



## **TESIS DE MAESTRIA EN FINANZAS**

### **Orientación Cuantitativa**

**“Un modelo econométrico de los determinantes del margen de molienda de soja en el período 2010-2017”**

Autora: Natalia Carlini

Mentora: Magdalena Cornejo

Julio 2019

## INDICE DE CONTENIDOS

1. INTRODUCCION .....	1
2. DESCRIPCION DETALLADA DEL PROBLEMA.....	2
3. CONSIDERACIONES SOBRE LA MOLIENDA DE SOJA.....	6
3.1. Capacidad de molienda .....	7
3.2. Cobertura de molienda .....	9
4. DESCRIPCION DE LOS DATOS .....	14
5. METODOLOGIA EMPLEADA .....	19
5.1. Análisis de estacionariedad .....	19
5.2. Análisis de cointegración .....	19
5.3. Modelo de determinación del margen de molienda .....	20
5.4. Prediciendo el margen de molienda. <i>Bootstrap</i> con R.....	21
6. RESULTADOS .....	22
6.1. Relaciones de largo plazo.....	22
6.2. Estimación de los determinantes del margen de molienda.....	24
6.3. Bootstrapping.....	26
7. CONCLUSIONES.....	29
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS .....	31
ANEXOS .....	32

## INDICE DE GRAFICOS Y TABLAS

Gráfico 2.1: Serie de Molienda por cultivo y año de Argentina en toneladas .....	3
Gráfico 2.2: Precios <i>Chicago Board of Trade</i> (CBOT) en USD por tonelada .....	5
Gráfico 3.1.1: Capacidad de molienda y tamaño de cosecha en Argentina .....	8
Gráfico 3.2.1: Proceso de molienda soja.....	9
Gráfico 3.2.2: Serie <i>Crush Spread</i> (1973- 2017) .....	10
Gráfico 3.2.3: Serie GMP (2014-2016).....	11
Gráfico 3.2.4: Margen vs tiempo entre compra de soja y venta de subproductos. .	13
Gráfico 4.1: Serie diaria margen de molienda y serie mensual pricing de soja .....	16
Gráfico 4.2: Volumen de compra y molienda de soja a nivel país.....	16
Gráfico 4.3: Volumen de compra y molienda de soja en fábrica .....	17
Gráfico 4.4: Precios internacionales en niveles y en diferencias.....	18
Gráfico 6.3.1: Histograma del margen de molienda simulado (USD/tn) .....	27
Gráfico 6.3.2: Histograma de la simulación del margen de molienda (USD/tn).....	28
Tabla 3.1.1: Capacidad de molienda diaria por jugador en Argentina.....	8
Tabla 3.2.1: Un ejemplo de una perfecta cobertura .....	12
Tabla 4.1: Descripción de las variables.....	14
Tabla 6.1.1: Análisis de cointegración entre los precios de CBOT .....	22
Tabla 6.2.1: Modelo final seleccionado, 2010-2017 .....	25

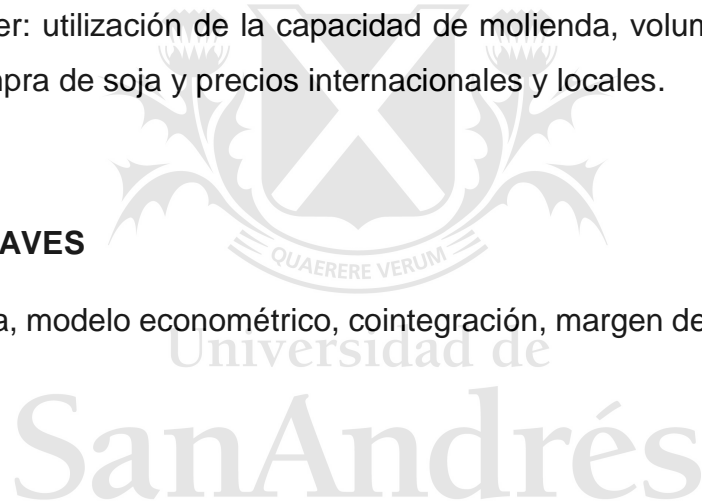
## **RESUMEN**

En los últimos años la soja y sus derivados han acrecentado su influencia en la estructura económica argentina. Desarrollar una mejor comprensión de cómo el riesgo de precio afecta las decisiones de producción en el complejo de soja puede permitir pronósticos más eficientes y proporcionar información sobre la efectividad de las estrategias de gestión de riesgos.

Dada la existencia de una relación de cointegración entre los precios de la soja, harina de soja y aceite de soja, en este trabajo se desarrolla un modelo econométrico con el fin de explicar el margen de molienda de soja en función de los desvíos de largo plazo de los precios y otros factores que afectan a la dinámica del margen como ser: utilización de la capacidad de molienda, volumen de molienda, volumen de compra de soja y precios internacionales y locales.

## **PALABRAS CLAVES**

Molienda de soja, modelo econométrico, cointegración, margen de molienda, series de tiempo.



## 1 INTRODUCCION

La Argentina es uno de los principales productores de alimentos del mundo. El complejo cerealero junto con el oleaginoso es uno de los sectores productivos que más dinamiza y contribuye al progreso en el interior del país, siendo el que más divisas aporta: casi un 50% del total de las exportaciones.

El proceso de molienda convierte el 19% de la semilla de soja en aceite de soja, 71.5% en harina de soja y 6.5 % en cáscara de soja. Al igual que la semilla de soja, cada uno de estos sub-productos tiene un precio de mercado cotizado en mercados organizados. Por lo tanto, existe una relación entre el precio de los sub-productos y el precio de la soja que se conoce como el "margen". Sin embargo, la mayoría de los artículos sobre el comportamiento estocástico de los precios de *commodities* se centran en la soja o en los productos derivados de la soja en lugar del margen en sí.

En este sentido, la principal contribución de este trabajo es estudiar los determinantes del margen de molienda de la soja en Argentina. Una empresa de molienda compra soja y vende productos de la molienda (harina de soja y aceite de soja) y obtiene un beneficio que, en principio, es independiente del precio de la soja y los precios de productos.

El margen bruto de procesamiento de soja (el rendimiento bruto por tonelada de soja procesada) es la principal variable de decisión que usan los procesadores para decidir cuándo y qué cantidad de soja comprometer para procesar la misma en fechas futuras. El margen de molienda de las empresas procesadoras de soja podría depender de muchos factores: la capacidad de molienda, los inventarios, los volúmenes y el momento de venta de la soja por parte del productor, el precio del producto local e internacional, el tipo de cambio y los costos del proceso en las fábricas.

El principal objetivo es estudiar econométricamente los determinantes del margen de molienda, distinguiendo aquellos que tienen un efecto de largo plazo de aquellos que los afecta en el corto plazo.

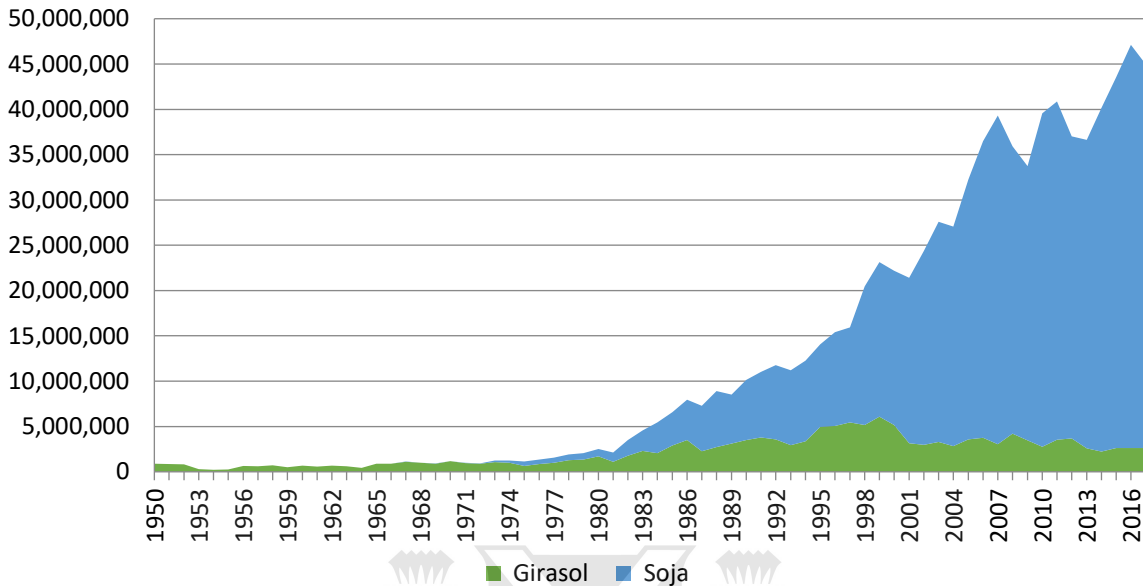
El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 se brinda una descripción detallada del contexto de molienda en la Argentina. La sección 3 discute sobre el cálculo del margen de molienda y los distintos factores que inciden en su determinación. La sección 4 describe los datos, mientras que la sección 5 presenta la metodología empleada. En la sección 6 se discuten los resultados de la estimación y la simulación del margen de molienda. Por último, en la sección 7 se presentan las conclusiones.

## **2 DESCRIPCION DETALLADA DEL PROBLEMA**

Para 1980, la industria de aceites oleaginosos en el país había comenzado a desarrollarse progresivamente, en línea con la creciente demanda mundial. En poco más de una década tanto la superficie sembrada de soja como su producción presentaron un importante crecimiento. El fuerte dinamismo presentado por este cultivo se explica por el auge del nuevo paquete tecnológico “Soja RR + Glifosato + Siembra directa”.

La industria procesadora ha crecido en su capacidad de molienda, acorde con el aumento en la producción de granos oleaginosos. Durante la década del 90 se produjo una fuerte expansión de la molienda y, consecuentemente, se expandió la producción de aceites y subproductos con una decisiva inserción en el mercado internacional.

Gráfico 2.1: Serie de Molienda por cultivo y año de Argentina en toneladas



Fuente: Elaboración propia a partir de agroindustria.gob.ar

El Complejo Oleaginoso abarca desde la producción de granos hasta su industrialización (aceites crudos y refinados, subproductos de la industria aceitera procesados, pellets y biodiesel). Dentro de la producción de oleaginosas realizada en el país, la de soja es la que reviste mayor importancia (representa el 84% de la producción total de aceites), seguida de lejos por la de girasol (15%). El resto de los aceites (maíz, oliva, algodón, maní, lino y colza) tienen una participación marginal.

El importante dinamismo que presenta este complejo está asociado a la fuerte expansión que tuvo el cultivo de soja a partir de su introducción en el país en la década del 70' hasta llegar a su evolución actual. Presenta un perfil fuertemente orientado al mercado externo. El grueso de la producción primaria de soja (75%) se destina a la industrialización, mientras que el resto se exporta. En el caso de la producción de girasol, la mayor parte se destina a la producción de aceites, siendo la exportación marginal. Del total de la producción de aceite crudo de soja, el 67% se destina a la exportación, el 27% a la producción de biodiesel y el resto a la refinación (tanto para consumo doméstico como para otras industrias). En relación

con el aceite de girasol, también el grueso se exporta (dos tercios del total) y el resto se refina principalmente para consumo doméstico (aceite comestible) y, en menor proporción, para uso industrial (margarinas, mayonesas, galletitas y otros alimentos). Los subproductos de la industria aceitera (harinas proteicas y tortas) se procesan y transforman en pellets para la fabricación de alimentos balanceados.

