

ESTIMACIÓN DE LA OFERTA DE MAÍZ FORRAJERO VERDE EN AGUASCALIENTES MEDIANTE EL MODELO DE NERLOVE, 1985-2019

ESTIMATION OF GREEN FORAGE CORN SUPPLY IN AGUASCALIENTES USING THE NERLOVE MODEL, 1985-2019

Juan Antonio Terrones Morones¹

Resumen

Para el subsector agrícola del estado de Aguascalientes, México, el maíz forrajero verde aporta el 18% del valor total, más de 850 millones de pesos, lo que lo coloca como un cultivo de vital importancia. La estimación de las variables que impactan a la oferta de productos agrícolas es de gran importancia para los tomadores de decisiones, ya sean productores o responsables de la política agrícola. En este sentido, la presente investigación tiene como objetivo estimar la oferta y elasticidades relacionadas al maíz forrajero verde, utilizando el modelo propuesto por Marc Nerlove. Se utilizan datos de series temporales desde 1985 a 2019. El modelo es estimado por mínimos cuadrados ordinarios. Los resultados sugieren que no hay un efecto estadísticamente significativo del rezago del precio medio rural real hacia la superficie sembrada. Las elasticidades calculadas son muy inelásticas tanto a corto como a largo plazo.

Palabras clave: Nerlove, rezagos distribuidos, elasticidades, oferta, maíz forrajero.

Abstract

For the agricultural subsector of the state of Aguascalientes, Mexico, green feed corn contributes 18% of the total value, more than 850 million pesos, which places it as a crop of vital importance. The estimation of the variables that impact the supply of agricultural products is of great importance for decision makers, whether they are producers or agricultural policy makers. In this sense, the present research aims to estimate the supply and elasticities related to green feed corn, using the model proposed by Marc Nerlove. Time series data from 1985 to 2019 are used. The model is estimated by ordinary least squares. The results suggest that there is no statistically significant effect of lagged real rural average price to planted area. The calculated elasticities are highly inelastic in both the short and long run.

Key words: Nerlove, distributed lags, elasticities, supply, feed corn.

Recibido: 1 de noviembre de 2024

Aceptado: 30 de diciembre de 2024

Publicado: 31 de diciembre de 2024

1. INTRODUCCIÓN

En el 2022, el Producto Interno Bruto (PIB) de Aguascalientes fue de 295, 465 millones de pesos, a precios constantes del 2018 en valores básicos, con esto, se colocó como la economía número 25 a nivel nacional comparada con el resto de los estados de México. El principal sector de la economía es el terciario, con 51.2% (151, 295 millones de pesos) de

¹ Licenciado en economía por la Universidad Autónoma Chapingo. Correo: terronesmoronesjuanantonio@gmail.com

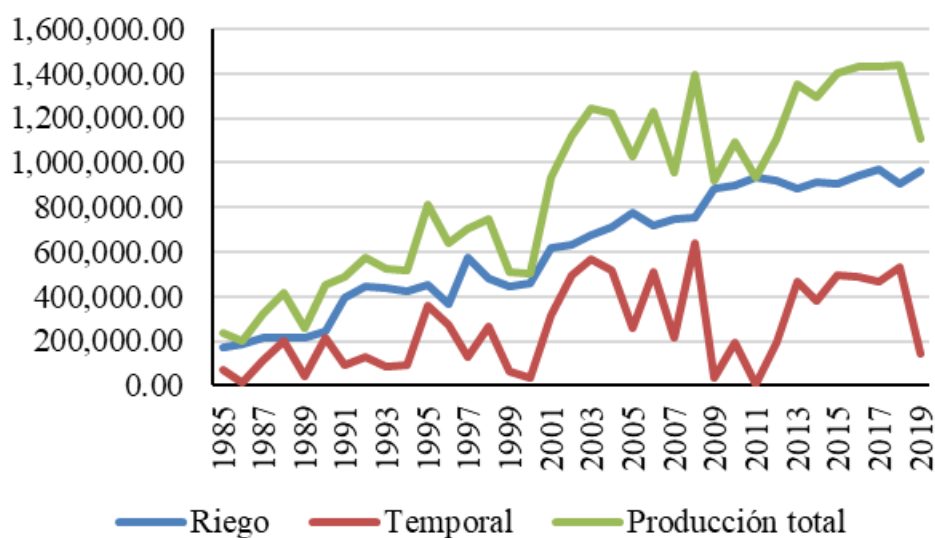
participación, posteriormente le sigue el secundario con 44.4% (131, 216 millones de pesos) y por último el sector primario con solo 4.4% (12, 954 millones de pesos) (Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera [SIAP], 2024)².

