



Munich Personal RePEc Archive

Effect of the South Pacific Oscillation (ENSO) on soybean crop yield in Argentina

Frank, Luis

DNMyP. Secretaría de Política Económica. Ministerio de Economía,
School of Agriculture. University of Buenos Aires

January 2023

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/117109/>
MPRA Paper No. 117109, posted 21 Apr 2023 05:47 UTC

Efecto de la Oscilación del Pacífico Sur (ENSO) sobre el rendimiento del cultivo de soja en la Argentina

Luis Frank *

Resumen

La investigación climatológica ha asociado la Oscilación del Pacífico Sur (ENSO) con la ocurrencia de fenómenos climáticos extremos en América del Sur, como sequías e inundaciones. Sin embargo, estudios agronómicos y económicos dan cuenta que tales efectos se trasladan débilmente a la producción agropecuaria. El informe se focaliza en el impacto de un cambio en las temperaturas en el Pacífico ecuatorial sobre el rendimiento de soja de la región chaco-pampeana de Argentina. Se parte de la hipótesis de que el efecto del ENSO no es homogéneo en toda la región, razón por la cual se calculan las semi-elasticidades del rendimiento de soja respecto de las temperaturas oceánicas en 15 zonas de la región chaco-pampeana, y se propone un esquema de agregación para proyectar el rendimiento medio nacional. Los resultados confirman que el efecto del ENSO sobre el rendimiento del cultivo de soja no es homogéneo en toda la región, a pesar de lo cual cabe esperar un incremento de 7,7% el rendimiento medio nacional por cada grado adicional de temperatura en las aguas superficiales del Pacífico ecuatorial. El efecto puede oscilar entre 0 y 21% según la zona sin que se note un gradiente en alguna dirección. En el informe se discuten posibles causas de esta variabilidad y alternativas para mejorar la estimación se las semi-elasticidades a nivel zonal y general.

Palabras clave: ENSO, rendimiento, soja.

JEL: Q54

Abstract

Climate research has associated the South Pacific Oscillation (ENSO) with the occurrence of extreme weather events in South America, such as droughts and floods. However, agronomic and economic studies show that such effects are transferred weakly to agricultural production. The paper focuses on the impact of changes in the surface temperature of the equatorial Pacific on soybean yield in the Chaco-Pampean Region of Argentina. It is based on the hypothesis that the ENSO effect is not homogeneous throughout the region, and therefore computes semi-elasticities of soybean yield with respect to oceanic temperatures for 15 zones of the Chaco-Pampean region. Additionally, proposes an aggregation scheme for these semi-elasticities useful to project the national average yield. The results confirm that the effect of ENSO on the yield of the soybean crop is not homogeneous throughout the region, despite which an increase of 7.7% in the average national yield can be expected for each additional degree on the temperature of the surface waters of the Pacific Ocean. The effect can, however, oscillate between 0 and 21% according to the zone, without a clear gradient in any direction being noticed. The paper discusses possible causes of this variability and alternatives to improve the estimation of the semi-elasticities

*DNMyP. Secretaría de Política Económica. Ministerio de Economía. Av. Hipólito Yrigoyen 250, C1086AAB. Buenos Aires, Argentina.

at zonal and general level.

Keywords: ENSO, soybean, yield.

JEL: Q54

1 Introducción

La producción agrícola es fundamental en la cuentas nacionales de Argentina dada su incidencia, directa e indirecta, sobre el PIB, la balanza comercial y ciertos agregados monetarios. En este sentido, es fundamental disponer de una proyección certera de la producción de un cultivo en particular, la soja. En general, la proyección de la producción agrícola se basa en dos componentes: la superficie sembrada (S) y el rendimiento medio del cultivo (R). La primera componente depende fundamentalmente de una decisión económica y ha sido representada históricamente como una función de oferta (ver [2, 3], [8, 9] y [12]) dependiente del propio precio del grano y de los precios de otros productos sustitutos o complementarios. La segunda componente es esencialmente biológica y depende, en el corto plazo, principalmente de la humedad disponible en el suelo. En el largo plazo, en cambio, el rendimiento depende de la tecnología disponible, entendiéndose por tal no sólo las técnicas de cultivo, sino también el avance genético. Las variables económicas, como el precio de los insumos, no explican mayormente los rendimientos a nivel agregado posiblemente porque la producción agropecuaria reproduce “paquetes tecnológicos”, lo que en la práctica equivale a reproducir tecnologías del tipo Leontief.¹ El informe que sigue se focaliza en la proyección de rendimientos en el corto plazo, es decir, en relación a la disponibilidad de agua en el suelo. Conceptualmente, la descomposición propuesta se escribe

$$Q = S \times R \times I \quad (1)$$

donde Q es la producción de soja, S y R son la superficie total y el rendimiento medio, e I es una componente irregular, independiente de las anteriores.