De las 51 plantas aceiteras en actividad (correspondientes a las 37 empresas), gran parte se localizan en Santa Fe (22) y en Buenos Aires (16), distribuyéndose el resto entre Córdoba (6), Entre Ríos (4), La Pampa (1), Salta (1) y Santiago del Estero (1). La producción se encuentra fuertemente concentrada en Santa Fe (80%). Le siguen, en importancia, Buenos Aires (11%), Córdoba (5%) y Santiago del Estero (2%), según datos oficiales.

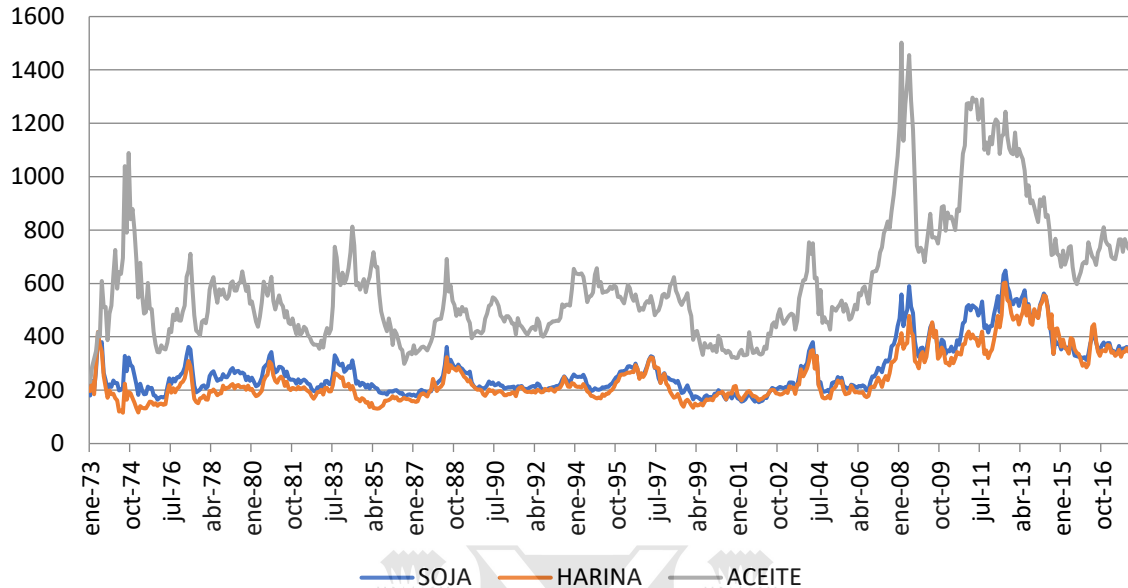
En otras palabras, el beneficio de una compañía de molienda (es decir, el margen de molienda) está relacionado con la diferencia entre los precios de la soja y el precio de productos. Sin embargo, esta diferencia no necesariamente disminuye (o aumenta) cuando los precios de la soja y los productos suben (o caen). Como resultado, las empresas de molienda enfrentan un riesgo significativo cuando, por ejemplo, los precios de la soja suben, pero los precios de los productos permanecen estáticos o disminuyen. Está claro que las empresas de molienda deben de alguna manera proteger su margen utilizando contratos derivados.

El riesgo prevalece en el complejo de soja o en la industria de molienda. Las empresas enfrentan riesgo de suministro ya que pueden tener dificultades para obtener semillas de soja cuando los márgenes justifican la molienda. Al sostenerlos inventarios enfrentan riesgos financieros debido al cambio en las tasas de interés.

Sin embargo, el mayor riesgo es riesgo de precio; cambios inesperados en los precios de harina y aceite pueden borrar un margen rentable. Los precios de la soja, y los del aceite y de la harina, han aumentado en variabilidad al correr de los años. Esta mayor variabilidad de precios afecta el riesgo que enfrentan los procesadores de soja, que operan con pequeños márgenes, por lo que un cambio repentino en los precios puede cambiar un pequeño ingreso a una gran pérdida.



Gráfico 2.2: Precios *Chicago Board of Trade* (CBOT) en USD por tonelada



Fuente: Elaboración propia a partir de Reuters

Los procesadores de soja pueden utilizar el mercado de futuros para reducir su riesgo. Si las empresas están utilizando con éxito el mercado de futuros para cubrirse, deben ser capaces de bloquear un margen de beneficio, reduciendo así su riesgo. Infortunadamente, las relaciones de precios en el mercado de futuros a menudo no ofrecen oportunidades de cobertura rentable (Boyd et al., 1987).

El grado en que los riesgos afectan a los márgenes variará con la capacidad de una empresa para estabilizar sus márgenes mediante la cobertura en el mercado de futuros (o alguna otra estrategia comercial que reduzca el riesgo).

Por lo tanto, el margen merece ser independiente analizado, que es el objetivo principal de este trabajo. García Mirantes et al. (2012) realizan un análisis sobre el margen, pero en la industria de refinería.

Desarrollar una mejor comprensión del grado en que el riesgo de precio afecta las decisiones de producción en el complejo de soja puede ampliar nuestra comprensión de este complejo, y puede permitir pronósticos más eficientes y

proporcionar información sobre la efectividad de las estrategias de gestión de riesgos.

Dada la posible existencia de una relación de cointegración entre los precios de la soja, harina de soja y aceite de soja, en este trabajo se desarrolla un modelo econométrico con el fin de explicar el margen de molienda de soja en función de los desvíos de largo plazo de los precios y otros factores que afectan a la dinámica de corto plazo del margen como ser: la utilización de la capacidad de molienda, el volumen de molienda, el volumen de compra de soja y la variación en los precios internacionales y locales.

### **3 CONSIDERACIONES SOBRE LA MOLIENDA DE SOJA**

La soja es una oleaginosa de alto contenido proteico y bajo contenido en grasa. Por esta razón, el rendimiento industrial se ubica cercano al 80% en harina de soja, constituyéndose el más alto en el rubro. Se puede afirmar entonces que el fenómeno “soja” a nivel mundial, está más vinculado al mercado de las harinas oleaginosas que al de aceites vegetales; así como que la harina de soja no se debe considerar en términos comerciales como un residuo de la industria aceitera.

La evolución de la producción y comercialización de la harina de soja en el mundo a partir de mediados de los 90', es una consecuencia directa del crecimiento económico y el cambio de los hábitos alimentarios en países de alta concentración poblacional, especialmente en China. En todo este circuito de alimentos, harina y grano de soja, tienen una participación predominante las producciones agrícolas de América del Sur. Argentina participa de una posición de liderazgo en el mercado mundial, siendo el principal exportador mundial de harina de soja.

Por el lado del aceite de soja, su utilización como base para la producción de biodiesel diversifica su demanda y propone una fuerte competencia entre su utilización como alimento o combustible, dos mercados con baja interconexión. Argentina, que históricamente ha ocupado un lugar de liderazgo en la exportación

de aceite de soja, también ha desarrollado una capacidad productora de biodiesel a base de soja, acorde con el desarrollo productivo que ha observado la oleaginosa en el país y con su inserción en el comercio de productos derivados.

### **3.1 Capacidad de molienda**

La capacidad de procesamiento de la industria oleaginosa en el Mercosur asciende a 396.200 toneladas por día. Puede moler anualmente 130 millones de toneladas de semillas oleaginosas, principalmente soja. En los dos últimos años, aumentó 25.000 toneladas por día, cerca de un 7%. Argentina sigue siendo el líder de la región, seguido por Brasil.

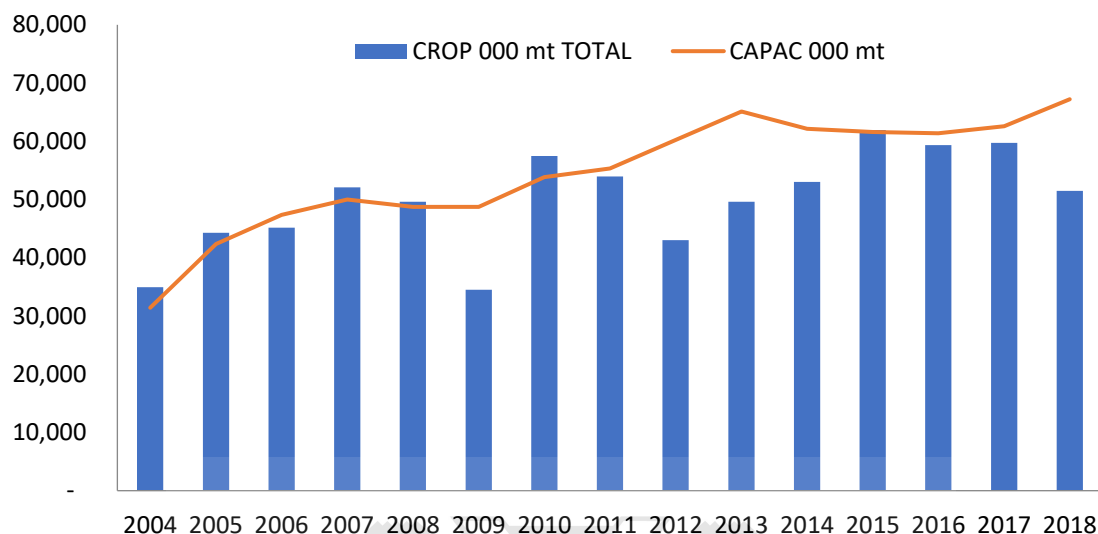
En cuanto al nivel de utilización de la capacidad en 2017: Bolivia es la nación más eficiente (88%), Brasil segunda con 78%, Argentina 69%, Paraguay 60% y cierra Uruguay con el 40%.

La capacidad ociosa de la industria procesadora de soja de Argentina se debe a bajas cosechas que generan caída en la oferta de granos en momentos cuando las empresas avanzan en millonarias inversiones y aumentan la capacidad de un sector clave para la economía de Argentina, el principal proveedor mundial de harina y aceite de soja.

La mayor demanda de porotos de soja de China, que compite con las fábricas locales por la oleaginosa también influye en el aumento de la capacidad ociosa.

La industria de molienda de soja se concentra en Argentina de la mano 8 jugadores como se puede ver en la Tabla 3.1.1.

