/71 y 2006/07 el área sembrada creció a una tasa promedio del 18,3% anual, mientras que la producción lo hizo al 20,4% anual (en el mismo lapso los rendimientos promedio por hectárea crecieron al 1,7% anual). En contraste, el área sembrada correspondiente al resto de los cereales y oleaginosas (total de los granos menos soja) se redujo durante ese período a una tasa promedio del 0,8% anual, en tanto que la producción creció sólo al 2,0% anual promedio. Con excepción de la década de los años setenta, cuando el cultivo de soja creció vertiginosamente, las mayores tasas de expansión se registraron durante los años ochenta, con un crecimiento del área sembrada y de la producción del 9,9% anual y del 11,2% anual, respectivamente (Tabla 1 y Gráfico 1).

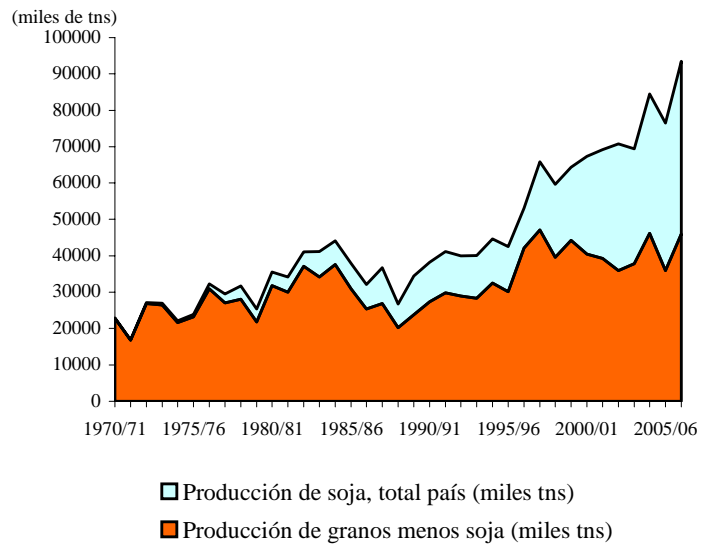
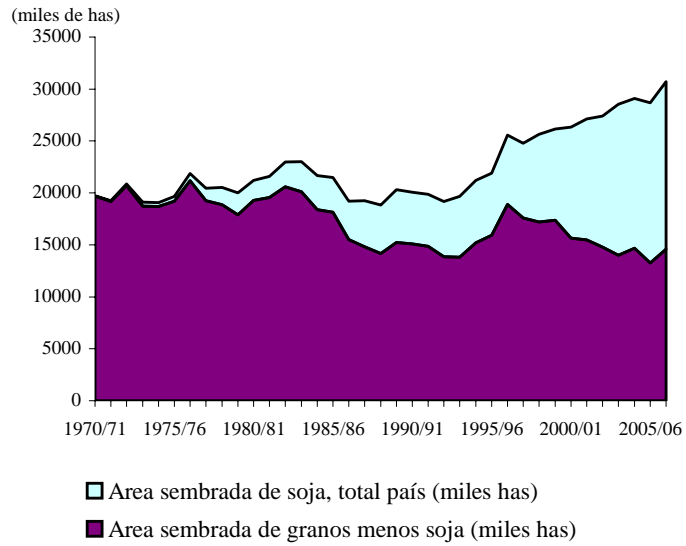
Tabla 1/ Tasas de crecimiento promedio de la soja y del resto de los cereales y oleaginosas.

Total del país, %

Campañas agrícolas	Área sembrada (hectáreas)	Soja		Resto de los granos	
		Rendimientos promedios (kgs/ha)	Producción (toneladas)	Área sembrada (hectáreas)	Producción (toneladas)
1970/71 - 1980/81	48,2	2,13	51,5	-0,20	3,37
1980/81 - 1990/91	9,94	1,27	11,2	-2,43	-1,49
1990/91 - 2001/02	8,05	1,33	9,68	0,24	3,33
2001/02 - 2006/07	6,76	2,47	9,62	-1,20	3,25
1970/71 - 2006/07	18,3	1,69	20,4	-0,83	1,97

Fuente: Elaboración propia con datos de la SAGPyA

Gráfico 1/ Área sembrada y producción de soja y del resto de los cereales y oleaginosas. Total país (campañas agrícolas 1970/81-2006/07)



La expansión del área sembrada de soja a lo largo de estas décadas ha tenido lugar no solamente merced a la reducción de la superficie dedicada a otros granos, sino también

del área correspondiente a otros cultivos agrícolas, de las tierras ocupadas por la ganadería y, más recientemente, de la expansión de la frontera agropecuaria y deforestación del monte nativo ubicado principalmente en las provincias del centro y norte del país (Chaco, Santiago del Estero, Córdoba, Santa Fe, Tucumán y Salta). La expansión de la superficie de soja no se ha limitado, por tanto, al reemplazo de otros cultivos en las regiones tradicionalmente maiceras, sino que también a tendido a extenderse hacia zonas que hace unas décadas se consideraban no aptas para los cultivos de granos.⁵

A diferencia de lo ocurrido con las tecnologías de la llamada “revolución verde”, difundidas durante los años sesenta y setenta (principalmente el empleo de los trigos de origen mexicano y el maíz híbrido, junto con la aplicación de fertilizantes y la mecanización masiva de la agricultura), la incorporación de la biotecnología en los cultivos pampeanos durante la década de los noventa se llevó a cabo casi simultáneamente con su aplicación en los Estados Unidos (Reca y Parellada, 2001). A mediados de dicha década comenzaron a difundirse en el país las variedades de semillas transgénicas (semillas genéticamente modificadas) en los cultivos de soja y maíz. En la soja, una de las semillas transgénicas comercializadas (RR) es resistente al herbicida glifosato,⁶ mientras que en el caso del maíz la variedad transgénica BT brinda mayor tolerancia a insectos (Tabla 2). Ambas variedades fueron desarrolladas por empresas multinacionales vinculadas a las industrias química y farmacéutica, las que proveen no solo la semilla, sino también el paquete tecnológico y los insumos necesarios para el desarrollo del cultivo.

⁵ Sin embargo, no existen datos precisos que permitan cuantificar estos desplazamientos durante el período analizado.

⁶ Materia prima del herbicida *Round-up*.