En los últimos años, las condiciones de humedad en la región chaco-pampeana se han asociadas a las fases de la Oscilación del Sur conocidas como El Niño (fase húmeda) y La Niña (fase seca). La Oscilación del Sur es un fenómeno climático que se manifiesta a través de ciclos de calentamiento y enfriamiento de las aguas superficiales del este del océano Pacífico ecuatorial. Si bien la fase de la Niña (enfriamiento de las aguas) ha sido asociada a sequías y el Niño (calentamiento de las aguas del Pacífico) a excesos de humedad, incluso inundaciones, en la región chaco-pampeana, la evidencia de una relación (estadística) entre las fases del ENSO y el rendimiento medio del cultivo es débil. Trabajos recientes (e.g. [5], [6]) hallaron evidencia de una influencia directa del ENSO en los rendimientos de soja de algunas zonas del país, mientras que en otros trabajos (e.g. [4] y [7]) la evidencia sugiere una respuesta asimétrica, con mayor probabilidad de rendimientos por encima de la media en la fase del Niño que de rendimientos por debajo de la media en la fase de la Niña, a nivel nacional. La escasa contundencia de la evidencia empírica tiene múltiples causas. En primer lugar, porque el rendimiento medio nacional de un cultivo no es independiente de la superficie sembrada, la cual depende a su vez de la reacción de los productores a la perspectiva climática predominante al comienzo de la campaña, además del precio del grano y otros sustitutos como ya se mencionó. En segundo lugar, porque el efecto del fenómeno ENSO no es homogéneo en toda la región chaco-pampeana, heterogeneidad ya sugerida en la bibliografía climatológica (ver e.g. [14]). Tercero, el avance tecnológico (cultivos

¹Asimilamos estos paquetes tecnológicos a esquemas de producción optimizados y sugeridos por los profesionales del sector, tanto de INTA como de empresas proveedoras de insumos.

resistentes a la sequía, variedades de ciclo corto, técnicas de labranza almacenadoras de humedad en el suelo, etc.) determinan que el mismo fenómeno climático no produzca el mismo efecto a lo largo del tiempo. Cuatro, las métricas utilizadas para determinar las fases del fenómeno ENSO (i.e., ONI, IRI, ICEN, SOI, etc.) son imperfectas para el propósito que mencionamos porque, en rigor, se basan solamente en mediciones de temperaturas superficiales del océano en un área determinada, las que además se manipulan mediante procedimientos ad hoc para eliminar tendencias de largo plazo. Por estas y otras razones, el informe que sigue tiene por objeto estudiar la relación entre la temperatura media de las aguas del Pacífico y el rendimiento medio del cultivo de soja con fines de proyección.

2 Métodos y resultados

Se compilaron series de rendimiento medio del cultivo soja en 15 zonas de la región chaco-pampeana, NEA y NOA. Las series provinieron de la Bolsa de Cereales de Buenos Aires (BC-BA). Seis de estas series cubrieron las campañas 2000/2001 a 2021/2022, y las restantes nueve, las campañas 2007/2008 a 2021/2022. Las series y la metodología de estimación de la BC-BA puede descargarse libremente de la página web <https://www.bolsadecereales.com/>. De acuerdo a la metodología, los rendimientos medios zonales provienen, en primera instancia, de informantes calificados, y luego se consisten con el balance comercial del cultivo. La zonificación (fig. 1) corresponde también a la BCBA y se basa presumiblemente en criterios de homogeneidad productiva. Por otra parte, se compilaron las temperaturas medias mensuales de aguas superficiales del océano Pacífico en la zona 3:4 de National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA, <https://www.cpc.ncep.noaa.gov/>) y para cada año se promediaron las del período noviembre-abril, semestre que cubre aproximadamente la estación de crecimiento de la soja en la región chaco-pampeana. De este modo se obtuvieron temperaturas medias para cada campaña agrícola entre 2000/2001 y 2021/2022.²