El SIAP reporta para la infografía agroalimentaria de 2024 que, dentro del sector primario de la entidad, se encuentra el subsector agrícola, el cual aportó el mayor volumen medido por toneladas, 71.5% del volumen total, aunque fue el segundo lugar en aportar el mayor valor a la entidad, 15.9%, por su parte, el subsector pecuario aportó el 28.4% de volumen total, pero aportó el 84% del valor total, el subsector pesquero solo aportó el 0.1% del volumen y valor total. Además, en el subsector agrícola los principales tres productos de la entidad que aportan al valor total son el maíz forrajero en verde con 18% (853 millones de pesos), la guayaba con el 16.6% (786 millones de pesos) y el tomate rojo con 15.8% (748 millones de pesos), el resto del valor lo aportan la lechuga y la alfalfa con 15.1% (716 millones de pesos) (SIAP, 2024).

El maíz forrajero en verde es principalmente sembrado en la modalidad de temporal en el estado, ya que considerando la superficie sembrada promedio anual del 1985 al 2019, el 73% de la superficie sembrada es de temporal y el resto de riego. Mientras que la producción en su mayoría es en modalidad riego (ver figura 1) aunque la variabilidad de la producción total es atribuible a la producción en modalidad temporal (Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta, [SIACON], 2024)³. La mayor disponibilidad de este cultivo durante el año se encuentra en los meses de agosto y septiembre, que es donde obtiene cerca del 33 y 25.5% de disponibilidad respectivamente (SIAP, 2024).

Figura 1.

Producción total en maíz forrajero verde en Aguascalientes durante 1985-2019, toneladas.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del SIACON (2024).

Conocer la sensibilidad de la demanda o la oferta de los cultivos agrícolas con respecto a su precio (elasticidad precio de la demanda u oferta) tiene una vital importancia, ya que permite a los encargados de la política agrícola tomar decisiones sobre la misma, además, posibilita la realización de pronósticos que contribuyen a tener una perspectiva sobre las condiciones futuras de la oferta y demanda de los cultivos agrícolas (García, García & Montero, 1990).

Debido a la importancia del maíz forrajero en verde en el estado de Aguascalientes, es que se realiza esta investigación. El objetivo es estimar la función de oferta de maíz forrajero en verde mediante el modelo de Nerlove, y así conocer los factores que contribuyen a explicar la misma.

2. PLANTEAMIENTO TEÓRICO

En el diseño de funciones de oferta de productos agropecuarios se consideran los factores como: el precio de bienes que compiten por los mismos factores de producción, el precio de los factores de producción y el precio de venta actual, el precio rezagado del producto de estudio, las temperaturas, la precipitación, los avances tecnológicos incorporados en los procesos de producción (fertilización, productos químicos, mejoramiento genético, etc.) y las acciones o intervenciones del gobierno en el mercado (precios de garantía, aranceles, apoyos a la comercialización, etc.) (García, García & García, 2003).