Tabla 2/ Fechas de adopción de las principales innovaciones tecnológicas en los cultivos de cereales y oleaginosas en la Argentina

Período	Trigo	Soja	Maíz	Girasol
Años 60		Inicio del cultivo en la pampa húmeda	Difusión de híbridos	
Años 70	Variedades mexicanas de ciclo corto	Difusión de la práctica del doble cultivo trigo-soja dentro de la misma campaña	Híbridos en casi el 100% del área cultivada	Difusión de híbridos
Años 80		Difusión del paquete tecnológico (inoculantes, herbicidas, etc.) Variedades de ciclo corto	Híbridos de ciclo corto (sudeste Buenos Aires)	
Años 90 en adelante	Mayor superficie fertilizada	Cultivos transgénicos (RR). Mayor empleo de la práctica de siembra directa	Nuevos híbridos más resistentes, semillas transgénicas (BT), mayor superficie fertilizada y riego	

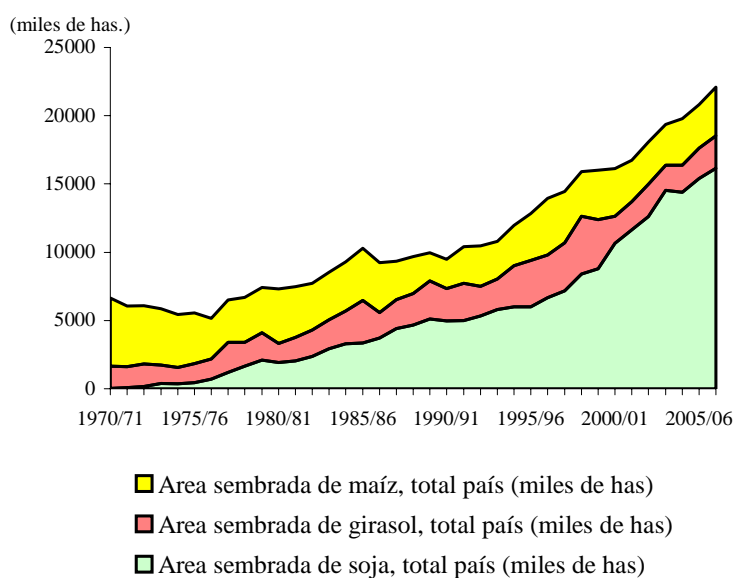
Fuente: Elaboración propia.

En el caso de la soja, las semillas transgénicas y la práctica de siembra directa han permitido reducir los costos de implantación y mejorar la rentabilidad por hectárea de este cultivo. El paquete tecnológico compuesto por las semillas transgénicas, herbicidas y la

práctica de siembra directa facilitó el doble cultivo en la zona pampeana y la ampliación de la frontera hacia zonas marginales (Bisang, 2003).⁷

La soja podría ser considerada un cultivo de más bajo costo (al requerir un menor empleo de insumos, como los fertilizantes) y más resistente a las bajas precipitaciones, que otros sustitutos próximos como el maíz (Gráfico 2).

Gráfico 2/ Superficie sembrada de soja y de sustitutos próximos (maíz y girasol). Total país (campañas agrícolas 1970/81-2006/07)



Como aspectos menos positivos de la enorme difusión que ha tenido esta oleaginosa suele mencionarse la pérdida de divisas que genera la importación de los herbicidas empleados en el cultivo y los pagos de regalías por el uso de la semilla transgénica.⁸

⁷ Aunque la práctica de soja de segunda siembra permite aumentar el ingreso anual de los productores, los rendimientos por hectárea que se obtienen en este caso resultan un 30% inferiores a los de soja de primera siembra.

⁸ No obstante, las semillas transgénicas permitirían reducir la utilización de herbicidas por hectárea y mejorar el control de malezas y la seguridad de cosecha. A su vez, la práctica de siembra directa (siembra de la soja transgénica sobre los rastrojos del cultivo anterior y

Algunos trabajos mencionan también que el rastreo de soja (lo que queda después de la cosecha del grano) incorpora a la tierra menos materia orgánica que el rastreo de maíz, lo que atenta contra la reposición de los nutrientes del suelo.

En las últimas dos décadas, la expansión de la soja estuvo acompañada por el surgimiento de los denominados “pool” de siembra, que arriendan tierras de terceros y cultivan grandes extensiones (tratando de aprovechar las economías de escala) en diferentes provincias e incluso en países limítrofes.

En la zona núcleo de la pampa húmeda (sur de Santa Fe, sureste de Córdoba y norte de Buenos Aires) se siembra soja desde mediados de octubre a fines de noviembre, como siembra temprana, al igual que el maíz y el girasol, o bien de fines de noviembre a mediados de diciembre, si es precedida por un cultivo de invierno, como trigo, arveja, cebada o centeno (siembra de segunda).⁹

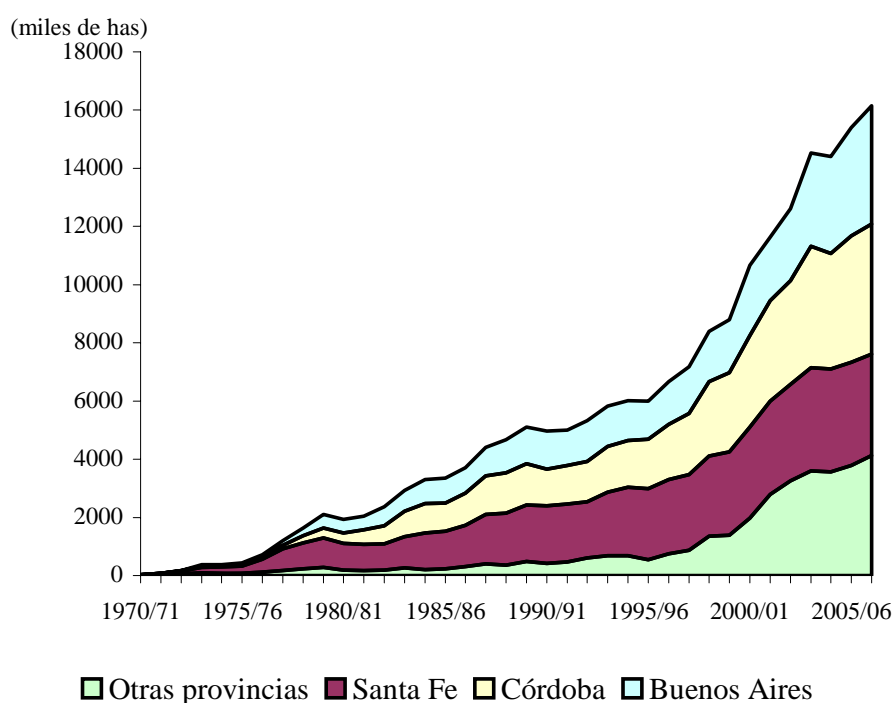
Si bien desde los años setenta Santa Fe había sido la principal provincia productora de soja del país, en las últimas campañas fue superada por Córdoba y por Buenos Aires (Gráfico 3).¹⁰

aplicación de herbicidas) facilitaría la conservación de la humedad de los suelos y el doble cultivo (trigo-soja) dentro de una misma campaña agrícola (Penna y Lema, 2002).