2.1 Estimación de semi-elasticidades

Los rendimientos medios zonales se transformaron en logaritmos y se probó estacionariedad en cada serie a través del *test* de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). La razón de tomar logaritmos tuvo un doble propósito. Por un lado, linealizar la tendencia de largo plazo de los rendimientos y, por otro, estimar directamente las semi-elasticidades como coeficientes de regresión. Por lo reducido del tamaño de las series, se incluyó un solo término de diferencias rezagadas en el modelo subyacente a la prueba ADF. Los resultados del *test* se presentan en el cuadro 1.³ El estadístico crítico para un nivel de rechazo del 5% se calculó con la fórmula de MacKinnon [11],

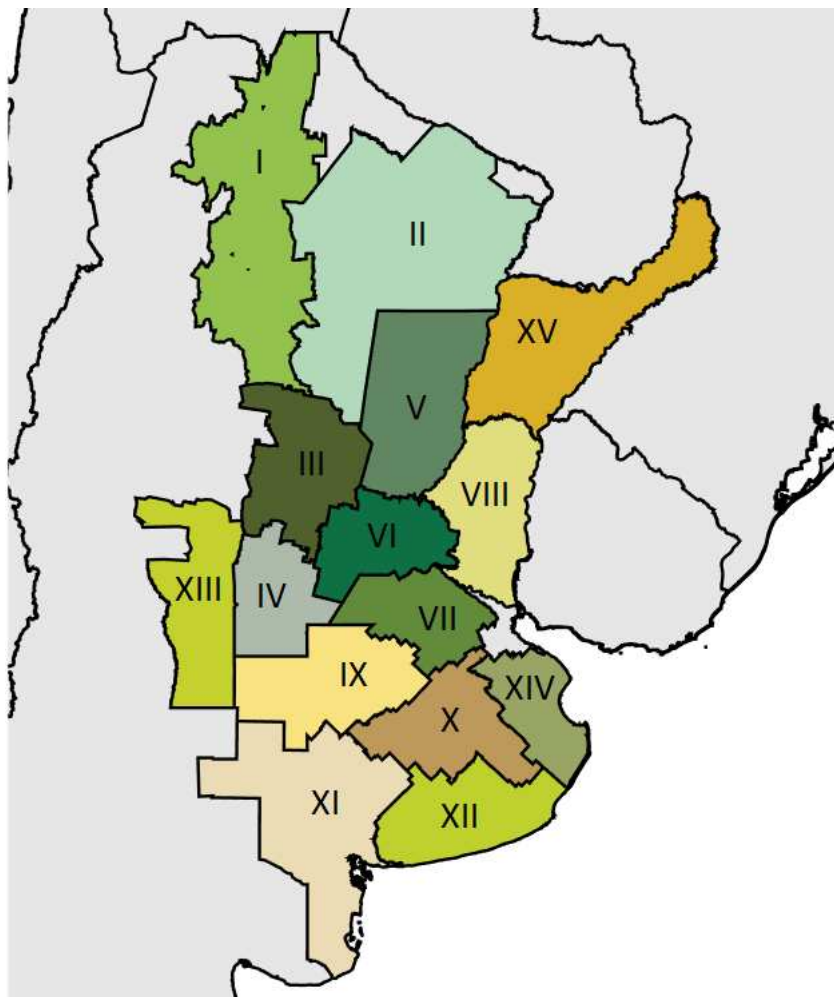
$$t^* = -3,41049 - 4,3904/n - 9,036/n^2 - 45,374/n^3$$

Se puede considerar controversial probar estacionariedad con series de rendimiento, ya que es sabido que los rendimientos siempre suben a largo plazo debido avance genético. Del mismo modo, es sabido también que las temperaturas del Pacífico exhiben una tendencia creciente a largo plazo. No obstante, siendo la tendencia presumiblemente estocástica en ambos casos, tiene sentido probar estacionariedad ya que las conclusiones se circunscribirán a las proximidades del período estudiado.

²Lógicamente, el promedio de temperaturas de noviembre del año t a abril de $t + 1$, corresponden a la campaña $t/t + 1$.

³La zona Otras corresponde, presumiblemente, a la zona XV de la figura 1. La inconsistencia en la denominación de la zona XV es de la propia fuente.

Figura 1: Zonificación de la región chaco-pampeana según BCBA. I, NOA; II, NEA; III, CN Córdoba; IV, S de Córdoba; V, Centro N de Sta. Fe; VI, Núcleo Norte; VII, Núcleo Sur; VIII, Centro E de Entre Ríos; IX, N La Pampa - O Buenos Aires; X, Centro Buenos Aires; XI, SO de Buenos Aires - S La Pampa; XII, SE Buenos Aires; XIV, Cuenca del Salado; XV, Corrientes - Misiones.



