

FACTORES INCIDENTES EN LA PRODUCCIÓN DE SOYA DEL DEPARTAMENTO DE SANTA CRUZ

Brenda Viviana Hoyos Burela¹

¹ Graduada de Ingeniería Económica, USPA.

Resumen

La producción de soya no debe ser considerada simplemente como una actividad más del agronegocio cruceño, esta producción generó el 2% del PIB de Bolivia en el año 2015 y brinda la oportunidad a los agricultores bolivianos de mostrarse competitivos con su producción rodeados geográficamente de dos grandes países soyeros, Brasil y Argentina.

A manera de conocer más a fondo el comportamiento agroexportador de Santa Cruz, se realizó un análisis econométrico mediante una regresión lineal de algunos de los posibles factores que inciden en la producción de este departamento con las siguientes variables que abarcan el periodo de 1990-2014: el área destinada al cultivo resultó representativa, aunque con un coeficiente que denota baja productividad.

Las economías que inciden en la producción de soya cruceña resultaron ser Colombia, Perú y Venezuela. Las demás economías a las que se destinan la soya y sus derivados resultaron irrelevantes (Argentina, Chile y Ecuador), así como los promedios anuales de los precios internacionales cotizados en la Bolsa de Chicago y los precios locales de Soya.

Palabras claves

Agronegocios, Soya, Producción, Exportación

Abstract

Soy production should not be considered simply as another activity of the Santa Cruz agribusiness, this production generated 2% of Bolivia's GDP in 2015 and provides the opportunity for Bolivian farmers to be competitive with their production geographically surrounded by two large countries of Brazil, Brazil and Argentina. In order to know more about the agro-

export behavior of Santa Cruz, an econometric analysis was carried out by means of a linear regression of some of the possible factors that affect the production of this department with the following variables that cover the period of 1990-2014: the area destined to the crop was representative, although with a coefficient that denotes low productivity. The economies that affect the production of Santa Cruz soybeans were Colombia, Peru and Venezuela. The other economies to which soybean and its derivatives are destined were irrelevant (Argentina, Chile and Ecuador), as well as the annual averages of international prices quoted on the Chicago Stock Exchange and local prices of Soybeans.

Keywords

Agrobusiness, Soybeans, Production, Exportation.

Introducción

La productividad agrícola en los países en vías de desarrollo incide en gran medida en su desempeño económico.

En el caso boliviano, según datos de (UDAPE, 2015), el sector agrícola ha tenido un aporte significativo al producto total de la economía, representando al 2014, un porcentaje del 11.85% del PIB. Este estudio se enfoca en productos industriales y específicamente en la producción de soya.

En grandes laboratorios alrededor del mundo se encuentran buscando formas de extraer nutrientes de alimentos de alta disponibilidad para incluirlos en nuestras comidas diarias.

Si leemos las etiquetas de los productos alimenticios que consumimos, no debería parecer raro encontrarnos con que un ingrediente usual es la soya o algún derivado de ésta. Con esta visión y aventajándose del clima que se tiene

en Santa Cruz, muchos agricultores bolivianos incursionaron en el cultivo de la soya, como un producto que tiene un mercado creciente.

La soya es un sustituto de algunos productos de origen animal, como la leche y la carne, por su alto porcentaje de proteína, sin embargo, la mayor parte de la soya cultivada se destina para consumo animal.

Bolivia se beneficia cuantiosamente con su exportación, ya que las exportaciones de torta y aceite de soya se encuentran dentro de los 10 productos no tradicionales con mayor cantidad de exportación según (IBCE, 2015) es que el presente trabajo se encargará de desarrollar un análisis de la incidencia de los factores seleccionados en la producción de soya cruceña.

El análisis de la producción de soya cuenta con las siguientes variables explicativas: extensión de tierra, el promedio anual de los precios de exportación del grano de soya, el promedio anual del precio internacional del grano de soya cotizado en la Bolsa de Chicago y los productos internos brutos reales de los principales destinos de exportación del grano de soya y sus derivados, que son los países: Argentina, Chile, Colombia, Ecuador, Perú y Venezuela.

EL SECTOR DE SOYA EN SANTA CRUZ

El sector sojero boliviano se concentra en el departamento de Santa Cruz, debido a que el cultivo de este grano se ha desarrollado casi exclusivamente en este departamento. Por lo tanto, al mencionar al sector sojero boliviano, referimos en su totalidad al sector cruceño.

A partir de la década de 1980 que los agricultores cruceños realizaron mayores inversiones y adquirieron créditos para consolidar las bases del sector sojero, como el Programa Lowlands otorgado por

el Banco Mundial (Montenegro, 2001). Dentro de la década de 1990 se encuentra el periodo denominado como el “primer boom de la soya”, esto fue beneficioso para las exportaciones de soya cruceña debido a que la Comunidad Andina de Naciones se declaró como zona de libre comercio en esta misma época.

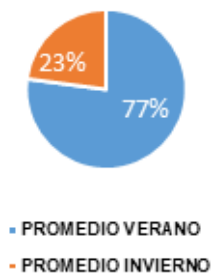
El “segundo boom de la soya” se dio entre los años 2003 y 2005, junto con la apertura de nuevas zonas para la producción en Santa Cruz (Zona Integrada del Norte y al Este de la Zona de Expansión) (Medeiros, 2008). Cabe mencionar que un gran hito en la historia de la expansión del sector sojero fue el Proyecto Lowlands (Tierras bajas del Este) del consultor del Banco Mundial, David Morawetz, quien llegó a Bolivia en 1986 en búsqueda de opciones de producción para un país altamente dependiente de recursos no renovables. Morawetz, presentó el estudio *Luego del estaño y del gas ¿qué? (After Tin and Natural Gas, What?)*, en el cual resaltaba el potencial para agricultura que se tenía y la posibilidad que había de colocar la producción boliviana en el mercado internacional.

La producción sojera boliviana tiene como importante característica sus dos estaciones de siembra. Esto se da debido al clima tropical que tiene el Departamento cruceño. Se cuenta con dos producciones anuales: la campaña agrícola de invierno (se siembra en junio y julio, y se cosecha en octubre y noviembre), que en un inicio estaba destinada solo a la producción de semillas, ahora también es utilizada para producción comercial; y la campaña agrícola de verano (se siembra en noviembre y diciembre, y se cosecha en marzo y abril), la cual rinde el grueso comercial de la producción y coincide con la campaña de invierno del Norte.

En el Gráfico 1 se puede observar que efectivamente la campaña de verano es la más comercial. Representa un promedio de 77% del total de la producción anual.