⁹ No obstante, debe notarse que el área sembrada de trigo en el país representa alrededor de un 35% de la superficie cultivada de soja (campaña 2006/07), por lo que la mayor parte de la superficie de esta oleaginosa correspondería a siembra de primera (la posibilidad de siembra de soja de segunda sería mayor en la provincia de Buenos Aires donde el área sembrada de trigo representa más del 70% respecto del área sembrada de soja).

¹⁰ Las estimaciones realizadas para estas dos últimas provincias no arrojaron buenos resultados econométricos y, por lo tanto, no han sido incluidas en el trabajo.

Gráfico 3/ Superficie sembrada de soja por provincias (campañas agrícolas 1970/81-2006/07)



III. Estimación de la oferta de productos agrícolas

En la estimación de la oferta de productos agropecuarios, la variable dependiente a adoptar suele variar según se trate de productos individuales o agregados.

Dado que la producción agrícola equivale al producto del área cultivada por los rendimientos promedio por hectárea, y como los rendimientos podrían estar correlacionados en alguna medida con factores exógenos y estocásticos (como plagas y

condiciones climáticas), en muchas estimaciones se considera al área sembrada como indicador de oferta. Se supone así que dicha variable podría reflejar más fielmente la conducta de los productores frente a los incentivos económicos (Reca, 1967 y 1980 y Gluck, 1979). Al considerar la elasticidad del área como aproximación de la elasticidad de oferta se considera que la elasticidad-precio de los rendimientos es igual a cero y, por tanto, que los precios no tendrían efectos sobre los rindes de los cultivos.¹¹

En contraste, en las estimaciones de oferta agropecuaria (o agrícola) agregada suele considerarse a la producción como indicador, ya que el área sembrada se encontraría en su mayor parte utilizada y sus variaciones en el corto plazo serían poco importantes. En efecto, mientras que para los productos individuales la tierra cultivable no representa una restricción (siempre que exista sustitución entre cultivos por el uso del suelo), dicha restricción podría observarse para el agregado, por lo menos en el corto plazo.

En lo que respecta a las variables explicativas, las estimaciones de productos individuales suelen incluir los precios relativos respecto de productos sustitutos, los insumos o factores de producción y otras variables que pueden explicar los cambios en la función de oferta (por ejemplo, efectos climáticos y riesgo).

La mayor parte de las estimaciones realizadas para productos pampeanos han utilizado alguna versión del modelo de rezagos distribuidos de Marc Nerlove (1958 y 1979),¹² que incluye a la variable dependiente rezagada y que permite estimar la respuesta de la producción, o del área sembrada, en el largo plazo. Sin embargo, las estimaciones realizadas con la propuesta de Nerlove no consideraban, por lo general, las propiedades de

¹¹ Véanse algunos de los artículos reseñados por Beker (1992). No obstante, si la elasticidad-precio de rendimientos fuera positiva y se identificara a la elasticidad del área con la elasticidad de oferta, la elasticidad-precio del área estaría subestimando a la elasticidad de producción.

¹² Debería incluirse también el trabajo de Griliches (1959).

estacionariedad de las series, lo que podría llevar a estimaciones espurias (por OLS), tal como destacan Granger y Newbold (1974). En contraste, otras metodologías de estimación, como las que provienen de modelos de VEC (Johansen, 1988 y Johansen y Juselius 1990), suponen que las variables son integradas del mismo orden y se basan en un análisis previo de la estacionariedad de las series. Para Hallam y Zanolli (1993) la propuesta de Johansen (1988) sería una alternativa a la estimación de los modelos de rezagos distribuidos inspirados en los trabajos de Nerlove, tanto desde el punto de vista teórico, como empírico, y permitiría superar algunas de las limitaciones que presentan los modelos de ajuste parcial.¹³

Por lo general, los modelos de oferta estimados para productos individuales consideran que la estructura de costos variables entre los diferentes cultivos se mantiene constante a lo largo del período de análisis, de forma que los productores asignan los recursos, en la siembra de un grano u otro, incentivados exclusivamente por los cambios esperados en los precios relativos. Este supuesto se mantiene en los modelos de VEC estimados. Sin embargo, se reconoce que la difusión del nuevo paquete tecnológico en soja a mediados de los años noventa (semillas transgénicas, herbicidas, etc.) podría haber alterado en alguna medida la relación de costos, lo que no estaría siendo captado por las estimaciones. A pesar de ello, debe notarse que el objetivo del trabajo es tratar de estimar la respuesta del área sembrada de soja a los cambios en los precios relativos, más bien que la respuesta de la producción de esta oleaginosa frente a los cambios en los ingresos netos.

¹³ Thiele (2003) emplea también modelos de VEC para la estimación de funciones de oferta agropecuaria.

IV. Estimaciones econométricas a través de modelos de VEC

IV.1. El modelo de VEC de Johansen

Las estimaciones econométricas realizadas en este trabajo, destinadas a explicar la relación entre la participación del área sembrada de soja, los incentivos de precios y otras variables relevantes en la producción agrícola, se basan en el modelo de Corrección de Equilibrio Vectorial (VEC) a partir de los trabajos de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). Esta propuesta permite estimar los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo entre las variables. En estos modelos las desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo se corrigen gradualmente a través de una serie de ajustes parciales de corto plazo, de forma que las variables endógenas convergen a su (s) relación (es) de cointegración.

El modelo a estimar podría simbolizarse como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

En esta expresión X_t indica un vector de k variables endógenas no estacionarias $I(1)$, Π la matriz de coeficientes de largo plazo, Γ_i la matriz de coeficientes de corto plazo y ε_t un vector de innovaciones (normales e independientemente distribuidas). La matriz Π incluye a los vectores de cointegración (por medio de una normalización, estos vectores pueden ser identificados a partir de la matriz Π estimada). Para determinar el número de relaciones de cointegración r , la metodología de Johansen proporciona dos *tests*: el de traza y el de autovalor máximo. El estadístico de traza testea la hipótesis nula de r relaciones de cointegración contra la alternativa de k relaciones de cointegración, donde k indica el

número de variables endógenas, para $r = 0, 1, \dots, k-1$; mientras que el estadístico de autovalor máximo testea la hipótesis nula de r vectores de cointegración contra la alternativa de $r+1$ vectores.