Gráfico 3.1.1: Capacidad de molienda y tamaño de cosecha en Argentina



Fuente: Elaboración propia a partir de agroindustria.gov.ar

Tabla 3.1.1: Capacidad de molienda diaria por jugador en Argentina

Año	CAPACIDAD toneladas /día									
	Cargill	Bunge	Dreyfus	Recoup	Vicentin	Molinos	Glencore	Cofco	Otros	TOTAL
2004	17,050	17,700	12,000	13,000	10,500	10,200	4,800	4,200	5,740	95,190
2005	17,050	23,400	12,000	19,000	18,000	23,200	5,800	4,200	5,740	128,390
2006	24,200	23,400	20,000	19,000	18,000	23,200	5,800	4,200	5,740	143,540
2007	30,600	23,400	20,000	19,000	19,500	23,200	5,800	4,200	5,740	151,440
2008	30,600	19,700	20,000	19,000	19,500	23,200	5,800	4,200	5,740	147,740
2009	30,600	19,700	20,000	19,000	19,500	23,200	5,800	4,200	5,670	147,670
2010	30,600	22,700	20,000	19,000	19,500	24,700	5,800	12,200	8,670	163,170
2011	30,600	23,200	20,000	19,500	20,500	24,700	5,800	14,500	8,820	167,620
2012	30,600	22,200	20,000	29,500	20,500	24,700	5,800	19,400	9,820	182,520
2013	30,400	23,200	20,000	25,500	26,500	27,700	13,800	20,400	9,820	197,320
2014	27,400	23,200	20,000	25,500	25,500	21,700	14,800	20,400	9,900	188,400
2015	27,400	23,200	20,000	25,500	25,500	20,000	14,800	20,400	9,900	186,700
2016	24,400	23,200	20,000	25,500	25,500	20,000	14,800	20,400	12,200	186,000
2017	24,400	23,200	20,000	25,500	29,500	20,000	14,800	20,400	11,900	189,700
2018	24,400	25,200	20,000	27,500	34,000	20,000	20,300	20,400	11,900	203,700

Fuente: Elaboración propia a partir de JJ Hinrichsen SA



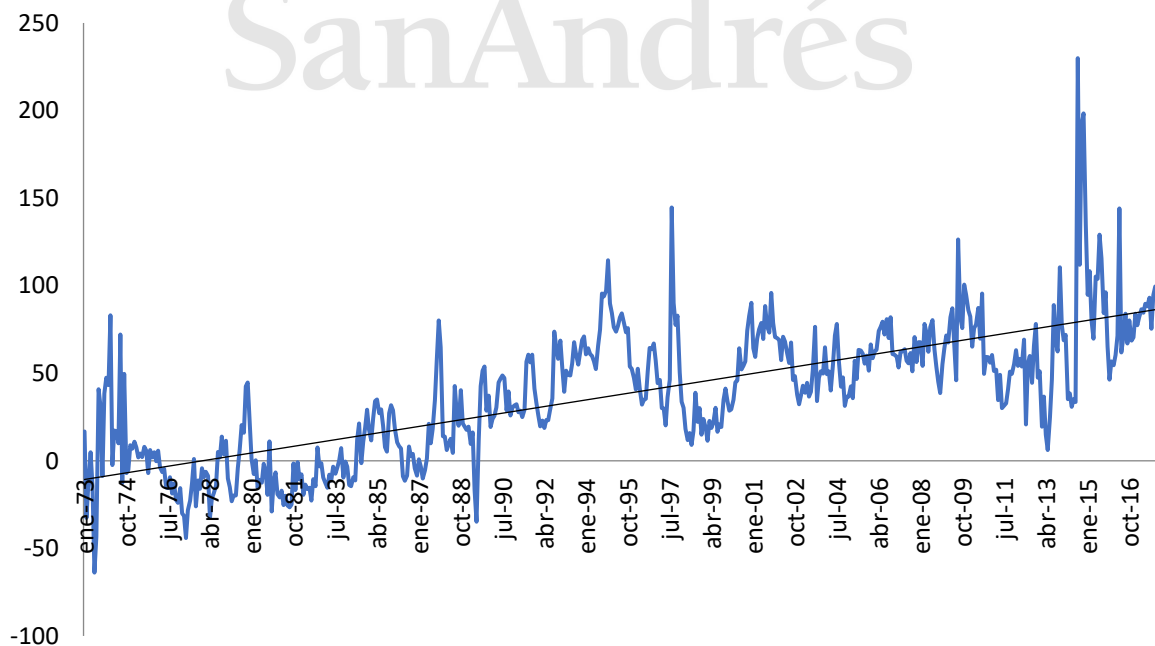
- **Soja:** no requiere conversión.
- **Harina de soja:** 44 lbs (48% proteína por *bushel*) / 2,000 lbs (por ton) = 0.022 x precio de la harina.
- **Aceite de soja:** 11 lbs (aceite por *bushel*) x precio de aceite.

A continuación, la fórmula resultante:

$$[(\text{Precio de la harina de soja (\$/ton)} \times 0.022) + \text{precio de aceite de soja (\$/lb)} \times 11] - \text{precio de la soja (\$/ bu.)}$$

Muchos factores estacionales, cíclicos y fundamentales afectan el GMP; por ejemplo, precios de la soja son típicamente más bajos en cosecha y tienden a ser superiores durante el año como consecuencia del almacenamiento, interés y los costos. Cambios en la demanda de los subproductos y agotamiento de las reservas de soja, existencias remanentes, compras de aceites comestibles, producción de aceite de Palma, demanda de harina de soja europea, programas del gobierno, clima, etc. Análisis fundamental y técnico puede ser utilizado para ayudar a predecir el potencial de comportamiento del mercado repetitivo, aunque hay muchos elementos impredecibles (como el clima) que afectan el *Crush spread*.

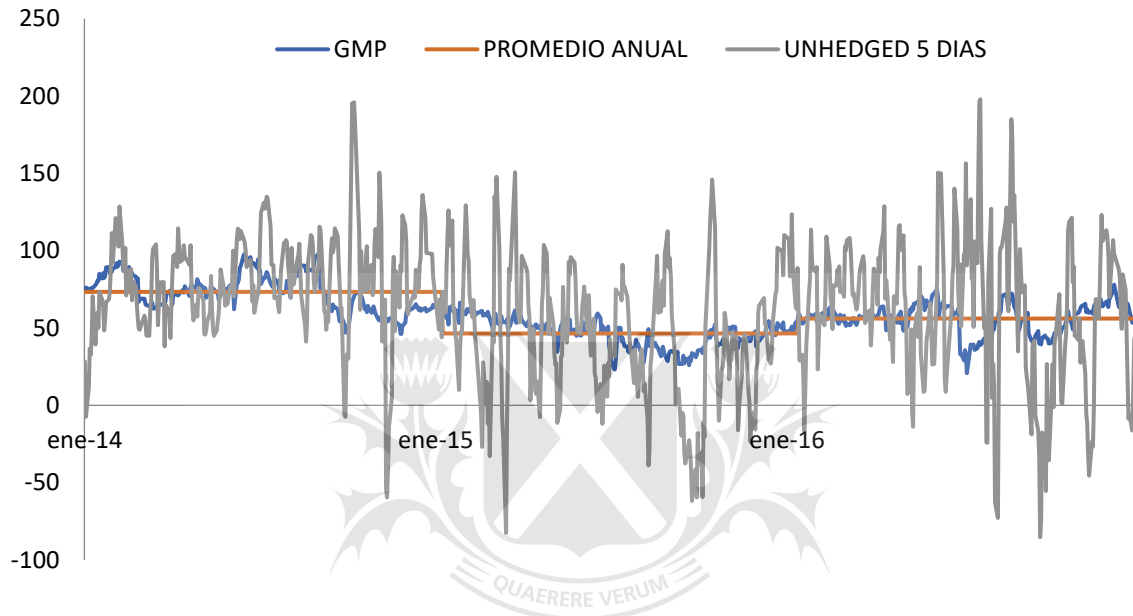
Gráfico 3.2.2: Serie *Crush Spread* (1973- 2017)



Fuente: Elaboración propia a partir de Reuters

El GMP de molienda de soja es analizado para los años 2014, 2015 y 2016 en la siguiente figura. Esta data muestra variabilidad sustancial acerca el promedio estacional día a día y año a año.

Gráfico 3.2.3: Serie GMP (2014-2016)



Fuente: Elaboración propia a partir de Reuters

El manejo físico de las materias primas y los inventarios necesarios para mantener las plantas en funcionamiento de manera estable impiden típicamente la fijación de precios de la soja y los subproductos de forma simultánea, de modo que una diferencia de tiempo separa la compra en efectivo de la soja de la venta al contado de harinas y aceites. Para demostrar cómo esta brecha de tiempo crea una variabilidad adicional al margen de molienda, suponga que la soja se compra en el mercado de contado y una semana (5 días hábiles) más tarde la harina y el aceite resultantes se venden (Dahlgran, 2000).

Los resultados de estas transacciones se muestran en la figura anterior con la serie *Unhedged* 5 días. La comparación del margen de molienda y el margen con la diferencia de 5 días revela que el margen de molienda de diferencia de 5 días es más variable. Este aumento de la variabilidad se debe a la brecha de tiempo entre

los precios de los insumos y de los productos y se interpreta como el riesgo de que el precio de los productos cambie mientras se mantienen los precios de la soja.

Este riesgo de inventario se suma al riesgo de transformación y se puede cubrir como se muestra con el ejemplo numérico del cuadro siguiente.

Tabla 3.2.1: Un ejemplo de una perfecta cobertura

Evento	Mercado efectivo				Mercado futuro ( <i>basis</i> )			
	Soja cts/bu	Harina \$/tn	Aceite cts/lb	Margen cts/bu	Soja cts/bu	Harina \$/tn	Aceite cts/lb	Margen cts/bu
1. Cerrar margen	-725	215	23	33.3	-750 (25)	217 (2)	24 (1)	24 (9.3)
2. Comprar soja	-750				775 (25)			
3. Moler soja	{-1 bu	+47 lbs	+11 lbs}					
4. Vender harina		220				-222 (2)		
5. Vender aceite			23				-24 (1)	
Resultado				20				10.7 (9.3)
Cambio de precio	25	5	0	-13.3	25 (0)	5 (0)	0 (0)	-13.3 (0)

Fuente: Elaboración propia

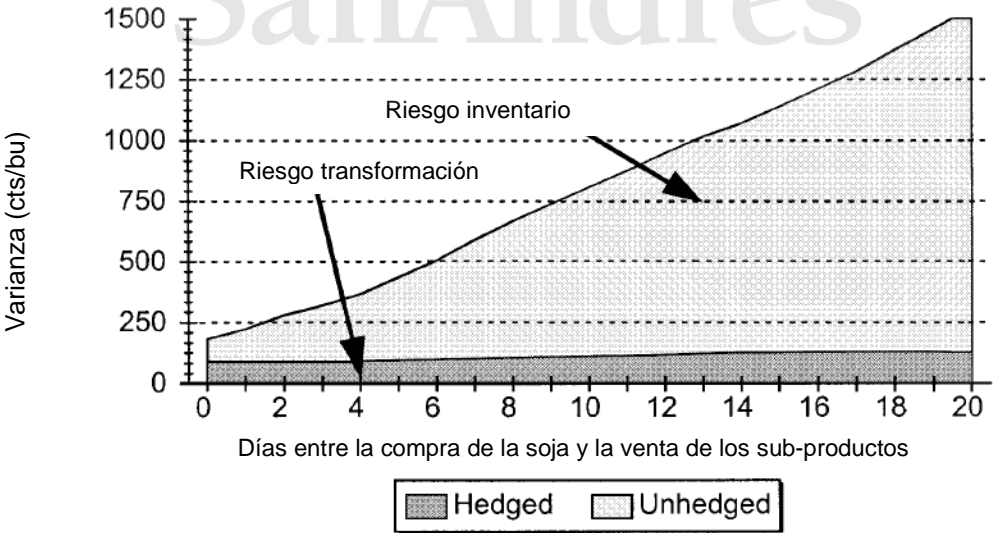
Varios tiempos (designados como eventos 1 a 5) son importantes durante la vida de la cobertura. Para empezar, supongamos que el procesador de soja observa un margen de 33,3 centavos de dólar por *bushel* (evento 1) disponible en el mercado local de efectivo y quiere construir una cobertura para "cerrar" este margen de 0,333 dólares en la soja molida en el futuro. El procesador de soja debe comprar inmediatamente un *Soybean Crush spread* en el mercado de futuros comprando futuros de soja y vendiendo 11 *pounds* de futuros de aceite de soja y 47 *pounds* de futuros de harina de soja por cada *bushel* de futuros de soja comprada. Estas posiciones constituyen una cobertura anticipada sobre las futuras operaciones de molienda. El evento 2 ocurre cuando el procesador compra los granos para ser molidos. En este punto, el procesador debe vender los contratos de futuros de soja para que las posiciones de futuros de harina y aceite cubran los inventarios de soja. Después de que los granos sean triturados (evento 3), el procesador tiene inventarios de harina y aceite y posiciones cortas en futuros de harina y aceite.



Cuando la harina de soja se vende en el mercado, la posición corta de la harina de soja se cierra (evento 4) y también para el aceite de soja (evento 5).