Para el caso de la oferta de maíz forrajero verde, las variables que afectan de forma directa son el precio medio rural, la expectativa que tienen los productores sobre el precio a futuro, incrementos en la precipitación, alguna mejora tecnológica

² Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP). (2024). Aguascalientes: Infografía Agroalimentaria. Consultar en: <https://www.gob.mx/siap/acciones-y-programas/infografias-agroalimentarias>

³ Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta (SIACON). (2024). Agrícola estatal. SIAP

que pueda incrementar la productividad, etc. De la misma manera, los factores que impactan de forma inversa sobre la producción de maíz forrajero verde sería un incremento en los insumos de producción, como la semilla, los fertilizantes, etc., o un aumento en el precio que recibirán los productores por algún cultivo que compita en la producción, por ejemplo, la alfalfa o la avena.

Matemáticamente es posible expresar la función oferta del maíz forrajero en verde de la siguiente forma:

$$O = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 X$$

En donde O es la oferta del maíz forrajero en verde, P es el precio medio rural y X son el resto de los factores que influyen en la oferta (precio de la semilla y fertilizantes, clima, precio del alfalfa y avena, etc.), los cuales, de acuerdo con Tomek y Kaiser (2014) son conocidos como desplazadores de la curva de oferta, a diferencia del precio (P) que solo afecta a la cantidad ofrecida. Se espera que la relación entre el precio medio rural y la cantidad ofrecida de maíz forrajero en verde sea positiva ($\beta_1 > 0$).

La elasticidad-precio es el cambio porcentual que sufre la cantidad ofrecida a raíz de un cambio porcentual en el precio del bien en estudio:

$$e = \frac{\Delta\%O}{\Delta\%P}$$

En este caso, e mide la sensibilidad en la respuesta o cambio porcentual de la oferta de maíz forrajero verde como consecuencia de un cambio porcentual en el precio medio rural del maíz forrajero en verde.

Si la elasticidad-precio es menor a 1 y mayor a cero, entonces se dice que es inelástica y si es mayor a 1 es elástica. Cuando la elasticidad tiene un valor de cero, la cantidad ofrecida es fija, ya que no responde a cambios en el precio (García, García & Montero, 1990).

2.1. MODELO DE NERLOVE

En la estimación de la oferta de productos agropecuarios se ha incorporado la dinámica temporal, en este sentido, Nerlove (1956, 1958) popularizó el uso de modelos de rezagos distribuidos con un modelo de ajuste parcial, esto con el objetivo de poder superar la dificultad en la estimación de la elasticidad de corto y largo plazo en las funciones de oferta y demanda.

El uso de rezagos en los modelos econométricos tiene como objetivo capturar el efecto completo, no inmediato sino paulatino, que causa una variable independiente a la dependiente al pasar un cierto periodo de tiempo (Nerlove, 1958). Este efecto va decayendo con el paso del tiempo (Tomek y Kaiser, 2014).

El modelo de Nerlove consta del siguiente desarrollo (Nerlove, 1956, 1958; Nerlove & Addison, 1958):

Se supone que la producción planeada, o la producción de equilibrio de largo plazo, (x_t^*), representada por la superficie plantada o cosechada es explicada por el precio rezagado un periodo (P_{t-1}), más una tendencia t , la cual incorpora factores que no es posible tomar en cuenta directamente a la ecuación pero que cambian con el paso del tiempo, el modelo de Nerlove es el siguiente:

$$x_t^* = a_1 + a_2 P_{t-1} + a_3 t \quad (1)$$

La ecuación 1 es expresada en logaritmos. Nerlove propone deflactar P_{t-1} con un índice de los precios de productos que compitan con el cultivo de estudio en el periodo $t - 1$.

Dado que x_t^* no es observable, no es posible estimar la ecuación anterior. Para resolver esta limitación, Nerlove implementa una expresión para explicar el mecanismo de ajuste de la oferta parcial mediante la siguiente expresión:

$$x_t - x_{t-1} = \beta [x_t^* - x_{t-1}], \quad 0 < \beta \leq 1 \quad (2)$$

Donde x_t es la producción o superficie sembrada actual y β es el coeficiente de ajuste que indica la tasa de ajuste de x a x^* .