Los modelos de VEC a estimar consideran las siguientes variables:

- Área soja / (área soja + área sustitutos): La participación del área sembrada de soja viene dada por la relación entre el área sembrada de soja y el área de soja más la superficie destinada a maíz y girasol (sustitutos próximos).¹⁴
- Área soja / área granos: En este caso, la participación del área de soja indica la relación entre el área sembrada de soja y el área sembrada de granos (total de cereales y oleaginosas). En las estimaciones que incluyen también como variable al área sembrada de trigo se excluye la superficie de este cultivo del área total sembrada de granos (área soja / área de granos menos trigo).
- Precio relativo soja / sustitutos: Equivale al precio de la soja respecto del promedio ponderado de los precios del maíz y del girasol.¹⁵ Dado que en la zona pampeana se siembra soja hacia fines de cada año (desde octubre a diciembre), el precio relativo esperado en el período t correspondería por lo general a los precios observados con anterioridad al momento de la siembra (los precios provienen del mercado disponible de Buenos Aires, Bolsa de Cereales). Cabe agregar que la formación de expectativas de precios puede seguir diversos patrones. Phillip Cagan (1956) formuló una hipótesis donde el precio esperado

¹⁴ Se utilizó el área de soja escalada por el área total debido a que ello facilita las estimaciones de los modelos de VEC.

¹⁵ Se utilizó como ponderador la participación promedio del área de maíz y de girasol, en las tres principales provincias productoras, durante el período 1980-2006.

en el período t es igual al precio esperado en el período anterior más una fracción λ del error en la formación de expectativas del período previo. O sea, el precio esperado en t , P_t^o , resulta:

$$P_t^o = P_{t-1}^o + \lambda (P_{t-1} - P_{t-1}^o) \quad (2)$$

con $0 < \lambda \leq 1$. Si el coeficiente de expectativas $\lambda = 1$, quedaría: $P_t^o = P_{t-1}$.¹⁶

- Área sembrada de trigo: Dado que suele sembrarse soja con posterioridad a la cosecha de trigo (segunda siembra), el incremento del área de trigo podría explicar en parte (o relacionarse con) los aumentos en la superficie destinada a soja.
- Consumo de fertilizantes: Representa el consumo total de fertilizantes en el país, de acuerdo con datos de la FAO.
- Riesgo: Como indicador de riesgo se utiliza el desvío estándar móvil de los retornos para los m períodos anteriores a la campaña t . Esta expresión se simboliza como:¹⁷

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^m (R^* - R_{t-j})^2} \quad (3)$$

¹⁶ Gran parte de las estimaciones de oferta de productos agropecuarios supone que el precio esperado en el período es igual al vigente en el período previo, aunque siempre se plantea la duda sobre la manera en la que los productores, y los agentes económicos en general, forman sus expectativas de precios.

¹⁷ Rezk (1985).

donde σ_t representa el desvío estándar móvil de los retornos¹⁸ (o rendimientos por hectárea) para los m períodos anteriores a t . Se consideró un $m = 3$.

R^* : retorno (o rendimiento por hectárea) promedio de los m períodos anteriores a t .

R_{t-j} : retorno (o rendimiento por hectárea) correspondiente al período $t-j$.

IV.2. Tests de raíz unitaria

El primer paso del análisis empírico consiste en identificar el orden de integración de cada una de las series utilizadas. Si las variables consideradas fueran integradas del mismo orden (usualmente de orden uno, o $I(1)$), la combinación lineal de ellas podría ser estacionaria.

En la Tabla 3 se indican los tests de raíz unitaria realizados para las series en logaritmo a partir de los estadísticos ADF, incluyendo dos retrasos en las variables (periodicidad más uno). Se observa que no resulta posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los niveles (aunque es posible rechazar tal hipótesis para las primeras diferencias de las series) al 5%,¹⁹ salvo para los casos de los precios relativos y del área soja/área granos, donde la hipótesis nula es rechazada. No obstante, para estas dos variables, el *test* de Phillips-Perron no permite rechazar la hipótesis nula al 1%.

Asimismo, se estiman los *tests* DF Rolling (los cuales operan como una ventana móvil al correr el período muestral), que serían de mayor potencia que los ADF, y que incluyen una constante y una variable de tendencia. Estos *tests* tampoco permiten rechazar

¹⁸ Se miden dos tipos de riesgos, el de retornos y el de rendimientos. El retorno del cultivo de soja en t se define como: (precio soja * rendimiento por hectárea de la soja) / (precio del maíz * rendimiento por hectárea del maíz).

¹⁹ En la variable área soja/(área granos menos trigo) para el total del país la hipótesis nula no se rechaza al 1%.

la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en niveles al 5%, excepto para los precios relativos que no se rechaza al 1%. De esta forma, se considera que las series serían integradas de orden uno, o sea I(1).

Tabla 3/ Tests de raíz unitaria. Estadísticos ADF y DF Rolling. Período 1974-2006

Variable	Significatividad constante	Significatividad tendencia	ADF	DF Rolling	Orden integración
Área soja/(área soja+área sustitutos). Santa Fe	Si	Si	-3,07	-2,46	1
Área sembrada de trigo. Santa Fe	Si	No	-2,25	-2,71	1
Riesgo de rendimientos. Santa Fe	Si	No	-1,95	-1,99	1
Área soja/(área soja+área sustitutos). Total país	Si	Si	-3,18	-1,88	1
Área soja/ área granos. Total país.	Si	Si	-4,40 *	-2,31	1
Área soja/(área granos menos área trigo). Total país	Si	Si	-3,64	-2,25	1
Área sembrada de trigo. Total país	Si	No	-2,79	-2,16	1
Riesgo de retornos. Total país	No	No	-0,53	-2,21	1
Consumo total de fertilizantes	Si	Si	-2,47	-2,42	1
Precio relativo soja/sustitutos	Si	No	-3,69 *	-3,19	1

No se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los niveles de las variables al 5%, excepto en el área soja/(área granos menos trigo) para el total país que no se rechaza al 1%. * Se rechaza la Ho al 1%. En los precios relativos soja/sustitutos y en el área soja/área granos el *test* de Phillips-Perron permite rechazar la Ho. Las variables resultan estacionarias en primeras diferencias. Variables en logaritmo.

IV.3. Tests de cointegración

En la Tabla 4 se indican los resultados de los *tests* realizados para determinar la existencia de relaciones de largo plazo entre las variables para cada uno de los modelos estimados, así como el número de relaciones de cointegración entre ellas. Los *tests* se

realizaron con una constante en la ecuación de cointegración (opción de *default*), excepto en el modelo para la provincia de Santa Fe, que incluye una constante y una tendencia determinística.

Tabla 4/ Tests de cointegración. Estadísticos de traza y de autovalor máximo.