A continuación, el Gráfico 3.2.4 muestra que a medida que aumenta la brecha de tiempo entre la compra de la soja y la venta de los productos, la varianza (riesgo) aumenta cuando las posiciones no están cubiertas, pero permanece constante cuando las posiciones están cubiertas. Además, la cobertura no reduce la variación por debajo de la experimentada con la compra simultánea de soja y venta de los productos en el mercado de contado. Esto se debe a que los precios de la soja en efectivo reflejan el precio de la harina de soja y los precios del aceite de soja en efectivo y los tres precios se mueven juntos. Estas relaciones de precio en efectivo reducen la variación del margen de molienda de la soja a un precio instantáneo hasta el punto en que una cobertura de molienda no ofrece ninguna reducción adicional de la varianza. Sin embargo, en el caso típico en que la soja, la harina de soja y la soja no tienen un precio simultáneo, se incurre en riesgos de tenencia de inventario y estos riesgos pueden cubrirse con un *Soybean Crush spread*. Así, la figura muestra que el mayor potencial para reducir el riesgo de margen de molienda está asociado con la cobertura de los inventarios.

Gráfico 3.2.4: Margen vs tiempo entre compra de soja y venta de sub-productos



Fuente: Elaboración propia

## 4 DESCRIPCION DE LOS DATOS

El conjunto de datos utilizado en este documento consiste en observaciones diarias y mensuales durante un periodo que abarca desde 04/01/2010 al 29/12/2017 (1954 observaciones diarias y 96 observaciones mensuales).

Los datos diarios de precios locales e internacionales de soja, harina de soja y aceite de soja, tipo de cambio, *board margin* se obtuvieron de Reuters. Respecto a las variables mensuales de volumen de molienda, capacidad de molienda y volumen de soja vendida por productores se obtuvieron de datos oficiales de la Secretaría de Agroindustria de la Argentina.

Además, se construyó la variable margen de molienda de soja diaria y mensual con datos del mercado.

Tabla 4.1: Descripción de las variables

Símbolo	Descripción	Unidad
<i>molienda_p1</i>	Molienda de soja mensual en planta 1	Miles de ton.
<i>molienda_p2</i>	Molienda de soja mensual en planta 2	Miles de ton.
<i>molienda_p1p2</i>	Molienda de soja mensual en planta 1 y 2	Miles de ton.
<i>margen</i>	Margen real de molienda de soja	USD/ ton.
<i>pricing</i>	Volumen mensual de soja comprada a precio para moler	Miles de ton.
<i>crush</i>	Molienda mensual de soja a nivel país	Miles de ton.
<i>share</i>	Molienda planta 1 y 2/molienda de soja a nivel país	%
<i>capv</i>	Capacidad de molienda mensual a nivel país	Miles de ton.
<i>utilización</i>	<i>Crush /Capv</i>	%
<i>farmer selling</i>	Volumen mensual de soja vendida por el productor	Miles de ton.
SBO	Precio aceite de soja en Chicago	¢/libra
SBM	Precio harina de soja en Chicago	USD/ ton corta.
SBS	Precio soja en Chicago	¢/bushel.
sbs pesos	Precio soja disponible	\$
TC	Tipo de cambio	Índice
sbs dolares	Precio soja disponible	USD
<i>board margin</i>	Precio de harina de soja en Chicago + Precio de aceite de soja en Chicago - Precio de soja en Chicago	Índice

Fuente: Elaboración propia

Para el cálculo del margen de molienda de soja se parte de los precios FOB de la soja y sus sub-productos, se obtienen los precios FAS (es decir, se descuentan los gastos de *fobbing*<sup>1</sup>, retenciones e impuesto a las ganancias) y se calcula la contribución al margen de cada uno según rendimientos estándares (0.19 aceite, 0.715 harina y 0.065 cáscara).

En lo que respecta al margen de molienda de soja, en frecuencia diaria, se observa en Gráfico 4.1. que la media no aumenta con el tiempo, es decir, que no existe una tendencia creciente, sino que el margen fue relativamente estable oscilando entre 10 y 20 USD/ ton.

El fuerte margen negativo de diciembre de 2015 se explica, en parte, por el cambio de gobierno y de las políticas que afectaron al agro que devinieron del mismo. A la espera de una rebaja en las retenciones, la actividad comercial estaba prácticamente paralizada a fines del 2015 y se iba acumulando inventarios listos para ser procesados. Una vez que el 17 de diciembre de 2015 se efectiviza la rebaja del 5% en las alícuotas de derechos de exportación para el complejo sojero, entre otras medidas, el retorno a la actividad fue a todo motor dando lugar al trimestre enero-marzo 2016 de mayor procesamiento de soja en la historia argentina.

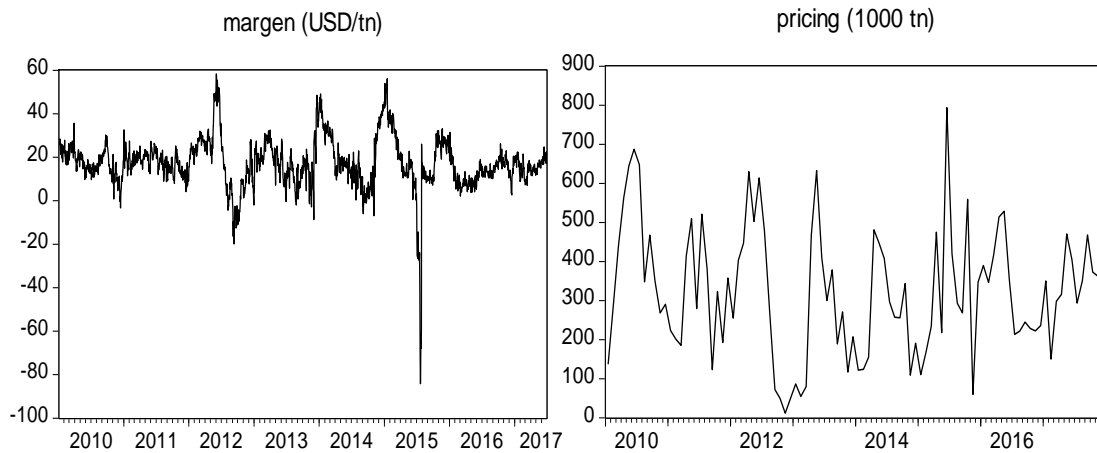
Respecto a la serie *pricing* también muestra un comportamiento estacionario al observar la gráfica de la serie mensual.

---

<sup>1</sup> La determinación del precio FOB puertos argentinos se realiza en base a la metodología establecida en las Resoluciones SAGPyA 331/2001 y 447/2006. A partir del valor FOB establecido, se llega al valor FAS teórico descontando todos los gastos incluidos en el proceso de exportación, denominados técnicamente como "gastos de *fobbing*". A saber:

- a) Aquellos vinculados a los impuestos de exportación y gastos aduaneros, calculados sobre el valor FOB.
- b) Los vinculados a la compra de mercadería en el mercado interno, calculados sobre el valor FAS.
- c) Los vinculados a la operatoria de carga y descarga, almacenaje, inspecciones fitosanitarias, uso del muelle, costo de elaboración, etc. que se expresan directamente en dólares por tonelada. El cálculo se efectúa en términos de dólar y su resultado se transforma en pesos por intermedio de la cotización dólar comprador Banco Nación Argentina.

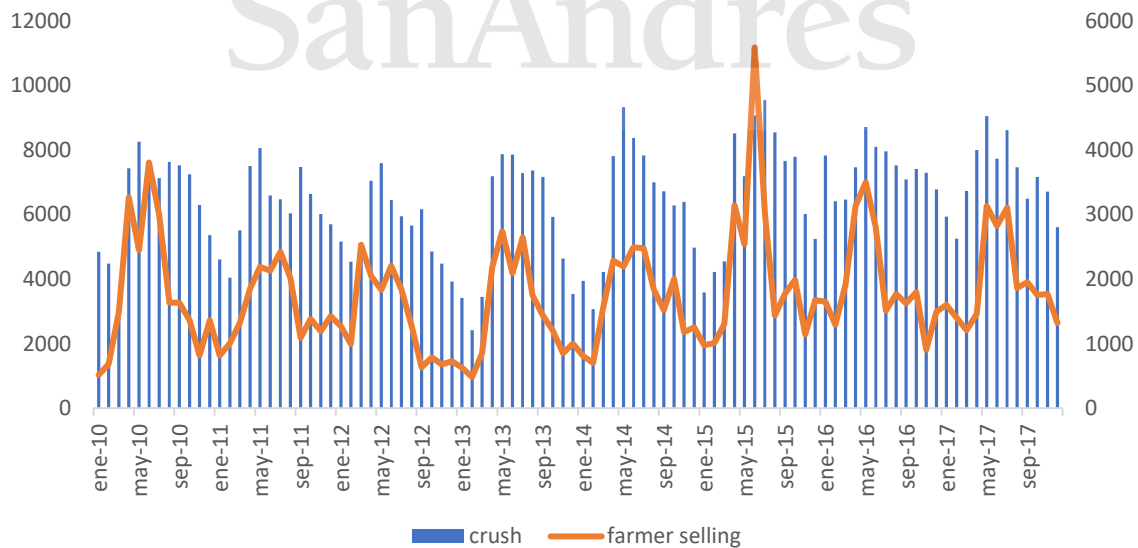
Gráfico 4.1: Serie diaria margen de molienda y serie mensual pricing de soja



Fuente: Elaboración propia

A continuación, el Gráfico 4.2. muestra que no parece haber una relación perfecta entre la soja que se muele a nivel país por mes y el volumen de compra de ese mismo mes. Es decir, los productores en un mes determinado pueden haber vendido cierta cantidad de soja a las fábricas de molienda y estos procesadores haber molido distinto volumen.

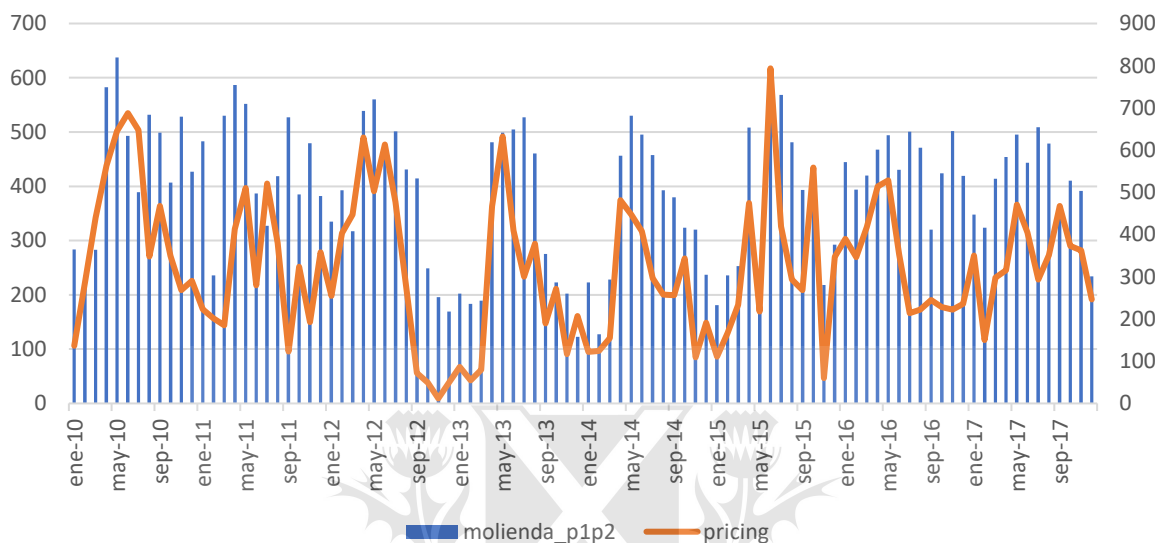
Gráfico 4.2: Volumen de compra y molienda de soja a nivel país.