La ecuación anterior indica que el cambio de los precios esperados por los productores es igual a la proporción del error que cometen al predecir el precio del año anterior (Cancino & Cancino, 2021). La ecuación 2 se sustituye en la 1 y obtenemos el siguiente modelo que es estimable:

$$x_t = a_1 \beta + a_2 \beta P_{t-1} + a_3 \beta t + (1 - \beta) x_{t-1} + v_t \quad (3)$$

$$x_t = \pi_0 + \pi_1 P_{t-1} + \pi_2 t + \pi_3 x_{t-1} + v_t \quad (4)$$

Donde $\pi_0 = a_1 \beta$, $\pi_1 = a_2 \beta$, $\pi_2 = a_3 \beta$ y $\pi_3 = (1 - \beta)$. A partir de la ecuación anterior se pueden estimar los coeficientes de la ecuación 1, así mismo, la también pueden ser derivadas las elasticidades de largo plazo, esto es llamado procedimiento en dos-pasos (Maddala & Lahiri, 2009). El coeficiente de ajuste, β , puede ser obtenido de la ecuación 3 de esta forma: $\beta = 1 - \pi_4$. La elasticidad-precio de largo plazo puede ser obtenida dividiendo el coeficiente del precio rezagado entre el coeficiente de ajuste estimado, β , es decir:

$$\eta_P^{LP} = \frac{a_2 \beta}{\beta} = a_2$$

3. METODOLOGÍA

3.1. DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS

Las variables utilizadas del maíz forrajero verde en esta investigación fueron las siguientes: superficie sembrada total (hectáreas) y precio medio rural real (pesos de junio del 2012 por tonelada).

En esta investigación se utiliza la superficie sembrada, y no la producción obtenida, esto debido a que de acuerdo con el planteamiento teórico de Nerlove (1956, 1958), este modelo considera la actuación de los productores sobre sus expectativas de precios a futuro, así como la superficie sembrada ocurrida en el pasado, los productores pueden ajustar sus decisiones de producción sólo mediante la superficie sembrada. Es decir, la superficie sembrada de maíz forrajero verde muestra: qué cantidad de producción esperan obtener los agricultores tomando en cuenta los precios futuros esperados y la información de producción y precio del pasado.

El cálculo del precio medio rural real fue obtenido dividiendo el precio medio rural entre el índice de precios al productor del maíz forrajero base junio 2012 reportado por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)⁴.

La producción y el precio medio rural se tomaron del Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta (SIACON) del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP).

Se utilizaron variables desde 1985 hasta 2019 de acuerdo con la disponibilidad de los datos.

Fue utilizado el paquete estadístico R Studio para la estimación del modelo econométrico.

3.2. ESPECIFICACIÓN Y ESTIMACIÓN DEL MODELO

El modelo propuesto para esta investigación de acuerdo con Nerlove y la revisión de literatura es el siguiente:

$$\ln SS_t = \phi_0 + \phi_1 \ln PMRR_{t-1} + \phi_2 \ln SS_{t-1} + \phi_3 t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde:

SS_t : Superficie sembrada en Aguascalientes de maíz forrajero en verde en el año t ;

$PMRR_{t-1}$: Precio medio rural real de maíz forrajero en verde en Aguascalientes en el año $(t-1)$;

SS_{t-1} : Superficie sembrada en Aguascalientes de maíz forrajero en verde en el año $(t-1)$;

t : Tendencia en el tiempo;

ε_t : Término de error.

ϕ_0, ϕ_i^s : Término constante y los parámetros de las variables correspondientes.

En la estimación del modelo propuesto se aplicó la metodología econométrica clásica, que consiste en la estimación del modelo propuesto y la comprobación de los supuestos del modelo clásico. En este sentido, primero se realizó el análisis económico de los resultados, que consiste en analizar la congruencia de los resultados obtenidos de acuerdo con la teoría y literatura económica. Posteriormente, fue realizado el análisis estadístico y econométrico del modelo, donde se interpreta la significancia estadística de los parámetros, la R cuadrada y la comprobación de los supuestos del modelo.