Relaciones de cointegración	Estadístico de traza	Valor crítico al 5%	Probabilidad	Relaciones de cointegración	Estadístico de autovalor máximo	Valor crítico al 5%	Probabilidad
<i>Santa Fe</i>							
Ninguna *	72,3	63,9	0,008	Ninguna *	33,5	32,1	0,034
A lo sumo una	38,9	42,9	0,120	A lo sumo una	21,4	25,8	0,173
<i>Total país (Modelo uno)</i>							
Ninguna *	65,6	47,9	0,001	Ninguna *	42,4	27,6	0,000
A lo sumo una	23,2	29,8	0,238	A lo sumo una	11,7	21,1	0,581
<i>Total país (Modelo dos)</i>							
Ninguna *	59,7	29,8	0,000	Ninguna *	47,8	21,1	0,000
A lo sumo una	11,9	15,5	0,160	A lo sumo una	6,8	14,3	0,517
<i>Total país (Modelo tres)</i>							
Ninguna *	41,2	29,8	0,002	Ninguna *	31,8	21,1	0,001
A lo sumo una	9,5	15,5	0,323	A lo sumo una	8,6	14,3	0,317

* Indica rechazo de la hipótesis nula de no cointegración al 5%. *P-values* MacKinnon *et al.* (1999).

Los *tests* de cointegración se realizan a partir de los estadísticos de traza y de autovalor máximo. La primera columna de la Tabla 4 indica el número de relaciones de cointegración bajo la hipótesis nula, mientras que las tres siguientes corresponden al *test* de traza, a los valores críticos al 5% y a la probabilidad respectiva. Lo mismo para el *test* realizado con el estadístico de autovalor máximo. Para los cuatro modelos ambos *tests* indican la existencia de una relación de cointegración al 5%.

Por su parte, los *tests* LM de correlación serial y de heterocedasticidad (White), realizados para cada modelo, no permiten rechazar las hipótesis nulas de ausencia de correlación serial y de ausencia de heterocedasticidad, respectivamente (orden p).

V. Resultados de las estimaciones

V.1. Relaciones de largo plazo y elasticidades área-precio obtenidas

A partir de la estimación de los modelos de VEC se obtienen las ecuaciones de cointegración para cada uno de ellos. Dado que las variables están representadas en logaritmo, los respectivos parámetros pueden ser identificados como las elasticidades de cada variable respecto de la participación del área sembrada de soja.

Los modelos representan las relaciones de largo plazo (cuando ya se habría alcanzado el estado estacionario y no existirían desequilibrios de corto plazo) entre la participación del área sembrada de soja y las demás variables consideradas en las estimaciones.

En todos los casos, la velocidad de ajuste correspondiente a la participación del área sembrada de soja resulta estadísticamente significativa, negativa e inferior a la unidad, señalando que dicha variable no sería débilmente exógena y que no habría un proceso explosivo. La velocidad de ajuste es bastante más baja para el total del país que para la provincia de Santa Fe,²⁰ indicando que a nivel nacional el proceso destinado a terminar de agotar la respuesta del área sembrada frente a los incentivos de precios y los demás factores resulta más lento.

²⁰ En valor absoluto.

Tabla 5/ Relaciones de largo plazo entre la participación del área cultivada de soja y demás variables consideradas en los modelos. Ecuaciones de cointegración.

Modelo	Participación del área de soja	Precio relativo soja/sustitutos	Área sembrada de trigo	Riesgo	Consumo total de fertilizantes	Trend	Velocidad de Ajuste
Santa Fe	Área soja / (área soja + área sustitutos)	0,393 (2,253)**	0,175 (1,557)	0,081 (2,887)***		0,006 (2,860)***	-0,469 (4,534)***
País (1)	Área soja / (área soja + área sustitutos)	4,977 (8,631)***	2,684 (6,756)***	0,140 (1,880)*			-0,120 (2,921)***
País (2)	Área soja / (área granos menos trigo)	5,235 (7,822)***	3,668 (6,345)***				-0,139 (6,762)***
País (3)	Área soja / (área granos)	2,370 (3,481)***			0,410 (5,012)***		-0,192 (4,501)***

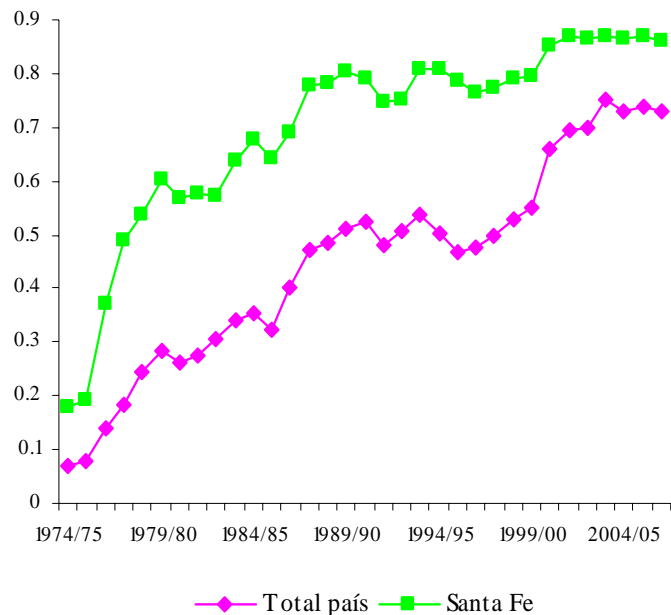
Estadísticos 't' entre paréntesis. *** Significativo al 1%. ** Significativo al 5%. * Significativo al 10%. *Trend*: tendencia determinística. Para Santa Fe corresponde el riesgo de rendimientos y para el total del país el riesgo de retornos. Las estimaciones se realizaron con dos retrasos y las variables en logaritmo. En la última columna se indica la velocidad de ajuste correspondiente a cada modelo.

Los coeficientes de la variable de precios relativos soja/sustitutos resultan en todos los modelos significativos y con el signo positivo esperado. Las elasticidades área-precio de largo plazo para la soja se ubican en 0,39 para la provincia de Santa Fe y entre 2,37 y 5,24 para el total del país, indicando una importante respuesta de las decisiones de siembra de los productores a los incentivos de precios relativos. Se observa que para el total del país las elasticidades superan ampliamente a los valores hallados para una provincia

determinada (algunas estimaciones realizadas para la provincia de Córdoba muestran también valores inferiores a los obtenidos para el total del país, aunque superiores a los encontrados para Santa Fe). Ello podría deberse a que las condiciones óptimas para la siembra de los cultivos sustitutos más próximos (maíz y girasol) se van reduciendo a medida que la producción se aleja de la zona núcleo típicamente maicera, como el sur y centro de Santa Fe, a la vez que ello permitiría expandir mayormente el cultivo de soja hacia áreas marginales, o hacia zonas dedicadas a otras producciones (en el Gráfico 4 se observa como la participación del área de soja presenta una mayor pendiente en el caso del total del país, en comparación con la provincia de Santa Fe). Para el total del país, la elasticidad área-precio es mayor al considerar en la estimación el área sembrada de soja respecto del total sembrado de granos menos trigo y el área de trigo como regresor (modelo dos),²¹ pero resulta más baja cuando se incorpora el consumo de fertilizantes como variable en el modelo.