Fuente: Elaboración propia

Se observa un similar comportamiento con las series de volumen de compra de soja y molienda de la misma de un procesador de soja de la industria.

Gráfico 4.3: Volumen de compra y molienda de soja en fábrica



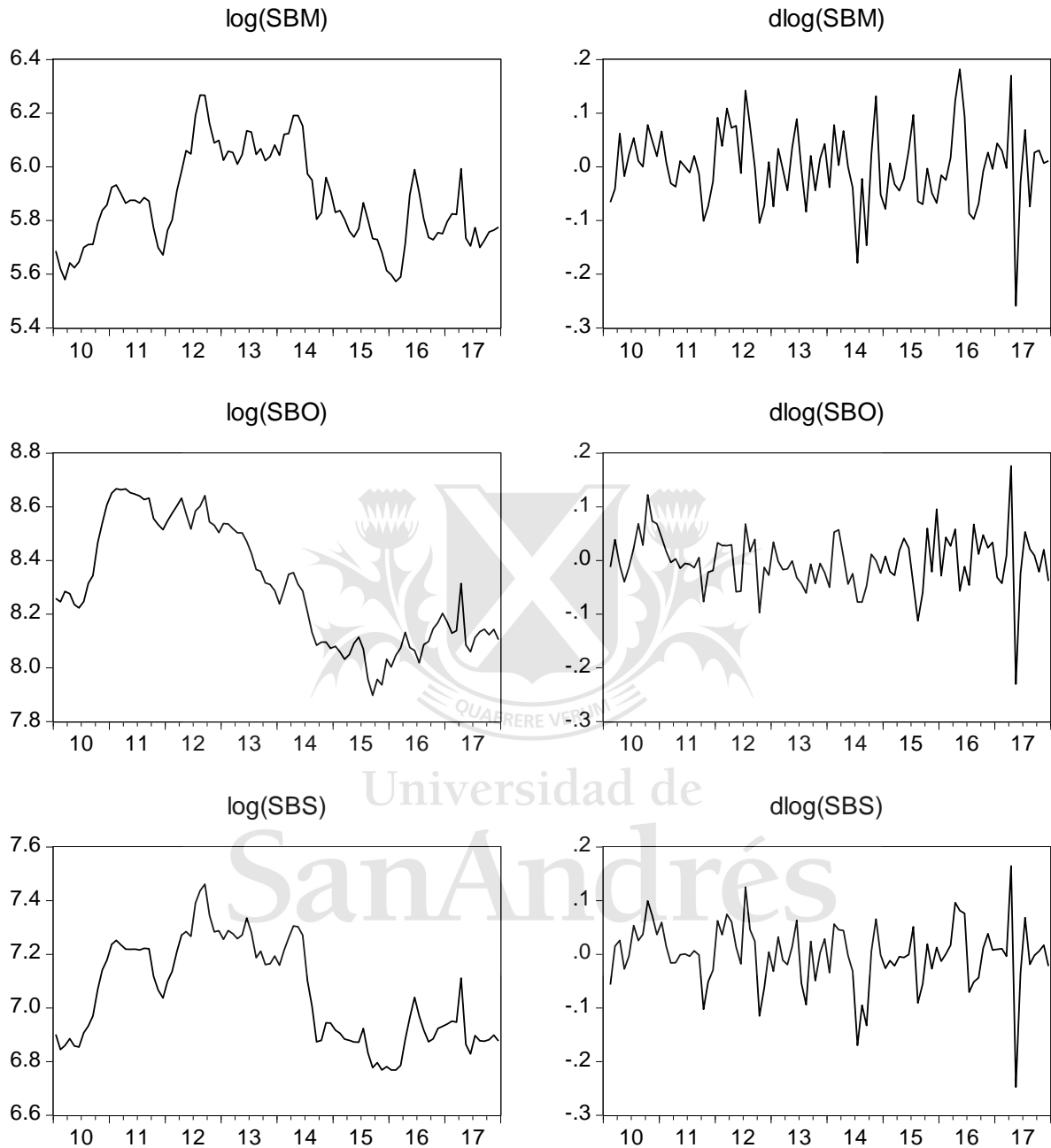
Fuente: Elaboración propia

El momento de venta, por parte del productor, puede depender de muchos factores como el comienzo de la cosecha, el precio de las *commodities*, la necesidad de dinero efectivo para enfrentar los vencimientos, el clima, entre otros.

Cuando el productor cosecha se le presentan, básicamente, dos opciones: (1) colocar en el mercado de manera inmediata su producción, (2) mantener inventarios y posponer la venta a períodos futuros. La elección entre uno y otro curso de acción mantiene relación directa con tres aspectos: la información que brinda el componente estacional histórico del precio, su estructura de costos de almacenamiento y su respectiva aversión al riesgo.

Respecto a las series de precios de la soja y sus subproductos en el CBOT. Al graficar series en niveles (en logaritmos) y en diferencias logarítmicas, se puede dilucidar que las series en nivel muestran un comportamiento tendencial, mientras que sus diferencias tienen un comportamiento estacionario.

Gráfico 4.4: Precios internacionales en niveles y en diferencias.



Fuente: Elaboración propia

En la siguiente sección se analiza la estacionariedad de las series de precios a través de las pruebas tradicionales de raíz unitaria y se prueba la existencia de una relación común de largo plazo (cointegración) entre ellas.

## 5 METODOLOGIA EMPLEADA

### 5.1 Análisis de estacionariedad

Para poder evaluar si las tres series de precios tienen una tendencia estocástica común, es necesario evaluar primero el orden de integración de las series. Para ello, se realizan las pruebas tradicionales de raíz unitaria tanto sobre las series en nivel como sobre sus primeras diferencias. Por lo tanto, la estacionariedad de estas series es analizada a través de los tests *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) y *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS). Los resultados se reportan en las Tablas A1 a A3 del Anexo.

En particular, se puede observar que las tres series de precios son no estacionarias, mientras que sus primeras diferencias son  $I(0)$ . Por lo tanto, los precios son integrados de primer orden,  $I(1)$ .

### 5.2 Análisis de cointegración

Al ser las series de precios no estacionarias e integradas de igual orden  $I(1)$  y al dilucidar de manera gráfica una posible relación a largo plazo se realiza un análisis de cointegración de las series de precios de soja, harina y aceite.

La cointegración, concepto desarrollado por Engle & Granger (1987) y posteriormente aplicado a sistemas de ecuaciones por Johansen (1991), consiste en que, para dos o más variables integradas de orden  $d$ , existe una combinación lineal de éstas que resulta integrada de orden 0. En otras palabras, dichas variables comparten una tendencia estocástica común.

Una relación de cointegración también puede ser considerada como una relación de largo plazo o relación de equilibrio hacia la cual se retornará cada vez que el sistema de variables sufra alguna desviación.

En este trabajo se realiza una prueba de cointegración en sistemas siguiendo el enfoque de Johansen-Juselius. Una gran ventaja de este enfoque es la invariancia

de la propiedad de cointegración en la extensión del conjunto de información (ver Juselius, 2006). Esto implica que, una vez que se encuentra prueba de cointegración entre el precio de la soja y sus subproductos, los resultados permanecen válidos si se suman más variables al sistema. Por lo tanto, en este caso habría variables omitidas al adoptar una estrategia de lo particular a lo general.

Para probar la existencia de cointegración en los precios se parte de la especificación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Después de determinar el rango de cointegración, se analizará la significatividad de los coeficientes de ajuste, los cuales nos darán información sobre qué variables ajustan a las desviaciones del equilibrio y cuáles no, en otras palabras, qué variables son endógenas o débilmente exógenas. Las estimaciones consistentes de la relación a largo plazo entre los tres precios se utilizarán para estimar un modelo en cual se busca determinar el margen de molienda de la soja en función de los desequilibrios de los precios de soja, aceite de soja y harina de soja, entre otros factores que afectan a la dinámica de corto plazo.

### 5.3 Modelo de determinación del margen de molienda

El desequilibrio respecto del largo plazo entre el precio de la soja y sus subproductos se incluye en el modelo de determinación del margen de molienda como una variable explicativa más que busca evaluar cómo el desacople de los precios en el largo plazo tiene implicancia en el margen de molienda.

El modelo a estimar, expresado a través de la siguiente ecuación, por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) tiene como variable dependiente el margen de molienda y como variables explicativas el desequilibrio entre los precios y otros factores que fueron señalados anteriormente y discutidos en la literatura, entre ellos: utilización de la capacidad de molienda, volumen de molienda, volumen de compra de soja y precios internacionales y locales.

$$\begin{aligned} \text{margen}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{margen}_{t-1} + \beta_2 \text{desequilibrio}_{t-1} + \beta_3 \text{pricing}_t \\ & + \beta_4 \Delta \ln(\text{utilizacion})_t + \beta_5 \Delta \ln(\text{SBS FAS USD})_t + \beta_6 \Delta \ln(\text{SBS})_t \\ & + \beta_7 \Delta \ln(\text{SBM})_t + \beta_8 D20015M05 + \varepsilon_t \end{aligned}$$



A su vez, se realizan las tradicionales pruebas de diagnósticos: el test LM de Breusch-Godfrey de ausencia de autocorrelación, el test de White de homocedasticidad, el test de Jarque-Bera de normalidad y el test LM de Engle para evaluar la presencia de efectos ARCH.

En la sección 6 se presentan los resultados de la estimación y la simulación del margen de molienda a partir de dichos resultados.

#### **5.4 Prediciendo el margen de molienda. *Bootstrap* con R**

Con el objetivo de obtener un intervalo de confianza de la predicción del margen de molienda a partir del modelo final estimado por MCO, se utiliza la técnica de *bootstrap*.

El *Bootstrap* es un caso especial de simulación de Monte Carlo. Las principales diferencias entre estos dos métodos son que la simulación de Monte Carlo se basa en un número aleatorio y una forma de distribución de datos definida *a priori*, mientras que el *bootstrap* remuestra con reemplazo en los datos reales y las estimaciones realizadas para el período bajo estudio.

Dado que se podrían generar infinitas nuevas muestras mediante el remuestreo con reposición, el método de *Bootstrapping* emplea únicamente una cantidad determinada por el usuario.

En este caso se trabaja con 10.000 replicaciones. Desde este punto de vista, se hace uso, por lo tanto, de la simulación de Monte Carlo. Esta idea fue desarrollada por Bradley Efron en 1979.

Por lo tanto, en este trabajo se utilizará el modelo final estimado como si fuera el proceso generador de los datos para generar la simulación. El objetivo es obtener intervalos de confianza de la predicción del margen de molienda para los valores medios y bajo.

## 6 RESULTADOS

En esta sección, se presentan los resultados obtenidos utilizando el conjunto de información descrito en la Sección 4 y siguiendo el enfoque econométrico y de simulación explicado en la Sección 5.

### 6.1 Relaciones de largo plazo

Debido a la fuerte colinealidad observada entre las tres series de precio (Gráfico 2.2: Serie de precios CBOT en USD por tonelada), se adopta el enfoque de cointegración para determinar la relación de largo plazo entre ellas.

En la sección 5.3 se probó que las tres variables de precios en el CBOT de soja, aceite de soja y harina de soja son no estacionarias e integradas de primer orden.

Los resultados de la prueba de traza de cointegración de Johansen (donde  $r$  indica el rango de cointegración) y de las estimaciones de los parámetros de ajuste y de largo plazo se presentan en la Tabla 6.1.1.