Gráfico 1. Porcentaje promedio de producción de soya según campaña agrícola, 1990-2015

84



Fuente: Asociación de Productores de Oleaginosas y Trigo, ANAPO.

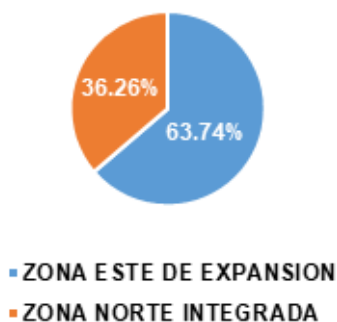
El departamento de Santa Cruz se caracteriza por ser el centro empresarial de boliviano y el departamento con mayor crecimiento. La actividad agrícola es uno de los principales motores de la economía cruceña, ésta tiene como producto estrella al grano de soya.

Las dos zonas de cultivo de soya son la zona integrada y la zona este de expansión. Para poder reflejar la zona que proporciona la mayor superficie

sembrada en el departamento se elaboró el siguiente gráfico con promedios de superficie destinada para siembra de soya con datos del año 2010 al 2015, proporcionados por la CAO.

En el Gráfico 2 se puede observar que la siembra de soya se concentra en la Zona Este de Expansión, con un 64% del área total de siembra. Esta zona comprende desde el Río Grande hacia el este del departamento cruceño.

Gráfico 2. Porcentaje promedio de la superficie destinada para siembra de soya por zona de cultivo, 2010-2015



Fuente: Cámara Agropecuaria del Oriente, CAO.

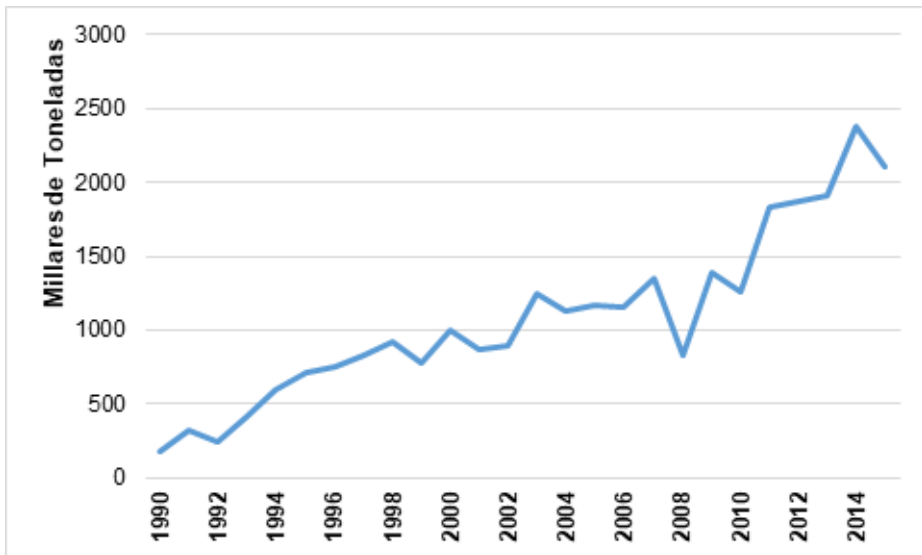
CAMPAÑA VERANO

época para el cultivo.

La campaña de verano es el fuerte comercial que los agricultores destinan para cada año, debido al favorable clima para producción que se presenta en esta

El Gráfico 3 desarrolla lo que ha sido la producción, superficie y rendimiento de esta campaña desde el año 1990 hasta el 2015.

Gráfico 3. Volumen de producción en la campaña agrícola de verano 1990-2015

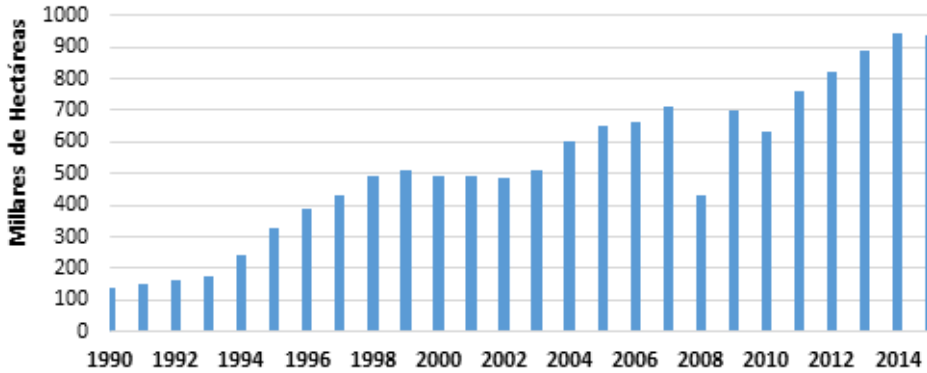


Fuente: Asociación de Productores de Oleaginosas y Trigo, ANAPO.

El volumen de producción se mostró en alza desde el año 1992 hasta el 1998, presentando su mayor crecimiento en la campaña 1992/1993 con un 66%. La gran caída de la producción de verano

se dio en la campaña 2007/2008 con un porcentaje de -37,79%. El sector pudo enfrentar esta caída con la próxima campaña, 2008/2009 que creció un 66.32%.

Gráfico 4. Superficie destinada a la siembra de soya en campaña de verano 1990-2015

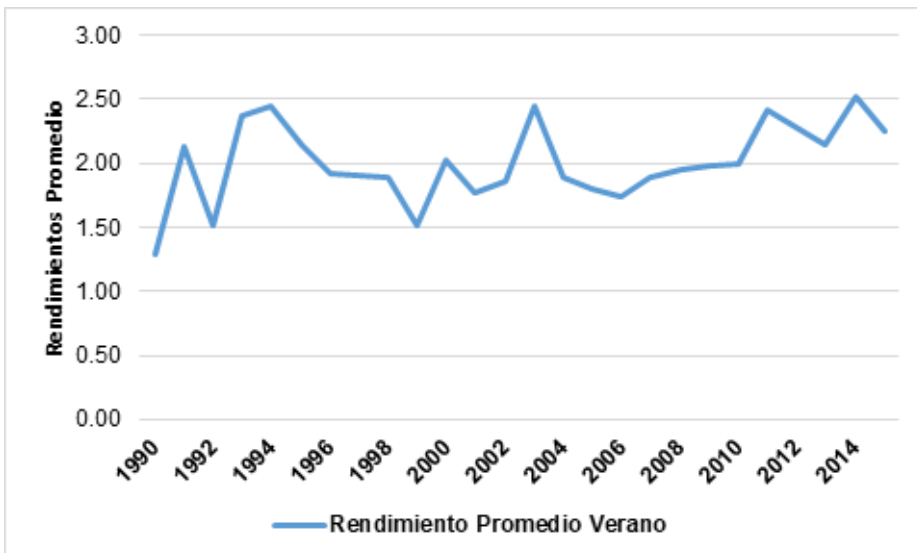


Fuente: Asociación de Productores de Oleaginosas y Trigo, ANAPO.