Gráfico 4/ Participación del área de soja en el área total (superficie de soja más área de maíz y de girasol). Provincia de Santa Fe y total del país.

²¹ En estos casos, se consideró a los precios del maíz y del girasol, respectivamente, como *proxies* de los precios de los cereales y de las oleaginosas incluidos en el total de granos.



Los resultados de las elasticidades área-precio de largo plazo están en línea con las estimaciones realizadas hace algunos años para la provincia de Santa Fe, aunque los valores hallados son algo inferiores a los encontrados anteriormente.²²

Se ha intentado también incluir al stock de ganado bovino en los modelos estimados (la reducción del stock ganadero podría llegar a explicar el aumento en la participación del área sembrada de soja), pero no se han obtenido buenos resultados en las pruebas de cointegración (el coeficiente de la velocidad de ajuste no presenta el signo adecuado o no resulta significativo). No obstante, el efecto del desplazamiento de la ganadería podría estar siendo captado indirectamente a partir de la disminución observada en algunos cultivos forrajeros considerados en el área sembrada de granos, y que son destinados a la

²² Lanteri (1981). Por su parte, Brescia y Lema (2007) obtienen para el total del país una elasticidad área-precio de la soja de 0,58 al utilizar un modelo de ajuste parcial a la Nerlove (en este caso, el precio rezagado del maíz, que también resulta significativo, se incluye como otra variable explicativa del modelo).

alimentación animal. También se incluyó el precio real de los fertilizantes, pero a pesar de resultar la variable significativa presenta un signo inverso al esperado.

El coeficiente de la variable que refleja la superficie sembrada de trigo resulta significativo y con signo positivo, salvo en la estimación para la provincia de Santa Fe. Dado que suele sembrarse soja como cultivo de segunda siembra (con posterioridad a la cosecha de trigo), los aumentos de la superficie dedicada a trigo podrían explicar los incrementos en la participación del área sembrada de soja.

Tanto para la provincia de Santa Fe (riesgo de rendimientos), como para el total del país (riesgo de retornos), se observa que un aumento en el riesgo induce un incremento en la participación del área sembrada de soja en el período. Esta conducta podría responder a que los productores no presentan aversión a los riesgos (si enfrentaran, por ejemplo, una curva de utilidad convexa, en lugar de cóncava),²³ o más probablemente a que una vez tomada la decisión de hacer soja como cultivo de segunda siembra (después de la cosecha de trigo), los aumentos en los riesgos no alterarían los planes de producción, asignándose una mayor superficie al cultivo de soja si los incentivos en los precios relativos esperados fueran favorables.²⁴ Debe notarse, no obstante, que en ambos casos se observa también una importante correlación positiva entre el nivel de la variable y el riesgo respectivo, es decir entre los rendimientos por hectárea y el riesgo de rendimientos (provincia de Santa Fe) y entre el nivel de los retornos de la soja y el riesgo de retornos (total del país).

²³ Véase, por ejemplo, el trabajo de Friedman y Savage (1948).

²⁴ Sobre el particular, Asís y Sonnet (2006) encuentran también un signo positivo en el coeficiente de riesgo de rendimiento neto al estimar un modelo del área sembrada de soja por el método de máxima verosimilitud. Estos autores concluyen que 'los empresarios no tendrían aversión al riesgo y que serían poco proclives a cambiar de actividad en términos de los riesgos relativos, incrementando el área sembrada de soja ante un aumento en el riesgo relativo'.

Tabla 6/ Pruebas de estacionariedad de los residuos en las ecuaciones de cointegración

Modelo	ADF
Santa Fe	-4,97
País (1)	-5,17
País (2)	-5,00
País (3)	-4,90

Se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5% a través del estadístico ADF. Las estimaciones incluyen una constante y dos rezagos.

Asimismo, los *tests* realizados a través del estadístico ADF, para determinar la estacionariedad de los residuos en las ecuaciones de cointegración, permiten rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5%. Se concluye entonces que el planteo de los modelos estimados podría considerarse razonablemente correcto. No obstante, los resultados obtenidos, a partir de los modelos de VEC, presentan ciertas limitaciones, las cuales se señalan a continuación:²⁵

- Las estimaciones de los modelos no fueron plenamente satisfactorias para algunas importantes provincias productoras, tal como Córdoba y Buenos Aires.
- Tal vez, hubiera sido preferible incorporar precios de insumos, en lugar de cantidades (uso de fertilizantes, como en el modelo 3 para el total del país). Tampoco se obtuvo un resultado compatible con la teoría económica al utilizar el precio real de los fertilizantes (la variable fue significativa, pero con el signo inverso al esperado).
- No se consideraron otras medidas para medir los riesgos, como por ejemplo, el derivado de los rendimientos del cultivo de soja en relación con los rendimientos de cultivos sustitutos.

²⁵ Se agradece a un árbitro anónimo haber destacado estas limitaciones del trabajo.

- El valor de la elasticidad área-precio de largo plazo obtenida para la provincia de Santa Fe es bastante inferior a los valores hallados para el total del país. Ello podría deberse a otras razones que las señaladas en el trabajo, u obedecer al tipo de modelo, o especificación econométrica empleada en las estimaciones.²⁶

V.2. Funciones de impulso-respuesta

Los modelos de VEC permiten estimar las funciones de impulso-respuesta, que indican el comportamiento de la participación del área sembrada de soja frente a un *shock* de un desvío estándar en las variables. De esta forma, es posible analizar el impacto dinámico de las perturbaciones aleatorias sobre la variable que se desea observar.

Dado que, por lo general, las innovaciones ε_t están contemporáneamente correlacionadas, suele aplicarse una transformación a efectos de corregir dicha correlación. La más conocida es la transformación de Cholesky, que utiliza la matriz de covarianza de los residuos para ortogonalizar los impulsos. Esta opción impone un orden específico a las variables en el modelo de VEC y atribuye todos los efectos de cualquier componente común a la variable ubicada en primer lugar en el sistema. Debido a ello, los resultados de las funciones de impulso-respuesta podrían cambiar notablemente si se alterara el orden de las variables en el modelo estimado.