Para probar la homocedasticidad de ε_t se utilizó la prueba de Breusch-Pagan-Godfrey, la cual consta de lo siguiente. Se supone que la varianza del error, $V(\varepsilon_t) = \sigma_t^2$, depende de una función lineal conformada por las variables explicativas del modelo, $\sigma_t^2 = f(\theta_0 + \theta_1 x_{1t} + \theta_2 x_{2t} + \dots + \theta_n x_{nt})$, y para probar si σ_t^2 tiene varianza constante, se prueba la hipótesis de $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_n = 0$ (por lo que $\sigma_t^2 = \theta_0$, que es una constante). El procedimiento de la prueba es: Se estima la ecuación 5 y luego se obtienen los residuales, $\hat{\varepsilon}_t$, posteriormente se construye la variable $\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{\varepsilon}_t^2}{n}$ y luego se obtiene la variable $p_i = \frac{\hat{\varepsilon}_t^2}{\hat{\sigma}^2}$ y una vez obtenida p_i se realiza la regresión de $p_i = \theta_0 + \theta_1 x_{1t} + \theta_2 x_{2t} + \dots + \theta_n x_{nt} + \varepsilon_t$ y se obtiene la suma de cuadrados del error (SCE) para construir el siguiente estadístico, $\omega = \frac{1}{2} * SCE$ que tiene una distribución χ^2 con $(m - 1)$ grados de libertad, donde m es el número total de regresores en el modelo (ecuación 5) incluyendo el intercepto. Por lo que si ω es mayor que χ^2 al nivel de significancia seleccionado, se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad. Caso contrario no se rechaza.

El supuesto de ausencia de autocorrelación en ε_t se utilizó la prueba Breusch-Pagan. Se supone que el error de la ecuación 5 sigue un esquema autorregresivo de orden p , $\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \rho_p \varepsilon_{t-p} + \varepsilon_t$, por lo que se prueba la hipótesis nula de $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$. Para esta prueba es necesario utilizar $\hat{\varepsilon}_t$ al estimar el esquema autorregresivo descrito antes, posteriormente se obtiene la R^2 de la estimación anterior, para después obtener el estadístico $(n - p)R^2$ y se compara con χ^2 con p grados de libertad, donde n es el número de observaciones y p el orden del rezago. Si $(n - p)R^2 > \chi^2$ al nivel de significancia seleccionado, se rechaza la hipótesis nula, caso contrario no se rechaza.

⁴ Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2024). Índices de precios al productor. Maíz forrajero verde. Consultar en: <https://www.inegi.org.mx/app/indicesdeprecios/Estructura.aspx?idEstructura=1120008000>

La normalidad de ε_t se utilizó la prueba de Jarque-Bera, esta prueba utiliza el estadístico JB, $JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \left(\frac{(K-3)^2}{24} \right) \right]$, donde n es el tamaño de muestra, S es el coeficiente de asimetría y K el coeficiente de curtosis. Si al obtener el valor de probabilidad, o valor p, del estadístico JB es muy bajo, por ejemplo, menor a 5%, se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuales están normalmente distribuidos. Caso contrario, no es posible rechazar la hipótesis nula de que los residuos tienen una distribución normal.

Por último, la ausencia de multicolinealidad se probó mediante el uso del estadístico de factor de inflación de varianza (VIF). Este estadístico se define $VIF = \frac{1}{1-r^2}$, donde r es la correlación entre la variable explicativa x_1 y x_2 . Como se observa, si r incrementa, el VIF también lo hace. De acuerdo con Gujarati (2004) si el VIF es mayor a 10, se considera que existe un problema de multicolinealidad.