El Gráfico 4 muestra que la superficie cultivada en la campaña de verano en el Departamento de Santa Cruz tuvo una tendencia alcista desde el año 1990 hasta el 1999. A partir del 2000 siguieron tres años de porcentajes de crecimiento negativo. En la campaña 2006/2007 se

tuvo un crecimiento de un 17.81%. El decrecimiento más grande de superficie cultivada se dio en la campaña 2007/2008 con un 39.74%. La campaña de verano con mayor superficie cultivada fue la 2013/2014 con un total de 942.000 hectáreas.

Gráfico 5. Rendimiento promedio anual de la soya en la campaña de verano 1990-2015.



Fuente: Asociación de Productores de Oleaginosas y Trigo, ANAPO.

Dividendo el total de producción entre las hectáreas sembradas, se obtiene el rendimiento por hectárea de la gestión. Durante la campaña de verano se tiene un mejor rendimiento debido al clima caluroso y húmedo.

En la campaña 1992/1993 se obtuvo un rendimiento de 2.38 toneladas/hectárea, lo que significó un crecimiento de 56.58% comparado con la gestión anterior, la cual registró el rendimiento más bajo con tan solo 1.29 toneladas por hectárea. El mayor rendimiento registrado en campañas de verano se dio en la gestión 2013/2014 con 2.53 toneladas por hectárea sembrada. Se observa que el rendimiento a lo largo de todo el periodo oscila entre 1.5 y 2.4 toneladas por hectárea.

MERCADO INTERNACIONAL DE LA SOYA

La soya es originaria de países asiáticos, iniciándose su cultivo en China hace miles de años.

El mundo no pudo resistir el formar parte del cultivo de este grano ya que puede ser usado como una base para muchos alimentos dado su alto contenido proteico. Al ser una oleaginosa, es uno de los principales aceites vegetales que forma parte de los ingredientes de una industria creciente, que cada día le encuentra nuevos usos. Entre los tantos usos que nacen de esta semilla, está el ser uno de los ingredientes para biocombustible.

Mencionando a los principales productores de soya a nivel mundial para el periodo del 2006 al 2015 primeramente se tiene a Estados Unidos, el mayor productor de soya en el mundo, con un porcentaje promedio del 34.15% del total de la producción mundial. Este país norteamericano es conocido por ser el mayor productor de maíz en el mundo, al tener esta producción subvencionada por su gobierno. Su segundo mayor cultivo es la soya.

Brasil ocupa el segundo lugar al contar con un 28.10% de la producción mundial. Un factor importante por el cual la soya cultivada en Brasil tiene contenidos más altos de proteínas es la investigación que se realiza para el desarrollo de semillas que se adapten a la zona de cultivo, esto eleva el precio de la soya brasilera en el mercado internacional (Pacheco, 2011).

Argentina les sigue con un 19.15%. A pesar de que Argentina ocupa el tercer lugar en producción mundial de soya, es el mayor exportador de aceite y torta de soya en el mundo, según datos del sitio web de Commodity Basis, mundialmente, casi la mitad de estos productos derivados de la soya provienen de este país. Esto le da la ventaja al país argentino de influir en el precio de los derivados de la soya. (Commodity Basis, 2017).

China se queda con el cuarto lugar en producción mundial con el 5.68%. El aporte de la India a la producción es de un 3.75% y Paraguay no se queda lejos con un 2.63%. Los países restantes, entre ellos Bolivia, que cuenta con el 0.78% de la producción mundial, destacan de igual manera como grandes productores, pero claramente estos quedan opacados por los tres primeros países.

El consumo de soya en el mundo es destinado principalmente para la alimentación en criaderos de animales. Con una dieta a base de soya, estos animales obtienen un crecimiento eficaz para poder ser comercializados. Según el World Wide Fund for Nature (WWF) 75% de la soya producida se va para alimentación de animales. (WWF, 2017).

China es el mayor importador de granos de soya en el mundo, debido a la dieta que se tiene en ese país, la soya es un alimento importante y a pesar de ser el cuarto mayor productor mundial, importa bastante soya para abastecer su demanda doméstica de esta semilla.

* Modelo y Datos

COMERCIO INTERNACIONAL DE LA SOYA BOLIVIANA

La soya se exporta desde Bolivia en su forma de grano, pero también sus productos derivados con valor agregado, entre los que destacan el aceite, la torta y la harina de soya. Adentrándonos en lo que han sido las exportaciones de torta y aceite de soya de Bolivia, se encuentran dentro de los 10 productos no tradicionales con mayor cantidad de exportación según (IBCE, 2015).

Desglosando las exportaciones por productos según los datos del Instituto Nacional de Estadística, para el periodo que abarca desde el año 2000 al 2015, el volumen de exportación de Habas (porotos, frijoles, frejoles) de soya tuvo como mayor destino a Colombia, que sobresalió como líder el año 2009 con 90.407.686 toneladas de grano de soya. La gestión más importante de exportación de grano fue la del 2013, con un total de 593.378.978 toneladas, del cual un 32.23% fue importado por Perú.

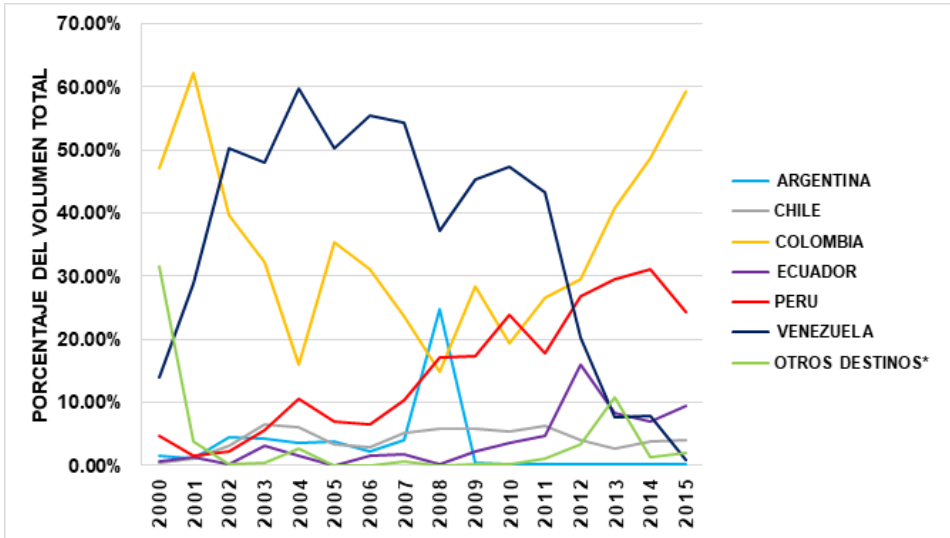
Para el mismo periodo, se analizaron las exportaciones de aceite de soya, y se obtuvo que el año 2002 Venezuela encabeza como destino con un volumen de 17.961.761 toneladas de exportación de aceite. Para el año 2007, Colombia y Perú tuvieron grandes volúmenes de importación de aceite de soya, con 11.224.940 y 15.703.180 toneladas respectivamente. Los años que siguieron presentaron bajos volúmenes de exportación, sin embargo, se puede destacar el año 2012 con 14.061.212 toneladas exportadas a Colombia.