De las 15 series de rendimientos, se rechazó la presencia de raíz unitaria en 5, al igual que en la serie de temperaturas medias. En consecuencia, las 5 series no estacionarias fueron candidatas a modelar mediante una regresión estándar del tipo

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i, \quad \epsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

donde x_i es la temperatura media, en grados Celsius, en la i -ésima campaña, e y_i es el rendimiento medio zonal en qq/ha en la misma campaña. Al tratarse de un modelo log-lin, el coeficiente β_1 se interpreta como la semi-elasticidad del rendimiento de soja respecto de la temperatura del Pacífico en el área 3:4. Es decir, $\beta_1 \times 100$ representa el incremento porcentual del rendimiento por cada grado adicional de temperatura en las aguas de dicha zona. Lógicamente, cabe esperar que β_1 tenga signo positivo.⁴ Respecto a las series de rendimientos en las que no se rechazó la presencia de raíz unitaria, éstas fueron diferenciadas y evaluadas nuevamente, resultando estacionarias en primeras diferencias. El modelo propuesto para estas últimas es

$$\Delta \ln y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i, \quad \epsilon_i \sim N(0, \sigma^2). \quad (3)$$

⁴No debe confundir el hecho de que en el modelo conceptual llamamos R al rendimiento y en el modelo de regresión llamamos y a la misma variable, siguiendo la notación típica de los textos econométricos.

Cuadro 1: Parámetros estimados, estadísticos de prueba y estadísticos críticos de Dickey-Fuller utilizados para probar estacionariedad en los rendimientos zonales de soja.

Zona	n	b	s_b	τ	τ^*	Raíz unit.
Centro N Cba	15	-1,2349	0,5182	-2,3831	-3,7568	SI
Centro N Sta Fe	15	-1,4365	0,4606	-3,1188	-3,7568	SI
Centro BA	22	-1,4961	0,3655	-4,0928	-3,6330	NO
Centro E ER	22	-1,5482	0,4195	-3,6901	-3,6330	NO
Cuenca Salado	14	-1,2757	0,4490	-2,8414	-3,7867	SI
N LP-O BA	15	-1,0871	0,3989	-2,7252	-3,7568	SI
NEA	15	-1,9496	0,3692	-5,2806	-3,7568	NO
NOA	15	-0,9307	0,3627	-2,5661	-3,7568	SI
Núcleo Norte	22	-1,2725	0,4667	-2,7267	-3,6330	SI
Núcleo Sur	22	-1,5383	0,3951	-3,8938	-3,6330	NO
Otras	14	-1,0086	0,5773	-1,7471	-3,7867	SI
S Cba	15	-1,1158	0,4344	-2,5689	-3,7568	SI
SE BA	22	-1,4777	0,3697	-3,9970	-3,6330	NO
SL	14	-0,8552	0,4998	-1,7112	-3,7867	SI
SO BA-S LP	22	-1,0985	0,3200	-3,4326	-3,6330	SI

Tanto el modelo en niveles como el modelo en diferencias son modelos válidos porque la serie de temperaturas es estacionaria. Si ésta hubiera resultado integrada, el modelo en diferencias debería haberse reemplazado por un modelo de corrección de errores [1, pp 358-363]. En el modelo (3), el coeficiente de β_1 es la semielasticidad de y respecto de x como en la versión del modelo en niveles. Los resultados del ajuste de ambos modelos pueden hallarse en el cuadro 2. Se puede observar que las semi-elasticidades oscilan aproximadamente entre 0 y 0,2, dependiendo de la zona, con un valor promedio ponderado por superficie de 0,105.⁵ Es decir, por cada grado adicional en las aguas superficiales del océano Pacífico el rendimiento de soja se incrementa aproximadamente 10,5 % o aproximadamente 2,5 qq/ha. No obstante, cabe señalar que sólo seis semi-elasticidades resultaron estadísticamente significativas con probabilidad de error tipo I de 5 % y siete con probabilidad de 10 %, correspondientes al 35 % de la superficie sembrada, aproximadamente. Estos resultados son, posiblemente, conservadores visto que algunas regresiones exhibieron evidencia de heteroscedasticidad y asimetría en la distribución de los residuos.