Tabla 6.1.1: Análisis de cointegración entre los precios de CBOT

$r$	Autovalor	Traza	$p$ -valor
0	0.011	30.04	0.05
1	0.003	7.49	0.52
2	0.001	1.63	0.20

Para  $r=1$

Coeficientes de ajuste ( $\alpha$ )		
Variable	Coef.	S.E.
ln (SBO Gx)	-0.0131	0.0072
ln (SBM Gx)	-0.0007	0.0094
ln (SBS Gx)	0.0053	0.0076

Autovectores ( $\beta$ )		
Variable	Coef.	S.E.
ln (SBO Gx)	1	-
ln (SBM Gx)	1.405	0.096
ln (SBS Gx)	-2.071	0.008

Notas: El modelo VAR (1) incluye ocho variables dummies para observaciones 1138, 1118, 852, 874, 977, 1748, 192 y 812.

Los resultados indican que hay una única relación de cointegración si trabajamos con un nivel de significación del 5%. La ecuación siguiente muestra la relación de largo plazo resultante.

$$\ln(SBO Gx) = -1.41 \ln(SBM Gx) + 2.07 \ln(SBS Gx) \quad (1)$$

A la hora de analizar dicha relación es necesario evaluar cuáles variables se ajustaron ante desviaciones de la relación de largo plazo y cuáles no. Para ello, se debe analizar la exogeneidad débil de dichas variables en lugar de asumir qué variables son exógenas (Urbain, 1992; Johansen, 1992).

La Tabla 6.1.1. reportó los resultados de la prueba de exogeneidad débil de cada una de las variables involucradas en la relación de largo plazo a partir de estudiar la significatividad de sus correspondientes ajustes de largo plazo ( $\alpha$ ). Dado que el único coeficiente de ajuste estadísticamente significativo a valores tradicionales es el del precio del aceite de soja, dicha serie  $-\ln(SBO Gx)$ - es expresada como la variable dependiente de la relación de largo plazo, es decir, es el precio que ajusta ante desviaciones de la relación de equilibrio. El precio de la soja y de la harina de soja resultaron débilmente exógenas en esta relación, es decir, que éstas variables son las que generan desviaciones con respecto del equilibrio de largo plazo.

En el largo plazo, el precio de la harina de soja  $-\ln(SBM Gx)$ - tiene un impacto negativo, mientras que el precio de la soja  $-\ln(SBS Gx)$ - tiene un impacto positivo sobre  $\ln(SBO Gx)$ .

Al interpretar coeficientes se tiene en cuenta que todas las variables están en logaritmos y por lo tanto se interpretan como elasticidades. Es decir, cuando el precio de la soja se incrementa un 1%, el precio del aceite aumenta un 2.07%, mientras que, si el precio de la harina aumenta un 1%, el precio del aceite cae un 1.41%.

En resumen, se encontró que existe una tendencia estocástica común en el largo plazo entre el precio de la soja y sus subproductos. A partir de la estimación de dicha relación se construyó una variable definida como el desequilibrio de precios que surge de representar la Ecuación (1) de la siguiente manera:

$$desequilibrio = \ln(SBO \ Gx) + 1.41 \ln(SBM \ Gx) - 2.07 \ln(SBS \ Gx) \quad (2)$$

Con el fin de explicar el margen de molienda de soja en función de los desvíos de largo plazo de los precios y otros factores que afectan a la dinámica del margen como ser: utilización de la capacidad de molienda, volumen de molienda, volumen de compra de semilla y precios internacional y local se estimó un modelo de determinación del margen de molienda, el cual es presentado en la próxima sección.

## 6.2 Estimación de los determinantes del margen de molienda

Se estimaron distintos modelos en los cuales se fue incorporando progresivamente distintas variables explicativas que resultaron estadísticamente significativas en la determinación del margen de molienda.

El margen de molienda de la soja y el volumen mensual de soja comprada a precio para moler podrían ser variables estacionales debido al efecto momento de cosecha, por ese motivo se incorporan rezagos de dichas variables y variables dicotómicas (*dummies*) mensuales que permitan capturar este tipo de comportamiento. Los resultados de cada uno de los modelos estimados se presentan en la Tabla A.4 del Anexo. Los modelos estimados pasan todas las pruebas de diagnósticos a niveles tradicionales de significación.

La Tabla 6.2.1 muestra la estimación por MCO del modelo final seleccionado.

Tabla 6.2.1: Modelo final seleccionado, 2010-2017

<b>Variable dependiente (<i>margen</i>)</b>	<b>MCO</b>
Constante	19.03 (23.50)
$margen_{t-1}$	0.62*** (0.06)
$pricing_t$	0.01*** (0.01)
$\Delta \ln(\text{utilización})_t$	7.43*** (2.41)
$\Delta \ln(\text{SBS FAS USD})_t$	-76.76*** (12.10)
$\Delta \ln(\text{SBS})_t$	34.65* (20.11)
$\Delta \ln(\text{SBM})_t$	42.85*** (17.11)
$desequilibrio_{t-1}$	-7.90 (12.03)
d2015m05	17.28*** (4.66)
R <sup>2</sup> ajustado	0.80
Test Jarque-Bera	2.72 [0.26]
Test LM de Breusch-Godfrey	1.02 [0.37]
Test White	1.04 [0.42]
Test ARCH	1.16 [0.28]

Nota: errores estándar reportados entre paréntesis, p-valores en corchetes. \*\*\*, \*\* y \* indican significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

A partir de los resultados reportados en la Tabla 6.2.1 se puede observar que el margen de molienda depende positivamente del *pricing*, del porcentaje de utilización de la capacidad de molienda en el país y de las variaciones que experimenta el precio internacional de la soja y la harina de soja.

Estos efectos son razonables ya que cuanto más venda el productor, es mejor para el procesador de soja ya que puede cerrar el margen. Suele suceder que se muele soja que llega al puerto sin estar la misma fijada, con la implicancia de no poder cerrar margen, porque no sé cuánto voy a pagar por esa soja. También cuanto más

se muele, las fábricas son más eficientes en el uso de su capacidad y más se licuan los costos totales USD/tn. Y si los precios internacionales son altos, más cotizan los sub-productos que vende la fábrica, incrementando el margen de molienda.

En cambio, la variación en el precio FAS de la soja y el desacople entre los precios internacionales tiene un efecto negativo. Ya que para el procesador cuanto menos pueda pagar por la soja, más rentable es el margen.

En particular, se encuentra que si el volumen mensual de soja comprada a precio para moler se incrementa en cien mil toneladas, el margen se incrementa en 1 USD/ton. Si el porcentaje de utilización de la capacidad de molienda a nivel país se incrementa en un 10%, el margen asciende 0.7 USD/ton. Respecto al efecto positivo de los precios internacionales, se encontró que si el precio de la soja en CBOT se incrementa en un 1%, el margen asciende 0.35 USD por Ton, mientras que un incremento equivalente en el precio de la harina de soja en CBOT aumenta el margen en 0.43 USD por Ton. Esta mayor sensibilidad del margen a las variaciones en el precio internacional de la harina de soja que respecto al grano de soja es esperable ya que, cuando el precio del poroto disminuye más que el de la harina y el aceite de soja, se eleva el valor relativo de estos últimos, haciendo más atractiva su producción.

Sin embargo, si el precio de la soja FAS (medido en dólares) se incrementa en 1%, el margen cae en 0.76 USD por Ton, mientras que un aumento del 1% en el desacople entre los precios (respecto de tu tendencia de largo plazo) genera una disminución en el margen de 0.08 USD/ton.

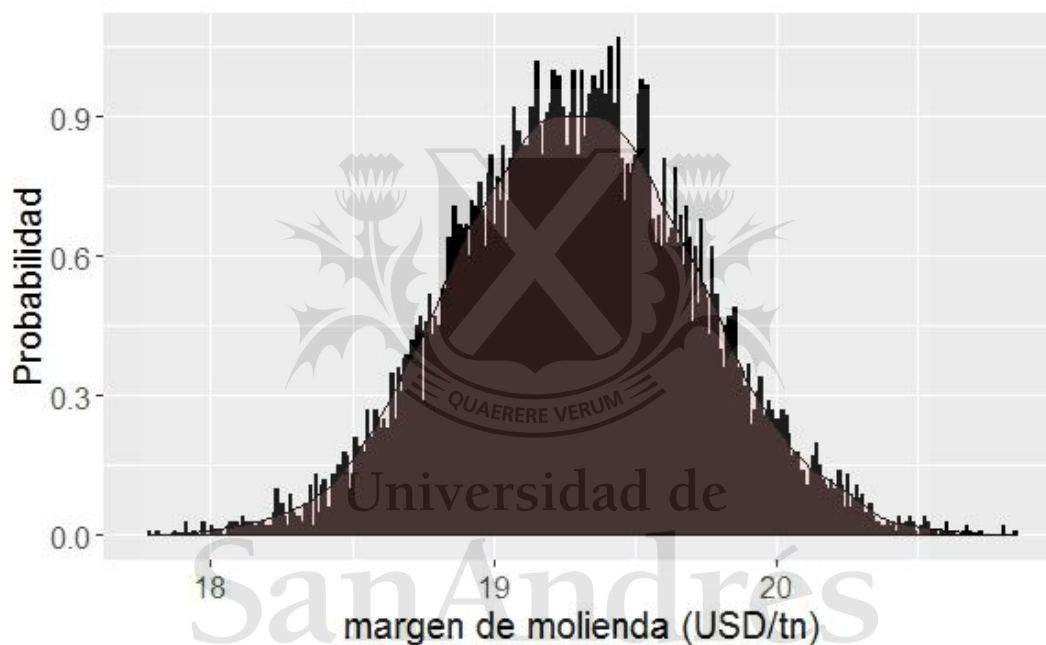
### **6.3 Bootstrapping**

Como se indicó en la sección 5.4, se estimó un intervalo de confianza para la predicción del margen de molienda a partir de la estimación del modelo final anteriormente analizado. Dicha predicción se realizó a través de técnicas de *Bootstrapping* utilizando 10.000 iteraciones y valores medios de todas las variables.

A continuación, el Gráfico 6.3.1 muestra el histograma del margen de molienda obtenido a partir del *Bootstrap*. Las sentencias en R son reportadas en el Anexo.

Se observa que lo más probable es que el margen de molienda de soja se encuentre en 19/19.5 dólares por tonelada. El intervalo de confianza al 95% oscila entre los 18.47 y 20.14 dólares por tonelada.

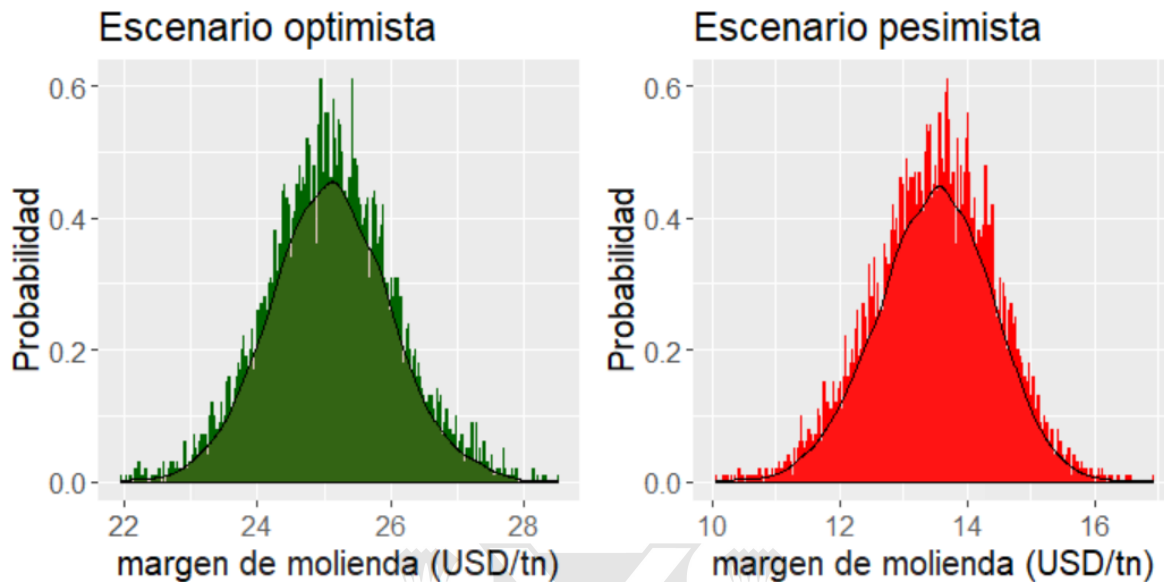
Gráfico 6.3.1: Histograma del margen de molienda simulado (USD/tn)



Fuente: Elaboración propia

Manteniendo el resto de las variables explicativas en sus valores medios, se simularon nuevamente los márgenes de molienda asumiendo un escenario optimista y otro pesimista respecto de la evolución futura de los precios internacional de la soja y la harina de soja. El escenario optimista asume que la variación de los precios es de un desvío estándar por encima de la media histórica para el período de análisis, mientras que el escenario pesimista asume que dicha variación es de un desvío estándar por debajo de la media histórica. El Gráfico 6.3.2 reporta el histograma del margen de molienda en ambos escenarios.