Entre las exportaciones de torta/harina de soya, el año 2004 Venezuela tuvo el mayor volumen de importación con 792.200.210 toneladas y se mantuvo como el mayor importador hasta el año 2011. A partir del año 2012, Colombia destacó como

destino de las exportaciones de torta de soya. El año 2015, Colombia presentó el volumen más alto de importación de torta con 848.894.044 toneladas.

Luego de ver los principales destinos se hizo un agregado de todas las exportaciones de la semilla de soya y sus derivados, ya que todos los datos estaban con la misma medida (toneladas métricas). Luego se sacaron los porcentajes del total para cada año y se obtuvo el Gráfico 6.

Gráfico 6. Agregado de los destinos principales de las exportaciones de soya y sus derivados, 2000-2015



Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas, INE.

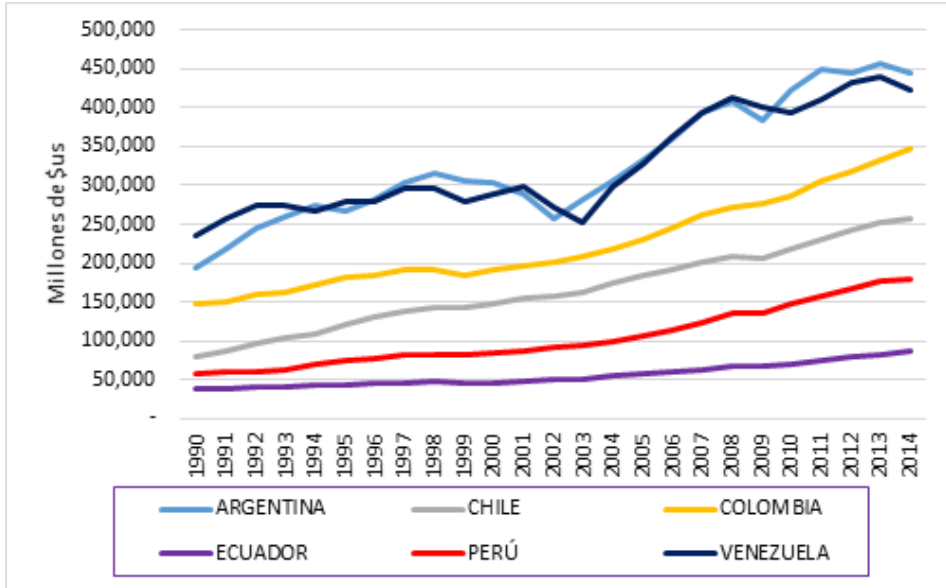
La Asociación de Productores de Oleaginosas y Trigo (ANAPO) cuenta con un registro del promedio anual de precios de exportación del grano de soya por campaña agrícola.

En el Gráfico 8, se muestran el promedio de los precios locales de exportación del grano de soya y de los precios cotizados en la Bolsa de Chicago, esto últimos proporcionados por el IBCE, ambos para el periodo de 1990 al 2015.

Se puede apreciar de que los precios locales de exportación son directamente proporcionales a los precios internacionales, considerando de esta manera el comportamiento de Bolivia como un país tomador de precios.

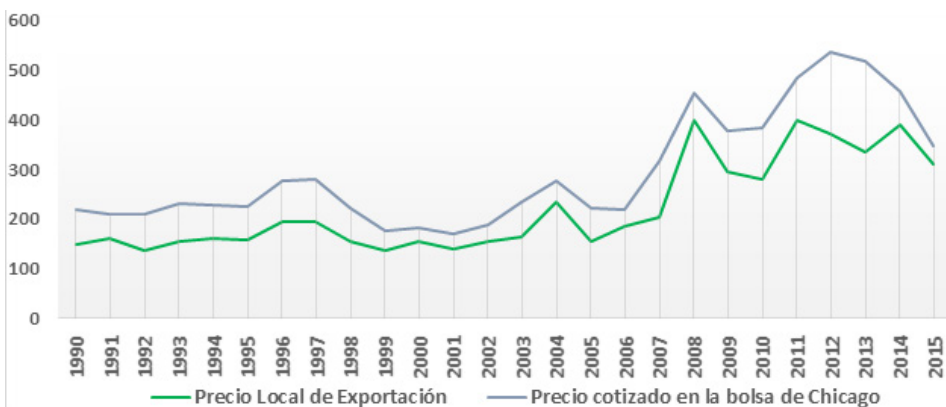
El Gráfico 7 muestra la evolución de los productos internos brutos reales de los seis países que son destino principal de las exportaciones del grano de soya y sus derivados.

Gráfico 7. Producto interno bruto real (base 2010) de los principales destinos de exportación de soja y sus derivados, 1990-2014.
(Expresado en miles de millones de dólares americanos)



Fuente: Banco Mundial.

Gráfico 8. Promedio de los precios locales de exportación y los precios cotizados en el mercado de futuros de Chicago del grano de soja, 1990-2015



Fuente: Asociación de Productores de Oleaginosas y Trigo, ANAPO y el Instituto Boliviano de Comercio Exterior, IBCE

FACTORES INCIDENTES EN LA PRODUCCIÓN DE SOYA

Una vez descritos el sector de soya cruceño y el mercado mundial del cual forma parte su producción, surge la necesidad de hacer un análisis correlacional en el cual se pueda analizar a la producción de soya en función a las variables que puedan incidir en ella.

En este estudio se utilizaron datos obtenidos de la Asociación de Productores de Oleaginosas y Trigo (ANAPO), del Instituto Nacional de Estadística (INE) y del Instituto Boliviano de Comercio Exterior (IBCE) y de la página web del Banco Mundial.