2.2 Proyección de rendimientos

El rendimiento de la soja a nivel zonal es función log-lin de la temperatura de las aguas superficiales del Pacífico, de manera que $y = e^{f(x)}$. Esta función, que si bien es bastante simple, no es práctica para agregar proyecciones. Para facilitar la agregación podemos expandir y en una serie de Taylor, reteniendo solamente los términos relevantes. Para ello, recordemos que

$$\begin{aligned}
 y &= e^{f(x)} \\
 y' &= e^{f(x)} f'(x) \\
 y'' &= y' f'(x) + y f''(x) = e^{f(x)} f'(x) f'(x) + e^{f(x)} f''(x) \\
 y''' &= y'' f'(x) + y' f''(x) + y' f''(x) + y f'''(x) \\
 &\vdots
 \end{aligned}$$

⁵Utilizamos como ponderadores la superficie promedio de cada zona en los última década

Cuadro 2: Parámetros estimados y estadísticos de prueba t , Durbin-Watson, Glejser y Jarque Bera. El parámetro ρ_1 se estimó a través del método de Cochran-Orcutt.

Zona	Modelo	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	ρ_1	t_{b_1}	DW	$t_{Glejser}$	χ_{JB}^2
Ctro N Cba	$\Delta\log\text{-lin}$	-2,6861	0,0998	–	1,1981	2,9413	1,2821	0,1407
Ctro N Sta Fe	$\Delta\log\text{-lin}$	-2,9954	0,1117	–	1,1488	2,9521	2,1492*	0,5817
Ctro BA	$\log\text{-lin}$	0,1425	0,1138*	–	2,1388	2,2228	-1,93151*	14,709*
Ctro E ER	$\log\text{-lin}$	1,0663	0,0753	–	1,1785	2,6753	-0,3449	15,37*
Ca. Salado	$\Delta\log\text{-lin}$	-5,7422	0,2164	–	1,9905	1,3202	3,2976*	8,4173*
N LP-O BA	$\Delta\log\text{-lin}$	-5,7387*	0,2136*	–	2,3264	2,1001	0,4750	1,4360
NEA	$\log\text{-lin}$	0,0158	0,1123	–	1,0621	1,9506	-0,6667	2,3085
NOA	$\Delta\log\text{-lin}$	-2,2696	0,0837	–	0,6989	2,3921	-0,7184	4,8536
Núcleo Norte	$\Delta\log\text{-lin}$	-1,2838	0,0479	-0,6916*	1,2344	3,3122*	3,9249*	0,4001
Núcleo Sur	$\log\text{-lin}$	1,2197	0,0832*	–	2,3336	2,4921	-1,2094	17,512*
Otras	$\Delta\log\text{-lin}$	-5,2620*	0,1968*	–	2,6166	1,8865	2,8898*	0,0268
S Cba	$\Delta\log\text{-lin}$	-2,9989	0,1120	–	1,3808	2,5801	-0,6339	0,8023
SE BA	$\log\text{-lin}$	0,7001	0,0829*	–	1,9441	2,0220	-0,3094	1,8211
SL	$\Delta\log\text{-lin}$	-0,6434	0,0248	-0,5521*	0,2259	3,0348*	-1,0337	0,3621
SO BA-S LP	$\Delta\log\text{-lin}$	-5,7235*	0,2125*	–	2,9394	2,4539	-1,3853	1,0332

Ahora bien, si $f''(x) = 0$, es decir, $f(x)$ es una función lineal, las derivadas de orden superior se simplifican a

$$\begin{aligned} y'' &= e^{f(x)} f'(x) f'(x) \\ &= y' f'(x) \\ y''' &= y'' f'(x) \\ &= y' f'(x) f'(x) \end{aligned}$$

y si, además, la primera derivada de $f(x)$ es una constante, es decir, $f'(x) = \beta_1$

$$\begin{aligned} y' &= e^{f(x)} \beta_1 = y \beta_1 \\ y'' &= y \beta_1^2 \\ y''' &= y \beta_1^3 \\ &\vdots \end{aligned}$$

Luego, la expansión en serie de Taylor es

$$y = e^{f(x_0)} + e^{f(x_0)} \beta_1 (x - x_0) + e^{f(x_0)} \beta_1^2 \frac{(x - x_0)^2}{2} + \dots$$

donde x_0 es una temperatura arbitraria. Eligiendo el promedio de las temperaturas ($x_0 = \bar{x}$) como punto de referencia, $e^{f(x_0)}$ será el rendimiento promedio zonal del cultivo de soja ($y_0 = \bar{y}$), por lo cual podemos expresar el rendimiento como

$$y = \bar{y} + \bar{y} \beta_1 (x - \bar{x}) + \bar{y} \beta_1^2 \frac{(x - \bar{x})^2}{2} + \bar{y} \beta_1^3 \frac{(x - \bar{x})^3}{6} + \dots \quad (4)$$

o bien,

$$100 \times \left(\frac{y}{\bar{y}} - 1 \right) = 100 \times \beta_1 (x - \bar{x}) + 100 \times \beta_1^2 \frac{(x - \bar{x})^2}{2} + 100 \times \beta_1^3 \frac{(x - \bar{x})^3}{6} + \dots \quad (5)$$