Gráfico 6.3.2: Histograma de la simulación del margen de molienda (USD/tn).



Fuente: Elaboración propia

Bajo el escenario optimista de precios internacionales, el margen de molienda oscilará entre 23.35 y 26.96 dólares por tonelada con un nivel de confianza del 95%.

Sin embargo, bajo el escenario pesimista, el margen de molienda oscilará entre 17.75 y 20.29 dólares por tonelada, para el mismo nivel de confianza. Estos potenciales valores del margen de molienda implicarán para el mercado que, de continuar con precios internacionales bajos y un contexto de alta volatilidad, la Argentina sufriría las consecuencias económicas de esta coyuntura.

Un derrumbe del valor de la soja en el mercado global guarda estrecha relación con el contexto geopolítico, además de los tradicionales fundamentos de oferta y demanda. Esta situación impacta de lleno en la economía argentina, porque la oleaginosa y sus derivados constituyen el principal sector exportador y fuente de divisas del país.

Argentina históricamente convierte más soja en harina para exportación que cualquier otro país. Cuando los precios son bajos, se evidencian más exportaciones de poroto de soja en detrimento de la producción de harina y aceite, desincentivando el agregado de valor local.



## 7 CONCLUSIONES

Es bien sabido que los precios de la soja y sus sub-productos (es decir, harina de soja y aceite de soja) están cointegrados. En este documento, se extiende evidencia empírica mostrando que el margen de molienda es estacionario y, por lo tanto, muestra una dinámica diferente al del precio de la soja o sus sub-productos. Además, se muestra que el precio internacional de la soja, el aceite y la harina comparten una tendencia estocástica común, es decir, tiene una relación de equilibrio de largo plazo. Este hallazgo tiene implicaciones cruciales en términos de gestión y cobertura del riesgo que enfrentan las compañías de molienda, ya que el hallazgo común de tendencias a largo plazo implica que el riesgo de margen de molienda solo refleja los efectos a corto plazo. En este sentido, una de las contribuciones de este trabajo fue evaluar si cambios en la relación de equilibrio de largo plazo entre el precio de la soja y sus subproductos tienen efectos sobre el margen de molienda.

Trabajando con datos mensuales entre 2010 y 2017 se encontró evidencia de cointegración entre los precios en el cual sólo el precio del aceite ajusta en la relación, siendo los otros dos precios débilmente exógenos. En particular, se encontró que en el largo plazo cuando el precio de la soja se incrementa un 1%, el precio del aceite aumenta un 2.07%, mientras que, si el precio de la harina aumenta un 1%, el precio del aceite cae un 1.41%.

En este trabajo se buscó realizar una estimación econométrica de los determinantes del margen de molienda y simular una predicción del margen jugando con distintos escenarios de precios internacionales.

En particular con el modelo final estimado se concluye que el margen podría estar determinado a través del volumen de compra de soja a productores para molienda, del porcentaje de utilización de la capacidad de molienda de la industria, del precio FAS de la soja en dólares, de los precios internacionales de la soja y de la harina de soja y de la relación a largo plazo entre los precios de la soja, harina de soja y aceite de soja.

Se observa que lo más probable es que el margen de molienda de soja se encuentre en 19/20 dólares por tonelada. Y si se compara este valor con los costos totales promedio de 20/22 dólares por tonelada, la industria tendría que ajustarse un poco en costos (hacer más eficientes las fábricas de molienda con tecnología), no seguir creciendo en capacidad de molienda total sino crece el volumen de cosecha (evitar capacidad ociosa), y/o tomar acciones comerciales al momento de compra para que la molienda sea rentable.

En resumen, este trabajo contribuye a comprender un sector importante de la economía argentina, con una mirada más numérica. Los escenarios presentados aquí son un punto de partida de gran utilidad para estudiar estos temas de interés para el sector y la economía argentina en su conjunto.

Posibles líneas futuras de investigación:

- ❖ Ejercer una opción real en procesos de márgenes : Tratar a la decisión de procesar la soja como el equivalente de ejercer un *Call*.
- ❖ Analizar y simular cuál es el mejor modo de realizar una cobertura para el margen de molienda.
- ❖ Estimación de *Farmer Selling*: Modelar los determinantes de la decisión de vender por parte del productor.
- ❖ Estimar un sistema de ecuaciones para abordar la potencial endogeneidad de algunas de las variables explicativas de los modelos como “*pricing*” (volumen de soja comprada a precio para moler).

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Boyd, M. S., Brorsen, B. W., & Grant, W. R. (1987). Soybean crushing margins and risk. *Agribusiness*, 3(2), 235-239.
- Dahlgran, R. A. (2002). *Inventory and transformation risks in soybean processing*. Trabajo presentado en la NCR-134 *Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management*, St. Louis, Missouri, 22-23 de abril de 2002.
- Dahlgran, R. A. (2000). Cross-hedging the cottonseed crush: A case study. *Agribusiness: An International Journal*, 16(2), 141-158.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- García Mirantes, A. Población, J., & Serna, G. (2012). Analyzing the dynamics of the refining margin: Implications for valuation and hedging. *Quantitative Finance*, 12(12), 1839-1855.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Johansen, S. (1992). Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. *Journal of Policy Modeling*, 14(3), 313-334.
- Juselius, K. (2006). *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. Oxford university press.
- Urbain, J. P. (1993). Weak Exogeneity in Error Correction Models. In *Exogeneity in Error Correction Models* (pp. 43-81). Springer, Berlin, Heidelberg.

## ANEXOS

Tabla A.1: Pruebas de raíz unitaria sobre las series en frecuencia diaria

Variable	Trend	$k$	ADF	$b$	PP	$b$	KPSS
mgn	no	1	-7.03***	24	-7.92***	33	0.15
ln (SBO Gx)	si	0	-2.19	4	-2.21	34	0.57***
ln (SBM Gx)	si	0	-2.39	5	-2.35	34	0.85***
ln (SBS Gx)	si	0	-2.20	8	-2.15	34	0.75***
ln (Sbs Fas pesos)	si	0	-2.56	3	-2.45	34	0.17**
ln (TC)	si	0	-2.22	5	-2.22	34	0.88***
ln (Sbs Fas dolares)	si	1	-2.37	24	-2.33	34	0.67***
Board margin	no	3	-4.35***	14	-4.59***	33	1.48
pricing	no	5	-10.72***	26	-40.13***	28	0.25
$\Delta$ mgn	no	6	-22.03***	72	-62.97***	85	0.02
$\Delta$ ln (SBO Gx)	no	0	-43.61***	6	-43.61***	5	0.12
$\Delta$ ln (SBM Gx)	no	0	-44.71***	4	-44.71***	3	0.07
$\Delta$ ln (SBS Gx)	no	0	-45.17***	8	-45.17***	7	0.13
$\Delta$ ln (Sbs Fas pesos)	no	0	-46.78***	5	-46.81***	7	0.05
$\Delta$ ln (TC)	no	0	-43.68***	5	-43.68***	5	0.30
$\Delta$ ln (Sbs Fas dolares)	no	0	-48.57***	24	-48.98***	27	0.09
$\Delta$ Board margin	no	3	-26.52***	28	-47.39***	28	0.02
$\Delta$ pricing	no	8	-23.10***	865	-802.13***	160	0.04

Notas:  $k$  = longitud de rezago seleccionado por SIC,  $b$  = bandwidth Bartlett kernel. \*, \*\* y \*\*\* indica nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente. ADF= Test Dickey Fuller Aumentado, PP = Phillips-Perron, KPSS = Kwiatkowski Phillips-Schmidt-Shin. Se incluyó una constante y una tendencia para variables de nivel que exhibieron un comportamiento de tendencia, de lo contrario solo se consideró una constante. La hipótesis nula del test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) y del test de Phillips-Perron (PP) es la de existencia de una raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad. El test KPSS revierte las hipótesis nula y alternativa.

Tabla A.2: Pruebas de raíz unitaria para las series en frecuencia mensual

Variable	Trend	$k$	ADF	$b$	PP	$b$	KPSS
ln (% utilización país)	no	1	-4.92***	2	-4.24***	5	0.16
ln (copy)	si	0	-1.4	2	-1.37	7	0.29***
ln (costo ttl p1 y p2)	si	0	-5.47***	2	-5.49***	5	0.11
ln (costo ttl p1)	no	0	-5.80***	3	-5.93***	5	0.18
ln (costo ttl p2)	si	0	-5.91***	2	-5.88***	4	0.16*
ln (costo var p1)	no	3	-5.92***	3	-4.37***	5	0.06
costo var p1 y p2	no	4	-7.20***	3	-4.47***	5	0.05
costo var p2	no	4	-7.37***	3	-5.25***	4	0.06
ln (farmer selling pais)	si	0	-4.66***	3	-4.97***	4	0.06
mgn	no	2	-6.18***	2	-4.66***	4	0.06
ln (pricing p1 yp2)	no	4	-5.64***	3	-5.09***	5	0.11
ln (SBO Gx)	si	0	-2.32	1	-2.34	7	0.15**
ln (SBM Gx)	si	0	-2.21	2	-2.38	7	0.23***
ln (SBS Gx)	si	0	-2.25	1	-2.35	7	0.20**
ln (Sbs Fas pesos)	si	0	-2.27	4	-2.79	6	0.06***
ln (TC)	si	0	-2.38	1	-2.39	7	0.24***
ln (Sbs Fas dolares)	si	0	-2.08	3	-2.28	7	0.18**
ln (Board margin)	no	0	-4.31***	3	-4.30***	6	0.52*
ln (crush pais)	si	1	-5.22***	2	-4.44***	4	0.09
ln (share crush)	si	0	-6.92***	4	-7.08***	5	0.18*
ln (molienda p1 y p2)	no	0	-4.95***	2	-4.98***	5	0.15
ln (molienda p1)	no	1	-4.00***	3	-3.67***	6	0.13
ln (molienda p2)	no	0	-7.36***	3	-7.47***	5	0.14

Notas:  $k$  = longitud de rezago seleccionado por SIC,  $b$  = bandwidth Bartlett kernel. \*, \*\* y \*\*\* indica nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente. ADF= Test Dickey Fuller Aumentado, PP = Phillips-Perron, KPSS = Kwiatkowski Phillips-Schmidt-Shin. Se incluyó una constante y una tendencia para variables de nivel que exhibieron un comportamiento de tendencia, de lo contrario solo se consideró una constante. La hipótesis nula del test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) y del test de Phillips-Perron (PP) es la de existencia de una raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad. El test KPSS revierte las hipótesis nula y alternativa.