Basado en la teoría de la producción, el presente trabajo elabora un análisis de la relación que se establece entre la cantidad de factores que influyen en la producción de un bien y la cantidad producida de este, donde la producción de soya cruceña está en función a la superficie cultivada, el promedio anual del precio local de exportación del grano de soya durante las campañas de verano, el promedio anual del precio internacional del grano de soya cotizado en la Bolsa de Chicago y los productos internos brutos de los principales destinos de exportación del grano de soya y sus derivados (Argentina, Chile, Colombia, Ecuador, Perú y Venezuela).

DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES DE LOS MODELOS

Se describen las variables objeto de estudio del modelo.

Se cuenta con datos para cada variable desde el año 1990 hasta el año 2015.

a) Producción

Expresado en toneladas métricas anuales de campañas de verano. Datos proporcionados por ANAPO.

b) Superficie

Expresado en hectáreas anuales de campañas de verano. Datos proporcionados por ANAPO.

c) Precio_local

Promedio anual de precio al que se exportaron los granos de soya producidos en la campaña de verano a nivel nacional. Expresado en dólares americanos por tonelada métrica. Datos proporcionados por ANAPO.

d) Precio_bolsa

Promedio anual de las cotizaciones de precios de granos de soya del mercado de futuros de Chicago. Expresado en dólares americanos por tonelada métrica. Datos proporcionados por el IBCE.

e) PIB_Argentina

Producto interno bruto real (base 2010) expresado en dólares americanos. Datos obtenidos del Banco Mundial.

f) PIB_Chile

Producto interno bruto real (base 2010) expresado en dólares americanos. Datos obtenidos del Banco Mundial.

g) PIB_Colombia

Producto interno bruto real (base 2010) expresado en dólares americanos. Datos obtenidos del Banco Mundial.

h) PIB_Ecuador

Producto interno bruto real (base 2010) expresado en dólares americanos. Datos obtenidos del Banco Mundial.

i) PIB_Perú

Producto interno bruto real (base 2010) expresado en dólares americanos. Datos obtenidos del Banco Mundial.

j) PIB_Venezuela

Producto interno bruto real (base 2010) expresado en dólares americanos. Datos obtenidos del Banco Mundial.

PRUEBAS DE ESTACIONARIEDAD

Gujarati & Porter, en su libro de Econometría, definen que un proceso estocástico es estacionario si su media y varianza son constantes en el tiempo, y que la covarianza depende de los rezagos entre los periodos.

Para verificar si las variables que se analizan en el modelo son estacionarias, se lleva a cabo la prueba de raíz unitaria para cada una de ellas, las cuales se encuentran detalladas en los anexos de la tesis de grado de este trabajo (Hoyos, 2017), desde el Anexo 1.1 al Anexo 1.10. En su realización se aplica la regla Dickey-Fuller, con la cual se confirma la veracidad de la hipótesis que afirma que si el estadístico t, en su valor absoluto, es mayor al nivel de significación, se acepta la hipótesis nula formulada. Facilitando la vista de los resultados se presenta la Tabla 5.3, muestra el orden de integración de las variables al 5% de significación.

Tabla 1. Resultados de la prueba de estacionariedad de las variables

VARIABLE	ORDEN DE INTEGRACIÓN
Producción	I(1)
Superficie	I(1)
Precio Local	I(1)
Precio Bolsa	I(1)
PIB Argentina	I(1)
PIB Chile	I(1)
PIB Colombia	I(2)
PIB Ecuador	I(2)
PIB Perú	I(2)
PIB Venezuela	I(2)

La Tabla 1 muestra que el orden de integración de las variables varía. Las variables Producción, Superficie, Precio local, Precio bolsa, PIB Argentina y PIB

Chile, son integradas de primer orden o I(1) como se muestra en la tabla. Para las variables, PIB Colombia, PIB Ecuador, PIB Perú y PIB Venezuela se afirma que siguen un proceso estacionario de segundo orden o I(2).

FORMULACIÓN DEL MODELO 1

El estudio pretende aceptar o rechazar la siguiente hipótesis:

Hipótesis 1

Existió influencia de la superficie cultivada, el precio local de exportación del grano de soya, el precio internacional del grano de soya cotizado en la Bolsa de Chicago y los productos internos brutos de los principales destinos de exportación sobre la producción de soya en el Departamento de Santa Cruz en el periodo 1990-2014.

Se plantea el modelo siguiente para su presentación con los datos de series de tiempo para el periodo 1990-2014:

$$\begin{aligned}
 \text{Producción} = & \beta_0 + \beta_1 \text{superficie} + \beta_2 \text{precio_local} + \beta_3 \text{precio_bolsa} + \beta_4 \text{pib_argentina} \\
 & + \beta_5 \text{pib_chile} + \beta_6 \text{pib_colombia} + \beta_7 \text{pib_ecuador} + \beta_8 \text{pib_peru} \\
 & + \beta_9 \text{pib_venezuela} + u
 \end{aligned}$$

Presentación e interpretación de los resultados

Una vez planteado el modelo, en la Tabla 2 se muestran los resultados que

se obtuvieron al correr la regresión en el paquete de software Eviews, que es el que ha sido utilizado para obtener los resultados en toda esta investigación.

Tabla 2. Resultados de la regresión lineal múltiple modelo 1

Dependent Variable: PRODUCCION
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/17 Time: 16:02
 Sample (adjusted): 1990 2014
 Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-823258.4	398497.0	-2.065909	0.0566
SUPERFICIE	1.105398	0.364815	3.030027	0.0084
PRECIO_LOCAL	-32.91420	988.4083	-0.033300	0.9739
PIB_ARGENTINA	2.65E-06	1.81E-06	1.463896	0.1639
PIB_CHILE	-4.21E-06	3.76E-06	-1.120646	0.2801
PIB_COLOMBIA	2.43E-05	9.52E-06	2.552600	0.0221
PIB_ECUADOR	-1.17E-06	2.48E-05	-0.047194	0.9630
PIB_PERU	-1.86E-05	1.04E-05	-1.796477	0.0926
PIB_VENEZUELA	-7.36E-06	1.80E-06	-4.088916	0.0010
R-squared	0.972583	Mean dependent var	1042026.	
Adjusted R-squared	0.956133	S.D. dependent var	544625.7	
S.E. of regression	114069.0	Akaike info criterion	26.41617	
Sum squared resid	1.95E+11	Schwarz criterion	26.90372	
Log likelihood	-320.2021	Hannan-Quinn criter.	26.55139	
F-statistic	59.12303	Durbin-Watson stat	2.424036	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Se puede observar que entre los resultados se encuentran la prueba de bondad global del modelo y la prueba de significación de los coeficientes de regresión.