La semi-elasticidad del rendimiento respecto de la temperatura se halla en el entorno de 10^{-1} de manera que el primer término de la expresión se hallará en el orden de las decenas, mientras que el segundo término se hallará en el orden de las unidades, y el tercer término en el orden de las décimas de unidad. Por lo tanto, la expresión anterior puede reducirse, manteniendo una razonable precisión, cancelando todos los términos que involucran potencias de orden igual o mayor a tres.

$$\begin{aligned} 100 \times \left(\frac{y}{\bar{y}} - 1 \right) &\approx 100 \times \beta_1 (x - \bar{x}) + 100 \times \beta_1^2 \frac{(x - \bar{x})^2}{2} \\ &\approx 100 \times \beta_1 (x - \bar{x}) \left[1 + \beta_1 \frac{(x - \bar{x})}{2} \right] \end{aligned} \quad (6)$$

La diferencia $x - \bar{x}$ se conoce como “anomalía” en los textos climatológicos y es la métrica utilizada para construir varios índices del Niño como el ONI. Recordemos, no obstante, que en nuestra fórmula se utilizan anomalías respecto de las temperaturas medias de noviembre-abril. El modelo (6) tiene la ventaja, además de su simplicidad, de que al ser lineal respecto de β_1 y β_1^2 , su agregación es sencilla.

$$\begin{aligned} 100 \times \sum_{j=1}^m w_j \left(\frac{y}{\bar{y}} - 1 \right) &\approx 100 \times \left[\sum_{j=1}^m w_j \beta_{1j} \right] (x - \bar{x}) + 100 \times \left[\sum_{j=1}^m w_j \beta_{1j}^2 \right] \frac{(x - \bar{x})^2}{2} \\ &\approx 100 \times \bar{\beta}_1 (x - \bar{x}) + 100 \times \bar{\beta}_1^2 \frac{(x - \bar{x})^2}{2} \end{aligned} \quad (7)$$

donde w_j es la proporción de la j -ésima zona en la superficie total. Nótese que la versión agregada del modelo no reproduce exactamente la versión zonal factoreada, aunque en la práctica es posible aproximar $(\bar{\beta}_1)^2 \approx \bar{\beta}_1^2$, visto que β_1 se estima en el rango 0-0,2. Como ejemplo de aplicación de la fórmula (7) comparemos la variación esperada en el rendimiento de la campaña 2021/2022 versus la efectivamente observada, considerando una semi-elasticidad agregada de 0,105. Esta semi-elasticidad es el promedio las semi-elasticidades zonales ponderadas la superficie de cada zona en los últimos 10 años. La variación esperada es

$$-8,78 = 100 \times 0,105 \times (25,96 - 26,85) + 100 \times 0,0133 \times \frac{(25,96 - 26,85)^2}{2}.$$

Para la campaña 2021/2022, el rendimiento medio informado por la Secretaría de Agricultura, Gandería y Pesca fue 27,63 qq/ha y el rendimiento medio calculado a partir de una regresión simple de los rendimientos de los últimos 20 años en función del tiempo 29,18 qq/ha, es decir, una variación de $-5,31\%$. Nótese que para calcular la semi-elasticidad agregada utilizamos las proporciones zonales medias de la última década en vez de las de la campaña 2021/2022 para aprovechar un cálculo previo. Nótese además que comparamos el resultado con una estimación de \bar{y} que tuviera en cuenta solamente el avance tecnológico. Para el cálculo de \bar{x} es aconsejable utilizar muestras no demasiado largas porque es sabido que a largo plazo las temperaturas del Pacífico exhiben una tendencia creciente.