Tabla A.3: Pruebas de raíz unitaria para las series en diferencias, frecuencia mensual

Variable	Trend	$k$	ADF	$b$	PP	$b$	KPSS
$\Delta \ln$ (% utilización país)	no	9	-9.33***	9	-9.28***	7	0.04
$\Delta \ln$ (copy)	no	0	-9.81***	0	-9.81***	2	0.27
$\Delta \ln$ (costo ttl p1 y p2)	no	0	-12.23***	3	-12.49***	5	0.08
$\Delta \ln$ (costo ttl p1)	no	0	-14.27***	2	-14.43***	5	0.06
$\Delta \ln$ (costo ttl p2)	no	0	-12.87***	8	-17.14***	10	0.21
$\Delta \ln$ (costo var p1)	no	6	-7.46***	2	-9.77***	2	0.04
$\Delta$ costo var p1 y p2	no	9	-7.67***	3	-8.95***	4	0.04
$\Delta$ costo var p2	no	9	-7.02***	2	-11.95***	2	0.03
$\Delta \ln$ (farmer selling país)	no	0	-9.99***	0	-9.99***	0	0.05
$\Delta$ mgn	no	8	-7.27***	7	-8.42***	5	0.03
$\Delta \ln$ (pricing p1 y p2)	no	0	-13.33***	1	-13.35***	4	0.03
$\Delta \ln$ (SBO Gx)	no	0	-9.17***	3	-9.17***	2	0.19
$\Delta \ln$ (SBM Gx)	no	0	-8.35***	0	-8.35***	1	0.09
$\Delta \ln$ (SBS Gx)	no	0	-8.19***	0	-8.19***	1	0.16
$\Delta \ln$ (Sbs Fas pesos)	no	0	-8.33***	3	-8.37***	3	0.04
$\Delta \ln$ (TC)	no	0	-9.42***	0	-9.42***	0	0.20
$\Delta \ln$ (Sbs Fas dolares)	no	0	-8.95***	3	-8.99***	3	0.09
$\Delta \ln$ (Board margin)	no	0	-14.02***	3	-14.13***	8	0.10
$\Delta \ln$ (crush pais)	no	9	-9.51***	8	-8.99***	7	0.05
$\Delta \ln$ (share crush)	no	0	-15.54***	11	-25.98***	14	0.13
$\Delta \ln$ (molienda p1 y p2)	no	0	-12.34***	2	-12.40***	5	0.04
$\Delta \ln$ (molienda p1)	no	0	-8.28***	1	-8.28***	2	0.02
$\Delta \ln$ (molienda p2)	no	0	-15.99***	7	-20.89***	18	0.12

Notas:  $k$  = longitud de rezago seleccionado por SIC,  $b$  = bandwidth Bartlett kernel. \*, \*\* y \*\*\* indica nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente. ADF= Test Dickey Fuller Aumentado, PP = Phillips-Perron, KPSS = Kwiatkowski Phillips-Schmidt-Shin. Se incluyó una constante y una tendencia para variables de nivel que exhibieron un comportamiento de tendencia, de lo contrario solo se consideró una constante. La hipótesis nula del test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) y del test de Phillips-Perron (PP) es la de existencia de una raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad. El test KPSS revierte las hipótesis nula y alternativa.

Tabla A.4.: Comparación de modelos estimador por MCO, 2010-2017

	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4	Mod. 5	Mod. 6	Mod. 7	Mod. 8	Mod. 9	Mod. 10	Mod. 11	Mod. 12
Constante	5.94 (1.60) [0.00]	8.11 (1.62) [0.00]	10.41 (1.76) [0.00]	5.18 (1.48) [0.00]	2.27 (1.65) [0.17]	6.83 (1.83) [0.00]	-36.84 (23.72) [0.12]	-34.8 (23.03) [0.13]	-56.11 (20.53) [0.00]	-109.05 (30.92) [0.00]	-232.95 (65.37) [0.00]	19.03 (23.50) [0.42]
MGN t-1	0.69 (0.07) [0.00]	0.94 (0.09) [0.00]	0.78 (0.07) [0.00]	0.64 (0.07) [0.00]	0.61 (0.07) [0.00]	0.69 (0.07) [0.00]	0.64 (0.07) [0.00]	0.57 (0.07) [0.00]	0.35 (0.07) [0.00]	0.31 (0.07) [0.00]	0.29 (0.08) [0.00]	0.62 (0.06) [0.00]
MGN t-2		-0.36 (0.09) [0.00]										
MGN t-3			-0.32 (0.07) [0.00]			-0.26 (0.06) [0.00]	-0.25 (0.06) [0.00]	-0.28 (0.06) [0.00]	-0.20 (0.06) [0.00]	-0.22 (0.06) [0.00]	-0.22 (0.06) [0.00]	
DMAR				4.47 (2.27) [0.05]	4.3 (2.20) [0.05]							
DABR				10.69 (2.27) [0.00]	8.09 (2.30) [0.00]	6.37 (2.18) [0.00]	5.74 (2.18) [0.01]	5.21 (2.12) [0.01]				
DMAY				4.85 (2.39) [0.04]								
Pricing					0.01 (0.01) [0.00]	0.01 (0.01) [0.00]	0.01 (0.01) [0.00]	0.02 (0.01) [0.00]	0.01 (0.01) [0.00]	0.01 (0.01) [0.00]	0.01 (0.01) [0.00]	0.01 (0.01) [0.00]
$\Delta \ln$ (SBS)						6.19 (3.35) [0.06]	21.96 (7.02) [0.00]	75.61 (11.33) [0.00]	85.86 (11.97) [0.00]	83.34 (11.87) [0.00]	34.65 (20.11) [0.08]	
$\Delta \ln$ (SBO)							-13.57 (5.36) [0.01]	-15.51 (4.78) [0.00]	-18.21 (4.82) [0.00]	-12.33 (5.72) [0.03]		
$\Delta \ln$ (SBS FAS USD)								-59.31 (11.04) [0.00]	-69.9 (11.77) [0.00]	-71.21 (11.82) [0.00]	-76.76 (12.10) [0.00]	
$\Delta \ln$ (SBM)												42.85 (17.11) [0.01]
EC term t-1									33.08 (14.71) [0.02]	35.88 (14.64) [0.01]	-7.9 (12.03) [0.51]	
$\ln$ (CRUSH)											13.56 (6.18) [0.03]	
$\Delta \ln$ (utilización)											-22.81 (11.45) [0.04]	7.44 (2.41) [0.00]
D2015M05												17.28 (4.66) [0.00]
Adj R-squared	0.47	0.54	0.57	0.58	0.60	0.65	0.66	0.68	0.74	0.76	0.77	0.80
F test	85.34 [0.00]	54.65 [0.00]	62.16 [0.00]	33.24 [0.00]	36.27 [0.00]	44.15 [0.00]	36.97 [0.00]	33.79 [0.00]	45.74 [0.00]	41.78 [0.00]	34.11 [0.00]	44.38 [0.00]

Notas: Errores estándar reportados entre paréntesis, *p-values* en corchetes

Tabla A.5.: Sentencia *R-Bootstrapping* media del margen de molienda

```

library(zoo)

datos<-read.csv("C:/Documents and Settings/Natalia
Carlini/Desktop/TESIS MASTER FINANZAS/dmensual.csv")

from <- as.Date("2010-01-01")
to <- as.Date("2017-12-01")
#variable indicadora del tiempo:
month <- seq.Date(from=from,to=to,by="month")
timeIndex <- as.Date(month)
SBO.Gx <- zoo(datos[,5], order.by=timeIndex)
SBM.Gx <- zoo(datos[,6], order.by=timeIndex)
SBS.Gx <- zoo(datos[,7], order.by=timeIndex)
D2015M05 <- zoo(datos[,9], order.by=timeIndex)

EC <-log(SBO.Gx)+1.405063* log(SBM.Gx)-2.071558* log(SBS.Gx)
L1EC <- lag(EC,-1)

margen <- zoo(datos[,2], order.by=timeIndex)
L1margen <- lag(margen,-1)
DIFLSBS <- diff(log(SBS.Gx))
DIFLSBM <- diff(log(SBM.Gx))

Sbs.Fas.dolares <- zoo(datos[,8], order.by=timeIndex)
DIFLSBSFAS <- diff(log(Sbs.Fas.dolares))
pricing <- zoo(datos[,3], order.by=timeIndex)
utilizacion <- zoo(datos[,4], order.by=timeIndex)
Dutilizacion <- diff(log(utilizacion))

newdata <-
cbind(margen,L1margen,pricing,Dutilizacion,DIFLSBSFAS,DIFLSBS,DIFLSBM,
L1EC, D2015M05)
newdata <- newdata[5:nrow(newdata),]

set.seed(123)
bstar=NULL #acá vamos a almacenar los distintos betas que salgan del
bootstrap
n = 92
B=10000 #nro de replicaciones del bootstrap
for (draw in 1:B)
{
  Dstar = newdata[sample(1:n,size=n,replace=T),]
  modelo = lm(margen~L1margen+
pricing+Dutilizacion+DIFLSBSFAS+DIFLSBS+DIFLSBM+L1EC+D2015M05,data=Dstar)
  bstar =rbind(bstar, coef(modelo)) #ahí relleno el vector de los betas
}

#A partir de las 10.000 replicaciones de los beta, calculo 10.000 veces
el margen:
#Cada variable la reemplazo en sus valores medios:

```



```

margen
bstar[,1]+bstar[,2]*mean(Llmargen)+bstar[,3]*mean(pricing)+bstar[,4]*m
ean(Dutilizacion)+bstar[,5]*mean(DIFLSBSFAS)+bstar[,6]*mean(DIFLSBS)+b
star[,7]*mean(DIFLSBM)+bstar[,8]*mean(L1EC)

#correr las líneas 50 a 53 en forma conjunta para ver el gráfico
"Histograma del margen de molienda simulado":
par(mar= c(2, 4, 1, 2))
hist(margen, density=20, breaks=20, prob=TRUE,
      xlab="", ylab="", ylim=c(0, 1),
      main="")

#Intervalo de confianza al 95%:
quantile(margen,0.025)
quantile(margen,0.975)

#Escenario optimista: con los precios 1SD por arriba de la media
histórica
margen_opt
bstar[,1]+bstar[,2]*mean(Llmargen)+bstar[,3]*mean(pricing)+bstar[,4]*m
ean(Dutilizacion)+bstar[,5]*mean(DIFLSBSFAS)+bstar[,6]*(mean(DIFLSBS)+
sd(DIFLSBS))+bstar[,7]*(mean(DIFLSBM)+sd(DIFLSBM))+bstar[,8]*mean(L1EC
)

#Gráfico del escenario optimista:
par(mar= c(2, 4, 1, 2))
hist(margen_opt, density=20, breaks=20, prob=TRUE,
      xlab="", ylab="", ylim=c(0, 1),
      main="")
quantile(margen_opt,0.025)
quantile(margen_opt,0.975)

#Escenario pesimista: con los precios 1SD por debajo de la media
histórica
margen_pes
bstar[,1]+bstar[,2]*mean(Llmargen)+bstar[,3]*mean(pricing)+bstar[,4]*m
ean(Dutilizacion)+bstar[,5]*(mean(DIFLSBSFAS)-
sd(DIFLSBSFAS))+bstar[,6]*(mean(DIFLSBS)-
sd(DIFLSBS))+bstar[,7]*(mean(DIFLSBM)-
sd(DIFLSBM))+bstar[,8]*mean(L1EC)

#Gráfico del escenario pesimista:
par(mar= c(2, 4, 1, 2))
hist(margen_pes, density=20, breaks=20, prob=TRUE,
      xlab="", ylab="", ylim=c(0, 1),
      main="")
quantile(margen_pes,0.025)
quantile(margen_pes,0.975)

```