Con la prueba de bondad global del modelo se obtuvo que la probabilidad del F-estadístico (0.000000) es menor que la probabilidad de 1% (0.01), por lo que se

rechaza la hipótesis que plantea que el modelo no es globalmente significativo y se acepta la significación del modelo.

Luego de la prueba de significación de los coeficientes de regresión, se obtiene que el intercepto, el precio local, el precio de bolsa, y también los PIB de Argentina, Chile y Ecuador resultan no significativos

al 10% ni al 5%, resultando significativas las cuatro variables restantes del modelo planteado, superficie y PIB de Venezuela al 1%, el PIB de Colombia al 5%, y el PIB de Perú al 10% de significación.

Con el siguiente análisis de los coeficientes significativos del modelo se puede decir que entre los años 1990 y 2014:

- Por cada hectárea que se aumente a la superficie destinada al cultivo de soya, la producción se incrementa en 1.11 toneladas. Lo que muestra un bajo nivel de rendimiento en la producción cruceña de soya comparado con el que tienen los mayores productores mundiales.
- Por cada dólar americano que se incremente el Producto Interno Bruto de Colombia, la producción de soya del Departamento de Santa Cruz se incrementará en 0.000024 toneladas.
- Cada dólar americano que incrementen los productos internos brutos de Perú y de Venezuela, ocasionará una pérdida de a la producción de soya cruceña de 0.000019 y 0.0000074 toneladas respectivamente.

En búsqueda de un modelo que no presente tantas variables no significativas se aplicó logaritmos a todas las variables del modelo 1, para poder encontrar un mejor modelo. Los resultados de esta prueba auxiliar se encuentran en el Anexo 1.11 (Hoyos, 2017).

El modelo auxiliar, presenta una mayor cantidad de variables no significativas, lo que provoca su rechazo inmediato, a pesar de que el modelo sea significativo.

Sin embargo, se realiza un modelo más en el que se redujo la cantidad de variables. Las variables retiradas fueron el precio local y los PIB de Argentina, Chile y Ecuador.

FORMULACIÓN DEL MODELO 2

El estudio pretende aceptar o rechazar la

siguiente hipótesis:

Hipótesis 2

Existió influencia de la superficie cultivada, el precio internacional del grano de soya cotizado en la Bolsa de Chicago y los productos internos brutos de los principales destinos de exportación sobre la producción de soya en el Departamento de Santa Cruz en el periodo 1990-2014.

Se plantea la ecuación del modelo para que posteriormente se presenten los resultados correspondientes a los datos de la serie de tiempo para el periodo 1990-2014:

$$\begin{aligned}
 \text{Producción} = & \beta_0 + \beta_1 \text{superficie} + \beta_2 \text{precio_bolsa} + \beta_3 \text{pib_colombia} \\
 & + \beta_4 \text{pib_peru} + \beta_5 \text{pib_venezuela} + u
 \end{aligned}$$

Presentación e interpretación de los resultados

Al ver la Tabla 3 se observa que entre sus resultados se encuentran la prueba de bondad global del modelo y la prueba de significación de los coeficientes de regresión.

Con la prueba de bondad global del modelo se obtuvo que la probabilidad del F-estadístico (0.000000) es menor que la probabilidad de 1% (0.01), por lo que se

rechaza la hipótesis que plantea que el modelo no es globalmente significativo y se acepta la significación del modelo.

Luego de la prueba de significación de los coeficientes de regresión, se obtiene que únicamente el precio de bolsa es no significativo al 10% ni al 5%, resultando significativas las cinco variables restantes del modelo planteado, superficie, PIB de Colombia y PIB de Venezuela al 5%, el intercepto y el PIB de Perú al 10% de significación.

Tabla 3. Resultados de la regresión lineal múltiple modelo 2

Dependent Variable: PRODUCCION

Method: Least Squares

Date: 05/16/17 Time: 16:00

Sample (adjusted): 1990 2014

Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-732575.6	374228.0	-1.957565	0.0651
SUPERFICIE	1.077758	0.294593	3.658466	0.0017
PRECIO_BOLSA	628.2858	589.8863	1.065096	0.3002
PIB_COLOMBIA	2.17E-05	6.67E-06	3.250232	0.0042
PIB_PERU	-1.91E-05	9.85E-06	-1.941016	0.0672
PIB_VENEZUELA	-5.62E-06	1.28E-06	-4.388190	0.0003
R-squared	0.967462	Mean dependent var		1042026.
Adjusted R-squared	0.958900	S.D. dependent var		544625.7
S.E. of regression	110413.0	Akaike info criterion		26.26741
Sum squared resid	2.32E+11	Schwarz criterion		26.55994
Log likelihood	-322.3426	Hannan-Quinn criter.		26.34854
F-statistic	112.9876	Durbin-Watson stat		2.012604
Prob(F-statistic)	0.000000			

Con el estadístico d de Durbin-Watson se puede realizar la prueba más conocida para detectar correlación serial. En este caso el Durbin-Watson (2.012604) indica que el modelo no tiene problemas de autocorrelación.

Con el siguiente análisis de los coeficientes significativos del modelo se puede afirmar que entre los años 1990 y 2014:

- La producción de soya en el Departamento de Santa Cruz se incrementa en 1.08 toneladas, cada vez que se aumenta una hectárea destinada para la siembra de esta oleaginosa.

Este coeficiente muestra que se tiene un bajo rendimiento de producción, en comparación con el rendimiento que tienen los principales productores mundiales. Estos presentan el doble de rendimiento por hectárea.

- Por cada dólar americano que se incrementa el Producto Interno Bruto de Colombia, la producción de soya cruceña aumenta 2.17 toneladas.

Sin embargo, se presenta una relación inversa con el aumento en un dólar de los PIB de Perú y Venezuela, ya que ocasiona una pérdida a la producción de soya de 0.000019 y 0.0000056 toneladas respectivamente.

A modo de verificar la veracidad del análisis de los coeficientes de determinación resultantes del modelo, seguidamente se realiza una serie de pruebas.

Prueba de heterocedasticidad

Tomando el supuesto de homocedasticidad o varianza constante de u_i de Gujarati & Porter respecto a las regresiones lineales, el cual nos dice que las varianzas del término u_i son idénticas.

Existe una variedad de pruebas con las cuales se puede comprobar que el modelo cumple con el supuesto mencionado, en

el caso de este estudio se realiza la prueba de heterocedasticidad de White.