Las tres primeras pruebas suponen en la hipótesis nula, H_0 , la homocedasticidad, ausencia de autocorrelación y la normalidad respectivamente, por ende, un valor p menor al 5% de significancia estadística haría que fuera rechazada la hipótesis nula en favor de la hipótesis alternativa, H_1 , es decir, el supuesto respectivo no se cumple. Para más detalles técnicos de las pruebas puede consultar Maddala y Lahiri (2009), Gujarati (2004) y Kmenta (1986).

4. RESULTADOS

4.1. ANÁLISIS ESTADÍSTICO

El modelo de la ecuación 5 es estimado y se tienen los siguientes resultados:

$$\ln SS_t = -32.207 + 0.281 \ln PMRR_{t-1} + 0.488 \ln SS_{t-1} + 0.018t \quad (6)$$

(14.474)** (0.181) (0.130)** (0.008)**

$n = 35, R^2 = 0.858, \bar{R}^2 = 0.845, EER = 0.206 (gl = 31), F = 62.607^{***} (gl = 3, 31)$

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01, Errores estándar en paréntesis, EER: Error estándar residual.

La interpretación estadística del modelo 6 es la siguiente: el intercepto y la tendencia tienen una significancia estadística individual del 5% de significancia, el rezago de la superficie sembrada tiene una significancia estadística individual del 1% de significancia, por lo que se rechaza la hipótesis nula de que alguno de los coeficientes estimados es cero respectivamente. Por otra parte, el rezago del precio medio rural real no es estadísticamente significativo ni al 10% de significancia, es decir, no se rechaza la hipótesis nula de que el coeficiente estimado es cero a un nivel de significancia del 10%.

El estadístico F con $gl = (3, 31)$, tiene una significancia conjunta del 1%, por lo que se rechaza la hipótesis nula de que todos los coeficientes son simultáneamente cero. Lo que indica que la superficie sembrada o los planes de producción de maíz forrajero verde de los productores, es explicada por el rezago del precio medio rural real, el rezago de la superficie sembrada y la tendencia.

La R cuadrada indica que las variables explicativas del modelo antes citadas explican el 85.8% de la variación de la superficie sembrada y la R cuadrada ajustada muestra que una vez que son consideradas las variables explicativas, el modelo estimado explica el 84.5% de la variación de la superficie sembrada.

El resultado de las pruebas de supuestos del modelo clásico es presentado en la tabla 1. Durante el análisis de los supuestos del modelo estimado, se encuentra que no cumple con el supuesto de normalidad de los errores, ya que la prueba Jarque-Bera indica que hay un 1.9% de probabilidad (o un 98.1% de significancia estadística) de no rechazar la hipótesis de que el término de error sigue una distribución normal.

La conclusión sobre la hipótesis de homocedasticidad de los errores es confusa, ya que el valor p de la prueba de Breuch-Pagan-Godfrey sugiere que a un 5% de significancia no se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad, aunque a un valor del 10% de significancia la hipótesis de homocedasticidad en los residuos se rechaza. También hay que considerar que para muestras pequeñas la prueba es sensible al supuesto de que la distribución de los errores del modelo estimado es normal (Gujarati, 2004).

La autocorrelación en el modelo es ausente, ya que según la prueba de Bresuch-Pagan, el valor p indica que no hay evidencia de autocorrelación de orden 1 a un nivel menor de 5% de significancia estadística.

El factor de inflación de varianza muestra que hay ausencia de multicolinealidad ya que el VIF es menor a 10 entre cada una de las variables explicativas.