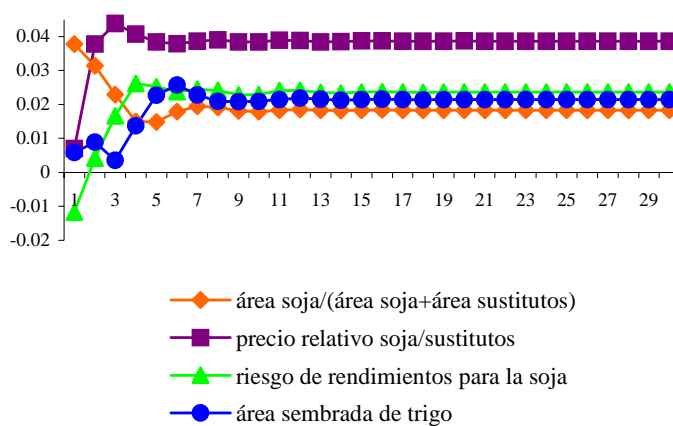
Una opción alternativa es la de impulsos generalizados planteada por Pesaran y Shin (1988). Esta transformación, que es la utilizada en el trabajo, establece un conjunto ortogonal de innovaciones que no depende del orden de las variables en el VEC. Los

²⁶ Cabe agregar, sin embargo, que en el trabajo se utiliza el área sembrada de soja respecto de cultivos sustitutos y los precios relativos, en lugar del área sembrada de soja y su precio real como en Brescia y Lema (2007).

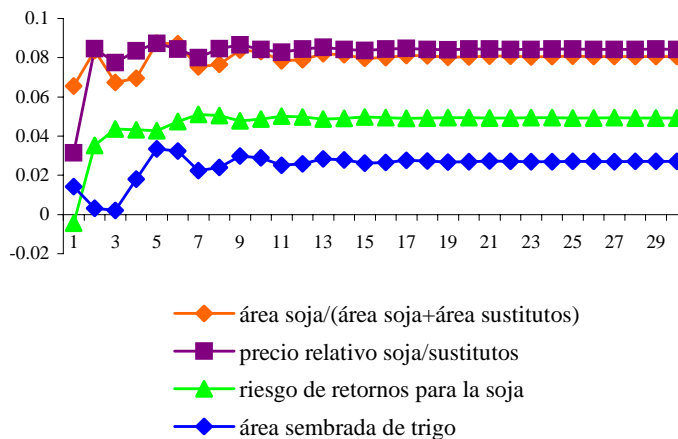
resultados deberían, por tanto, ser invariantes al orden impuesto a las variables en el modelo.

Gráfico 5/ Funciones de respuesta de la participación del área sembrada de soja a shocks de un desvío estándar de impulsos generalizados en las variables

Respuesta del área de soja/(área soja+área sustitutos) a shocks. Santa Fe



Respuesta del área de soja/(área soja+área sustitutos) a shocks. Total país (1)



En el Gráfico 5 se indican las funciones de respuesta de la participación del área de soja, para la provincia de Santa Fe y para el modelo uno correspondiente al total del país, ante *shocks* de un desvío estándar de impulsos generalizados en las variables.

Se observa que los *shocks* positivos en los precios relativos inducen una respuesta positiva y permanente en la participación del área sembrada de soja, en ambos modelos, al igual que los *shocks* positivos en el área sembrada de trigo. No obstante, los *shocks* atribuibles a los riesgos (de rendimientos para Santa Fe y de retornos para el total del país) generan en ambos casos una respuesta positiva y permanente en la participación del área sembrada de soja (sugiriendo que los productores no muestran aversión a estos riesgos), salvo en el muy corto plazo.

V.3. Análisis de descomposición de la varianza

Mientras que las funciones de impulso-respuesta miden el comportamiento de las variables endógenas a diferentes shocks, el análisis de descomposición de la varianza permite distribuir la varianza del error de predicción de cada variable en función de sus propios *shocks* y de las innovaciones en las restantes variables del sistema. En otros términos, este análisis considera la importancia relativa de cada innovación aleatoria en el modelo de VEC, de forma que la suma de estos porcentajes alcance a cien.

La Tabla 7 se muestran los porcentajes de la varianza de la participación del área sembrada de soja explicados por los diferentes *shocks*. Se observa que los *shocks* en los precios relativos explican alrededor de un 46,6% de la variabilidad de la participación del área sembrada de soja, en la provincia de Santa Fe, después de diez años, y cerca de un 23,4% para el total del país. En el primer caso, los *shocks* de precios relativos serían los más importantes como fuente de las variaciones en la participación del área sembrada.

Tabla 7/ Análisis de descomposición de la varianza de la participación del área sembrada de soja ante diferentes *shocks*. Porcentajes.

Períodos (años) / <i>shocks</i>	Área soja / (área soja + área sustitutos)	Precio relativo soja/sustitutos	Riesgo	Área sembrada de trigo
		<i>Santa Fe</i>		
1	100	0,0	0,0	0,0
2	66,0	28,9	4,1	1,0
4	35,2	46,5	16,8	1,5
6	25,4	46,3	21,5	6,8
8	22,0	46,1	24,0	7,9
10	20,0	46,6	24,9	8,6
		<i>Total país (Modelo uno)</i>		
1	100	0,0	0,0	0,0
2	79,4	18,0	2,1	0,6
4	64,9	26,5	4,4	4,1
6	62,5	23,5	5,5	8,6
8	59,8	23,9	6,9	9,4
10	59,1	23,4	7,2	10,3

El riesgo corresponde al de rendimientos en el caso de la provincia de Santa Fe y al de retornos para el total del país.

VI. Conclusiones

En este trabajo, se analiza la respuesta de la producción de soja a los incentivos de precios y se estiman las elasticidades área-precio de largo plazo para algunas provincias productoras y para el total del país. Las estimaciones cubren las últimas cuatro décadas (campañas agrícolas 1974/75-2006/07) y utilizan modelos de VEC (modelos de Corrección de Equilibrio Vectorial). La metodología de VEC (Johansen, 1988 y Johansen y Juselius 1990) permite determinar las relaciones de largo plazo entre las variables y superar, a su vez, algunas de las limitaciones que enfrentaban los modelos de rezagos distribuidos (inspirados en los trabajos de Nerlove, 1958 y 1979), utilizados profusamente en

estimaciones de oferta para productos agropecuarios. Las estimaciones de las funciones de oferta sectoriales podrían permitir evaluar la conducta de los productores a los incentivos de precios y a otras variables relevantes en la producción del sector agropecuario.

Dentro de la producción de granos, el cultivo de soja es el más importante y el que más ha crecido en las últimas décadas. En la campaña agrícola 2006/07 la superficie sembrada de soja representó el 52,5% del total sembrado de granos en el país (16.141 miles de hectáreas frente a un total de 30.727 miles de hectáreas), mientras que su producción alcanzó al 50,8% de la producción total de cereales y oleaginosas (47.483 miles de toneladas frente a 93.530 miles de toneladas de granos). La difusión masiva de este cultivo ha sido positiva en términos de generación de divisas, aunque ha ido reemplazando, por lo menos parcialmente, a otras producciones, como la de algunos cereales, carne, leche y frutas, entre otras.²⁷

Los resultados encontrados muestran una importante respuesta de la participación del área sembrada de soja frente a los cambios en los precios relativos. Para la provincia de Santa Fe la elasticidad área-precio de largo plazo se ubica en 0,39 y para el total del país entre 2,37 y 5,23. Se observa que para el total del país las elasticidades resultan bastante mayores que las halladas para una provincia en particular.²⁸ Ello podría obedecer a que a medida que la producción se aleja de la zona núcleo maicera (como el sur de Santa Fe) las condiciones óptimas para la siembra de los cultivos sustitutos (maíz y girasol) se van reduciendo, permitiendo así expandir en mayor proporción el área sembrada de soja (la soja podría pasar a ocupar también tierras deforestadas, o asignadas a otras producciones). Otras

²⁷ Teubal (2003).