Como se usa un modelo auxiliar para comparar la probabilidad del coeficiente de determinación, en el caso de que la probabilidad del coeficiente de determinación sea mayor a los niveles de significación, se considera que el modelo auxiliar no es significativo, lo que verifica que el modelo que se está estudiando cumple con ser homocedástico y que su término de perturbación estocástica presenta varianzas iguales.

Seguidamente, en la Tabla 4 se muestran los resultados de la prueba de heterocedasticidad.

F-statistic	0.432772	Prob. F(20,4)	0.9068
Obs*R-squared	17.09826	Prob. Chi-Square(20)	0.6466
Scaled explained SS	6.517309	Prob. Chi-Square(20)	0.9980

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/17 Time: 16:55
 Sample: 1990 2014
 Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.23E+09	1.17E+12	-0.002768	0.9979
SUPERFICIE	10637.15	1898750.	0.005602	0.9958
SUPERFICIE^2	0.650172	0.720110	0.902879	0.4176
SUPERFICIE*PRECIO_BOLSA	1568.696	3304.611	0.474699	0.6598
SUPERFICIE*PIB_COLOMBIA	9.01E-06	2.49E-05	0.361961	0.7357
SUPERFICIE*PIB_PERU	-1.93E-05	3.72E-05	-0.518998	0.6312
SUPERFICIE*PIB_VENEZUELA	-3.61E-06	6.49E-06	-0.556697	0.6074
PRECIO_BOLSA	-3.90E+08	4.04E+09	-0.096458	0.9278
PRECIO_BOLSA^2	1579910.	2878611.	0.548845	0.6123
PRECIO_BOLSA*PIB_COLOMBIA	0.018250	0.067143	0.271809	0.7992
PRECIO_BOLSA*PIB_PERU	-0.031250	0.104835	-0.298089	0.7805
PRECIO_BOLSA*PIB_VENEZUELA	-0.006765	0.009778	-0.691848	0.5271
PIB_COLOMBIA	12.52675	40.48431	0.309422	0.7724
PIB_COLOMBIA^2	-2.28E-10	4.56E-10	-0.500658	0.6429
PIB_COLOMBIA*PIB_PERU	5.22E-10	1.30E-09	0.402427	0.7079
PIB_COLOMBIA*PIB_VENEZUELA	8.04E-11	1.67E-10	0.482723	0.6545
PIB_PERU	-15.64715	59.40112	-0.263415	0.8052
PIB_PERU^2	-2.85E-10	9.58E-10	-0.297448	0.7809
PIB_PERU*PIB_VENEZUELA	-7.18E-11	2.21E-10	-0.324754	0.7616
PIB_VENEZUELA	-3.256169	7.732047	-0.421126	0.6953
PIB_VENEZUELA^2	-5.72E-12	1.34E-11	-0.426222	0.6919

R-squared	0.683930	Mean dependent var	9.27E+09
Adjusted R-squared	-0.896419	S.D. dependent var	1.09E+10
S.E. of regression	1.50E+10	Akaike info criterion	49.54265
Sum squared resid	8.95E+20	Schwarz criterion	50.56651
Log likelihood	-598.2831	Hannan-Quinn criter.	49.82662
F-statistic	0.432772	Durbin-Watson stat	2.864056
Prob(F-statistic)	0.906828		

Con la prueba de White se obtuvo un valor alto en el F-statistic (0.432772) que resulta mayor al nivel de significación del 5%, lo que convierte al modelo auxiliar en no significativo y se afirma que el modelo planteado es homocedástico.

Prueba de regresión espuria

El fenómeno de la regresión espuria se presenta cuando no existe una verdadera relación estadística significativa entre las variables regresadas (Gujarati & Porter, 2010).

De forma práctica, se puede tener la sospecha de que existe una relación espuria haciendo una comparación entre el coeficiente de determinación (R-squared) y el valor del Durbin-Watson.

Esta regla fue postulada por Granger-Newbold, quienes plantearon que si el valor del coeficiente de determinación es mayor al valor del Durbin-Watson, se sospecharía de una relación espuria. Por lo tanto, el análisis de cointegración sirve para determinar si existe una relación lineal entre una serie de variables que

presenten una similitud en el orden de integración, pero además permite detectar si existe la posibilidad de obtener estimaciones correctas de los parámetros, libre de resultados espurios.

Volviendo a ver los resultados presentados en la Tabla 3, se aplica la regla de Granger-Newbold, y se compara el coeficiente de

determinación (0.967462) con el valor del Durbin-Watson (2.012604), por lo tanto, no existen sospechas de relación espuria en el modelo.

De todas maneras, para poder confirmar si la regresión es espuria o no lo es, se realiza la prueba de raíz unitaria sobre los residuos del modelo.

Tabla 5. Resultados de la prueba de raíz unitaria sobre los residuos del modelo 2

Null Hypothesis: U1 has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.169265	0.0003
Test critical values:	1% level		-3.737853	
	5% level		-2.991878	
	10% level		-2.635542	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(U1)				
Method: Least Squares				
Date: 05/16/17 Time: 16:56				
Sample (adjusted): 1991 2014				
Included observations: 24 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
U(-1)	-1.064820	0.205991	-5.169265	0.0000
C	5711.889	19934.26	0.286536	0.7771
R-squared	0.548452	Mean dependent var		9389.511
Adjusted R-squared	0.527927	S.D. dependent var		142044.5
S.E. of regression	97595.31	Akaike info criterion		25.89470
Sum squared resid	2.10E+11	Schwarz criterion		25.99287
Log likelihood	-308.7364	Hannan-Quinn criter.		25.92075
F-statistic	26.72131	Durbin-Watson stat		1.832877
Prob(F-statistic)	0.000035			

La Tabla 5 ilustra los resultados de la prueba de raíz unitaria sobre los residuos del modelo, donde se observa que el valor absoluto del estadístico Dickey-

Fuller (-5.169265) es mayor a los valores críticos que presenta al 1%(3.737853), 5% (2.991878) y 10% (2.635542), lo que permite afirmar que la regresión no es

espuria a sus niveles de significación del 1%, 5% y 10%.

Método de corrección de errores

Después de ver que el modelo que se planteó para el presente estudio está con sus variables cointegradas, lo que significa que existe una relación en el equilibrio de

largo plazo entre las variables, se debe realizar una prueba más para corregir el desequilibrio que exista en las variables a corto plazo. De esta manera se aplica el mecanismo de corrección de errores (MCE) de Engle y Granger.

En la Tabla 6 se aprecian los resultados de esta última prueba.

Tabla 6. Resultados del Método de Corrección de Errores para el segundo modelo.