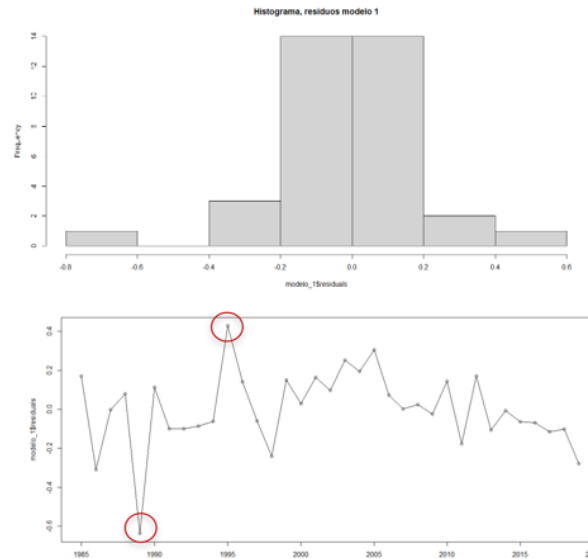
Tabla 1. Resultado de las pruebas de supuestos del modelo clásico de regresión del modelo 1.

Prueba	Resultado
Normalidad	X-squared = 7.8923, df = 2, p-value = 0.01933
Heterocedasticidad	BP = 6.5752, df = 3, p-value = 0.08674
Autocorrelación de orden 1 AR(1)	LM test = 0.00016933, df = 1, p-value = 0.9896
Multicolinealidad	<div style="display: flex; justify-content: space-around;"> $\ln(PMRR_{t-1})$ $\ln(SS_{t-1})$ t </div> <div style="display: flex; justify-content: space-around;"> 1.550293 5.825177 5.583619 </div>

Fuente: Elaboración propia a partir de la salida de R Studio.

Como resultado de las pruebas anteriores, se realizó un análisis de los residuales del modelo para tener un indicio de la falta de normalidad en los residuos. En este sentido, se encontraron 2 valores atípicos que sesgan la distribución de los errores (ver figura 2). El primero de ellos corresponde a 1989 y el segundo es situado en 1995.

Figura 2. Histograma de los residuos y residuos en el tiempo del modelo 1.



Fuente: Elaboración propia.

Por ende, fueron agregadas dos variables categóricas:

D89: Variable categórica que toma el valor de 1 para $t=1989$ y cero en otro caso.

D95: Variable categórica que toma el valor de 1 para $t=1995$ y cero en otro caso.

Por lo tanto, el nuevo modelo a estimar, modelo 2, es el siguiente:

$$\ln SS_t = \phi_0 + \phi_1 \ln PMRR_{t-1} + \phi_2 \ln SS_{t-1} + \phi_3 t + \phi_4 D89 + \phi_5 D95 + \varepsilon_t \quad (7)$$

Los resultados de la estimación del modelo 2 se presentan a continuación:

$$\ln SS_t = -32.618 + 0.013 \ln PMRR_{t-1} + 0.435 \ln SS_{t-1} + 0.019t - 0.811D89 + 0.399D95$$

$$(10.358)^{***} \quad (0.141) \quad (0.093)^{***} \quad (0.006)^{**} \quad (0.169)^{**} \quad (0.150)^{***}$$

$$n = 35, R^2 = 0.933, \bar{R}^2 = 0.921, EER = 0.147 (gl = 29), F = 80.274^{***} (gl = 5, 29)$$

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$, Errores estándar en paréntesis, EER: Error estándar residual.

La significancia individual de los coeficientes muestra que el intercepto, el rezago de la superficie sembrada, la tendencia y el par de variables categóricas tienen una significancia individual del 1%, lo que significa que es rechazada la hipótesis nula de que sus coeficientes respectivos son cero. Mientras que el rezago del precio medio rural real del maíz forrajero no es significativo estadísticamente ni al 10%, es decir, no se rechaza la hipótesis nula de que el precio medio rural real no tiene un efecto sobre la superficie sembrada.

El estadístico F señala que las todas las variables explicativas del modelo 2 simultáneamente son significativas a un 1% de significancia estadística. La R cuadrada indica que el conjunto de variables independientes explica el 93% de la variación de la superficie sembrada.