²⁸ Algunas estimaciones para la provincia de Córdoba (que no se incluyen en el trabajo) arrojan también, por lo general, valores de elasticidades área-precio inferiores a las del total del país, aunque superiores a las obtenidas para Santa Fe.

variables, como el consumo de fertilizantes y el área sembrada de trigo, explican también en forma positiva y significativa los cambios en la participación del área sembrada de soja para el total del país. Por último, la variable que pretende medir los riesgos no muestra una respuesta compatible con la de agentes aversos al riesgo. Tanto para la provincia de Santa Fe (riesgos de rendimientos), como para el total del país (riesgo de retornos), se obtiene un coeficiente positivo y significativo, implicando que los productores no muestran aversión a estos riesgos, o más probablemente a que dentro de un esquema de siembra de soja de segunda (siembra de soja después de la cosecha de trigo en la misma campaña agrícola) la superficie de soja respondería solo a los incentivos de precios esperados, a pesar de los mayores riesgos observados. No obstante debe notarse que para cada variable utilizada se registra también una importante correlación positiva entre el nivel y el riesgo respectivo.²⁹

De esta forma, podría inferirse que los productores rurales no serían insensibles a los estímulos económicos, en la medida en que se ha captado la influencia de los precios relativos, del consumo de algunos insumos (fertilizantes) y, en menor medida, de los riesgos de producción y de mercado, en la oferta de soja del país.³⁰

²⁹ La correlación entre los rendimientos por hectárea y los riesgos de rendimientos alcanza a 0,57 en la provincia de Santa Fe y la correlación entre el nivel de los retornos y los riesgos de retornos llega a 0,59 en el total del país.

³⁰ A ello debería sumarse los efectos que los incentivos de precios podrían tener sobre el proceso de inversión sectorial en el largo plazo.

Referencias

Asís, V. y F. Sonnet (2006); “Expectativas adaptativas, riesgo y respuesta de oferta de soja en Argentina (1975-2004)”, Instituto de Economía y Finanzas, UNC.

Bastourre, D., J. Carrera y J. Ibarlucia (2008); “Commodity Prices in Argentina. What does Move the Wind?”, Subgerencia de Investigaciones Económicas, BCRA.

Beker, V. (1992); “Microeconomía aplicada”, Editorial de Belgrano, Buenos Aires.

Bisang, R. (2003); “Apertura económica, innovación y estructura productiva: la aplicación de biotecnología en la producción agrícola pampeana Argentina”, *Desarrollo Económico*, (43), 413-442.

Brescia, V. y D. Lema (2007); “Supply Elasticities for selected Commodities in MERCOSUR and Bolivia”, EC Project EUMercoPol (2005-08)”, Mimeo.

Cagan, Phillip. (1956); “The Monetary Dynamics of Hyperinflation”. En Friedman M. “*Studies in the Quantity Theory of Money*”, Chicago, University of Chicago Press.

Carrera, J. (2008); “Biofuels”, presentación en el ‘G20 Seminar on Clean Energy & Global Markets’, Londres.

FAO (2008); “Soaring Food Prices, Facts, Perspectives, Impacts and Actions Required”, Roma.

Friedman, M. y L. Savage (1948); “The Utility Analysis of Choices Involving Risk”, *Journal of Political Economy*, (56), 279-304.

Gluck, S. (1979); “Reseña de estimaciones de oferta agrícola pampeana”, *Ensayos Económicos*, N° 10.

Granger, C. y P. Newbold (1974); “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, (2), 111-120.

Griliches, Z. (1957); “Hybrid Corn: an Exploration in the Economics of Technological Change”, *Econometrica*, (25), 501-22.

Griliches, Z. (1959); “Distributed Lags, Disaggregation and Regional Demand Functions for Fertilizer”, *Journal of Farm Economics*, (XLI), 90-102.

Hallam, D. y R. Zanolli (1993); “Error Correction Models and Agricultural Supply Response”, *European Review of Agricultural Economics*, (2), 151-66.

Johansen, S. (1988); "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12), 231-54.

Johansen, S. y K. Juselius (1990); “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 52, 169-209.

Lanteri, L. (1981); “Precios y área sembrada de soja”, *Ensayos Económicos*, Nº 17.

Mamingi, N. (1997); “The Impact of Prices and Macroeconomic Policies on Agricultural Supply: a Synthesis of Available Results”, *Agricultural Economics*, (16), 17-34.

Nerlove, M. (1958); “The Dynamics of Supply”, The Johns Hopkins Press.

Nerlove, M. (1979); “The Dynamics of Supply: Restrospect and Prospect”, *American Journal of Agricultural Economics*, (61), 874-88.

Penna, J. y D. Lema (2002); “Adoption of Herbicide Resistant Soybeans in Argentina: an Economic Analysis”, IESR, INTA.

Pesaran, M. y Y. Shin (1998); “Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Journal of Applied Econometrics*, (4), 29-59.

Reca, L. (1967); “The Price and Production Duality within Argentine Agriculture, 1923-65”, PhD. Thesis, Universidad de Chicago, Chicago, Illinois.

Reca, L. (1980); “Argentina: Country Case Study of Agricultural Prices and Subsidies”, World Bank Staff Working Paper N° 386.

Reca, L. y G. Parellada (2001); “La agricultura Argentina a comienzos del milenio: logros y desafíos”, *Desarrollo Económico*, (40), 707-737.

Rezk, E. (1985); “Evaluation of Risk in Supply Response Models: the Peanuts Case”, Instituto de Economía y Finanzas, UNC, Mimeo.

Schiff, M. y C. Montenegro (1997); “Aggregate Agricultural Supply Response in Developing Countries: a Survey of Selected Issues”, *Economic Development and Cultural Change*, (45), 393-410.

Steiger, C. (2008); “El impacto de las retenciones sobre los mercados y la comercialización”, Escuela de Economía y Negocios Internacionales, Universidad de Belgrano, Mimeo.

Teubal, M. (2003); “Soja transgénica y crisis del modelo agroalimentario argentino”, *Revista Realidad Económica*, N° 196.

Thiele, R. (2003); “Price Incentives, Non-price Factors and Agricultural Production in Sub-Saharan Africa: a Cointegration Analysis”, *African Development Review*, (14), 98-112.