Dependent Variable: D(PRODUCCION)

Method: Least Squares

Date: 05/16/17 Time: 16:59

Sample (adjusted): 1991 2014

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29453.35	41629.82	0.707506	0.4888
D(SUPERFICIE)	1.116781	0.242915	4.597407	0.0003
D(PRECIO_BOLSA)	641.1732	544.7351	1.177037	0.2554
D(PIB_COLOMBIA)	2.55E-05	6.20E-06	4.110170	0.0007
D(PIB_PERU)	-2.91E-05	9.54E-06	-3.053477	0.0072
D(PIB_VENEZUELA)	-6.39E-06	1.33E-06	-4.814425	0.0002
U1(-1)	-1.052233	0.228305	-4.608899	0.0003
R-squared	0.858646	Mean dependent var		91782.50
Adjusted R-squared	0.808757	S.D. dependent var		239345.2
S.E. of regression	104668.9	Akaike info criterion		26.19348
Sum squared resid	1.86E+11	Schwarz criterion		26.53708
Log likelihood	-307.3218	Hannan-Quinn criter.		26.28464
F-statistic	17.21095	Durbin-Watson stat		1.884563
Prob(F-statistic)	0.000002			

Para realizar el mecanismo de corrección de errores, se debe correr las variables del modelo en sus primeras diferencias y agregar sus residuos rezagados.

El modelo presentó su residuo con un año de rezago como significativo (0.0003) siendo menor al 1% de significación.

El valor absoluto del coeficiente de U(-1) que resulta ser (-1.052233) lo cual determina que éste equilibrio es convergente. Lo que significa que el equilibrio del modelo se ajusta en el plazo de un año.

***Resultados/ Hallazgos o discusión de resultados**

Con la realización de este análisis se pudo verificar que la producción sojera ha presentado baja productividad respecto a su factor tierra en el periodo 1990-2014.

Tanto el Modelo 1 y el Modelo 2 indicaron coeficientes que mostraban un rendimiento aproximado de una tonelada por hectárea, que resulta ser muy bajo en comparación con los rendimientos promedios de los principales productores para este mismo periodo.

Estados Unidos presenta un promedio de 2.63 toneladas por hectárea, Brasil con 2.49 toneladas métricas por hectárea y Argentina, 2.43 toneladas por hectárea de rendimiento.

A pesar de que el sector sojero es el que presenta mayor uso de maquinaria, para su siembra, periodo de crecimiento y cosecha, la baja productividad puede no ser únicamente la falta de capital, sino darse debido a la falta de cultura de manejo en el crecimiento de la soya y abono o fertilización del suelo.

Conclusiones

Este estudio tiene el objetivo de identificar a los factores que inciden en la producción de soya del Departamento de Santa Cruz, debido a que es el producto agrícola de mayor producción en esta región. Los datos utilizados para su realización fueron recopilados de la Asociación de Productores de Oleaginosas y Trigo (ANAPO), el Instituto Boliviano de Comercio Exterior y del Banco Mundial para el periodo 1990-2015.

Los modelos que se estiman para comprobar la incidencia de los factores en la producción de soya se reducen para el periodo 1990-2014 debido a la falta de datos para una de las variables. Por lo tanto, los resultados obtenidos abarcan dicho periodo.

A partir del análisis de los modelos econométricos se puede concluir que las únicas economías que influyen en la producción de soya cruceña son los destinos que llevan gran parte de las exportaciones de la soya y sus derivados, y no así sus destinos de constante exportación. Estos resultan ser los productos internos brutos de Colombia, Perú y Venezuela.

El crecimiento de la economía de Colombia resulta positivo para la producción de soya cruceña. Aunque se produce soya en Colombia, este país no puede abastecer

su demanda interna ni ser competitivo mundialmente ya que su geografía se lo impide, por lo que se ven obligados a importar casi un 70% de la soya que demanda su agroindustria, principalmente para alimentos balanceados de animales como pollos, cerdos y peces. (Ortiz, 2016) La superficie destinada a la producción de soya, resulta significativa en todos los modelos donde se la incluye, pero los resultados en sus coeficientes indican un bajo rendimiento en el uso del factor tierra para el periodo estudiado, comparado con el rendimiento productivo que alcanzan los principales productores de soya en el mundo, que duplican el rendimiento de los cultivos cruceños.

El problema con la falta de productividad de la tierra, puede no ser únicamente debido a una falta de inversión en capital, sino también por la falta de cultura que aún existe en Santa Cruz para el manejo de la soya durante su crecimiento y la fertilización del suelo.

Referencias bibliográficas

- Asociación de Productores de Oleaginosas. (2012). Recomendaciones técnicas para el cultivo de soya, 2012. ANAPO, Técnico y de Servicios. Santa Cruz: ANAPO.
- Commodity Basis. (2017). Commodity Basis. Recuperado de: https://www.commoditybasis.com/soybean_prices (Mayo, 2017)
- Denicoff, M., Prater, M., & Bahizi, P. (2014). Soybean Transportation Profile. USDA.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2010). Econometría: Damodar N. Gujarati y Dawn C. Porter (5a.ed.). México: McGraw Hill.
- Hoyos, Brenda (2017). Factores incidentes en la producción de soya en el Departamento de Santa Cruz (tesis de pregrado). Universidad Privada de Santa Cruz de la Sierra, Bolivia.

IBCE (2015) Instituto Boliviano de Comercio Exterior. Comercio Exterior N° 239: Cifras del comercio exterior boliviano 2015.

Medeiros, G. (2008). Evolución y características del Sector Sojero en Bolivia. En G. Medeiros, W. Plata, & X. Soruco, Los barones del Oriente (págs. 174-235). Santa Cruz: Fundación TIERRA.

Montenegro, D. (2001) Caracterización del cluster de la soya en Bolivia. Documento Número 1, Proyecto Andino de Competitividad, Santa Cruz.

Ortiz, D. (6 de Junio de 2016). La soya en Colombia: indicador de baja competitividad del agro. El Colombiano.

Pacheco, L. C. (2011). Soja, producción y comercialización en Brasil. Revista de la Bolsa de Comercio de Rosario, 14-20.

Samuelson, P. A., & Nordhaus, W. D. (2010). Microeconomía: Con aplicaciones en Latinoamérica / Paul A. Samuelson y William D. Nordhaus (19a. ed.). México D.F.: McGraw Hill.

UDAPE (2015) Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas. Diagnósticos Sectoriales-Agropecuario NO 8.

WWF. (2017). World Wide Fund for Nature. Recuperado de: http://wwf.panda.org/what_we_do/footprint/agriculture/soy/facts/ (Mayo, 2017)