Es posible realizar una sintonía fina del parámetro $\bar{\beta}_1$ estimado mediante una regresión polinómica de los desvíos del rendimiento medio nacional respecto de la tendencia lineal sobre las anomalías de las temperaturas, utilizando \bar{b}_1 como información a priori, a la manera del estimador de [13], cuya forma general es

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}^* \\ \mathbf{b} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}^* \\ \mathbf{I}_k \end{bmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\epsilon}_1 \\ \boldsymbol{\epsilon}_2 \end{bmatrix}$$

Los asteriscos indican que no se trata de las matrices \mathbf{X} e \mathbf{y} que dieron lugar al cuadro 2, sino las que surgen de la expresión 7. Obviamente este modelo es heteroscedástico. El ejercicio de sintonía con datos de las últimas dos décadas arroja una estimación $\bar{b}_1 = 0,0774754$. Al plantear el modelo de sintonía fina conviene recordar que se trata de una regresión por el origen y que es preferible no rescalar las variables multiplicando por 100 para no sobre ajustar la semi-elasticidad. Asimismo, es posible que al ajustar esta regresión la estimación de $(\bar{\beta}_1)^2$ sea negativa, aunque no significativa. Dado que el interés primario de la sintonía es ajustar numéricamente \bar{b}_1 aconsejamos ignorar la estimación de $(\bar{\beta}_1)^2$. Si recalculamos la variación esperada del rendimiento con la nueva estimación de $\bar{\beta}_1$, la caída prevista para la campaña 2021/2022 es $-6,63$.

3 Discusión

Los resultados del cuadro 2 muestran que las temperaturas superficiales del océano Pacífico (zona 3:4) afectan directamente el rendimiento del cultivo de soja, al menos en algunas zonas de la región chaco-pampeana. Esta relación se suele dar por sentada debido a la relación entre las temperaturas del Pacífico y fenómenos climáticos extremos como sequías e inundaciones, aunque los estudios agronómicos dan cuenta de las dificultades para explicar el rendimiento medio nacional de soja en función de los índices más difundidos del ENSO. Los mismos resultados sugieren que esta aparente contradicción se debería a que el impacto de los cambios de temperaturas sobre el rendimiento no es homogénea a lo largo de toda la región, aunque esta conclusión debe tomarse con precaución porque se basa en el estudio de series de apenas 13 a 22 años, según la zona.

Una inspección detallada de las series de rendimientos revela que el cultivo de soja se ha expandido notablemente en las últimas dos décadas hacia zonas marginales. Véase por ejemplo el caso de la Cuenca del Salado en la que el cultivo era inexistente antes de la campaña 2008/2009. Por zonas marginales no referimos no solamente a zonas menos productivas por limitantes edáficas o climáticas, sino también a zonas distantes de la industria proveedora de insumos y/o procesadora del producto, con altos costos de transporte y escasa infraestructura. Esta expansión dificulta la modelación del rendimiento a nivel agregado porque combina, para un mismo año, rendimientos de áreas con productividades marginales muy diferentes, introduciendo en la serie agregada comportamientos espurios en relación al fenómeno ENSO. En este contexto, la estimación y posterior agregación de elasticidades zonales sería la forma correcta de proceder, siempre que las zonas definidas por la BCBA sean homogéneas, lo cual no surge claramente de la metodología publicada por dicha institución.

La semi-elasticidades de los rendimientos zonales respecto de las *anomalías* de temperaturas se ubicaron en el intervalo $[0,02; 0,21]$, siendo prácticamente la mitad de ellas estadísticamente mayores a 0. La semi-elasticidad agregada a nivel nacional se ubicó en 0,105, estimación que se redujo a 0,077 luego de un ajuste numérico con datos agregados.⁶ Esto significa que el incremento de un grado Celsius en las temperaturas del Pacífico (respecto de valores medios) repercute en un incremento de 7,7 % en el rendimiento de soja (respecto de valores medios). La proyección de rendimientos para la campaña 2021/2022 con esta semi-elasticidad se ubica en torno a una caída de $-6,63$ % respecto de valores medios, en línea con la variación efectivamente observada fue de $-5,31$ %. El método propuesto, sin embargo, tiene un inconveniente: se basa en desvíos, tanto de temperaturas como de rendimiento, respecto de *valores medios*

⁶A partir de los resultados de [6] surge una elasticidad de -0,27 en episodios de La Niña para EE.UU. y Sudamérica, equivalente a una semi-elasticidad de -0,30.

cuya estimación es exógena al modelo. Provisoriamente propusimos estimar los rendimientos medios de soja mediante una función lineal, criterio que convendría que revisar en el futuro.

El procedimiento propuesto para proyectar los rendimientos de soja no explota la correlación que cabe esperar entre los rendimientos de distintas zonas. El estimador correcto en este sentido sería el estimador asociado al modelo de regresiones aparentemente no relacionadas o SUR (por *Seemingly Unrelated Regressions*). En la práctica fue imposible implementar este estimador por dos razones. La primera, porque es imposible plantear una estructura de covarianza del error cuando algunas series de rendimiento se introducen en niveles y otras en diferencias. La segunda, las series de rendimientos tienen distintos largos, lo cual dificulta cualquier inferencia acerca de las verdaderas correlaciones entre ellas. En un estudio colateral calculamos las correlaciones entre rendimientos de pares de zonas (solamente para el período en que se superponían) y ajustamos estos valores a una función partida de las distancias entre zonas. Es decir, planteamos

$$r_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{ij} + \alpha_2 (x_{ij} - 2) \delta_{x_{ij} \geq 2} + \epsilon_{ij}, \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2), \quad \alpha_1 \leq 0, \alpha_2 \geq 0$$

donde r_{ij} es el coeficiente de correlación muestral de las series i y j , x_{ij} es la distancia entre ambas zonas medida como la cantidad de zonas que las separan más una, y δ es una variable binaria que vale 1 cuando se cumple la condición del subíndice y 0 en caso contrario. El ajuste de este modelo arrojó un $R^2 = 0,49$ y estimación de α_1 y α_2 significativas y dentro del espacio paramétrico, lo cual abre la posibilidad de estimar la estructura de covarianza del error entre zonas a través de las distancias entre ellas.

Referencias

- [1] Asteriou D. y S. Hall, 2011. Applied Econometrics. 2nd Edition. Palgrave MacMillan.
- [2] Brescia V. y D. Lema, 2001. Elasticidades de los principales cultivos pampeanos. I Reunión Rioplatense de Economía Agraria. Montevideo, 18 y 19 de Octubre de 2001.
- [3] Brescia V. y D. Lema, 2007. Supply Elasticities for selected Commodities in MERCOSUR and Bolivia. EC Project EUMercoPol 2005-08. Mimeo.
- [4] Cabrini S., Colussi J. y G. Schmitkey, 2022. Third Consecutive La Niña? What to Expect from Soybean Yields in the United States, Brazil and Argentina. farmdoc daily (12):75.
- [5] de la Casa A., G. Ovando G. y G. Díaz, 2021. ENSO influence on corn and soybean yields as a base of an early warning system for agriculture in Córdoba, Argentina. European Journal of Agronomy, European Journal of Agronomy, volumen 129, septiembre 2021, 126340. ISSN 1161-0301. <https://doi.org/10.1016/j.eja.2021.126340>
- [6] Hamed R., Vijverberg S., Van Loon A. F., Aerts J., y Coumou D., 2022. Persistent La Niña's favor joint soybean harvest failures in North and South America, EGU sphere [preprint], <https://doi.org/10.5194/egusphere-2022-960>
- [7] Irwin S., 2020. The Impact of Preseason La Niña Episodes on Corn and Soybean Yields in Brazil and Argentina. farmdoc daily (10):213, Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- [8] Lanteri L., 1981. Precios y área sembrada de soja. Ensayos Económicos Nro. 17. BCRA. Disponible en <https://www.bcra.gob.ar>
- [9] Lanteri L., 2008. Respuesta a precios del área sembrada de soja en la Argentina. Ensayos Económicos Nro. 52. BCRA. Disponible en <https://www.bcra.gob.ar>
- [10] Lanteri L., 2011. Choques macroeconómicos en la agricultura. Alguna evidencia para la economía argentina. Investigación Económica, vol. LXX, 278, octubre-diciembre de 2011, pp. 75-100.
- [11] MacKinnon J. G., 2010. Critical values for cointegration tests, Queen's Economics Department Working Paper, No. 1227, Queen's University, Department of Economics, Kingston (Ontario).
- [12] Mekbib G. Haile, Jan Brockhaus y Matthias Kalkuhl, 2016. Short-term acreage forecasting and supply elasticities for staple food commodities in major producer countries. Agricultural and Food Economics 4:17. <https://d-nb.info/1113746254/34>
- [13] Theil H., 1963. On the Use of Incomplete Prior Information in Regression Analysis. Journal of the American Statistical Association 58: 302, 401-414. DOI: 10.1080/01621459.1963.10500854
- [14] Zalazar S.M.F., Hurtado R.H. y L.A. Serio, 2013. Predictibilidad de las anomalías de precipitación durante el ciclo de los cultivos de verano en la Región Pampeana, Argentina. Rev. Agronomía & Ambiente 33(1-2): 9-20. FA-UBA, Buenos Aires, Argentina.