La comprobación de los supuestos del modelo clásico de regresión en el modelo 2 sugiere una distribución normal en los errores, la prueba Jarque-Bera tiene un valor p de 0.72, es decir, no se puede rechazar la hipótesis nula de que los errores siguen una distribución normal a un nivel de probabilidad mayor al 72%. También según la prueba de Breusch-Pagan-Godfrey los errores son homocedásticos, debido a que el valor p de la prueba es mayor al 5%. La prueba de autocorrelación de orden 1 de Breusch-Pagan indica la ausencia de correlación serial en los errores y el VIF muestra la no presencia de multicolinealidad grave en el modelo estimado.

Tabla 2. Resultado de las pruebas de supuestos del modelo clásico de regresión del modelo 1.

Prueba	Resultado
Normalidad	X-squared = 0.65315, df = 2, p-value = 0.7214
Heterocedasticidad	BP = 3.6533, df = 5, p-value = 0.6003
Autocorrelación de orden 1 AR(1)	LM test = 0.22233, df = 1, p-value = 0.6373
Multicolinealidad	ln(PMRRt-1) ln(SSt-1) t d89 d95 1.838157 5.892812 5.610233 1.286508 1.019614

Fuente: Elaboración propia a partir de la salida de R Studio.

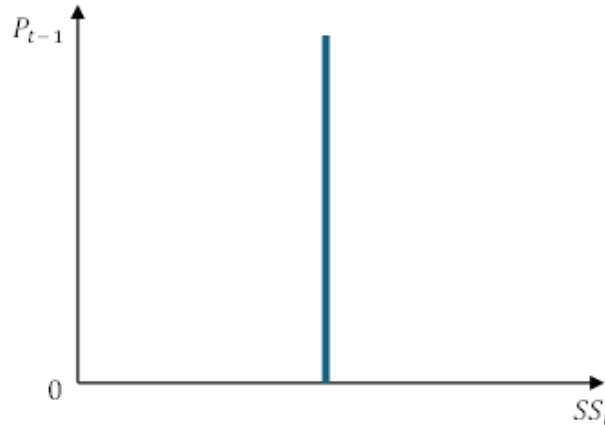
4.2. ANÁLISIS ECONÓMICO

De acuerdo con la consistencia econométrica del modelo 2, se procede a realizar el análisis económico de los resultados. Para facilitar la interpretación, se representa nuevamente el modelo 2.

$$\ln SS_t = -32.618 + 0.013 \ln PMRR_{t-1} + 0.435 \ln SS_{t-1} + 0.019t - 0.811D89 + 0.399D95$$

El valor del coeficiente de 0.013 indica que manteniendo todo lo demás constante, un incremento de 1% en el precio medio rural real del maíz forrajero en verde, provoca que la superficie sembrada de este cultivo incremente en 0.013% en el periodo posterior, esta corresponde a la elasticidad-precio de corto plazo. De la misma manera, para el coeficiente 0.435 sugiere que manteniendo todo lo demás constante, un aumento de 1% en la superficie sembrada actual, tiene como consecuencia un aumento del 0.435% en la superficie sembrada de maíz forrajero verde del próximo año. El coeficiente estimado de 0.019 significa que durante el periodo de estudio 1985-2019 la superficie sembrada de maíz forrajero verde creció a una tasa anual de 0.019%. El par de variables categóricas muestran que en 1989 y 1995 la superficie sembrada fue 0.811% menor y 0.399% mayor respectivamente y manteniendo todo lo demás constante.

Se debe recordar que, en el apartado anterior, se concluyó que el rezago del precio medio rural real del maíz forrajero no tiene algún efecto estadísticamente significativo sobre la superficie sembrada por los agricultores, aunque en este apartado interpretamos los resultados a partir de la estimación puntual, por lo que estadísticamente la elasticidad-precio es cero, gráficamente se expresaría de la siguiente forma:

Figura 3. Superficie cosechada cuando la elasticidad-precio es cero.

Fuente: Elaboración propia.

En coherencia con el planteamiento de Nerlove, el modelo 2 estimado corresponde a la oferta de maíz forrajero verde en Aguascalientes de corto plazo. A partir del modelo anterior se obtiene el coeficiente de ajuste β :

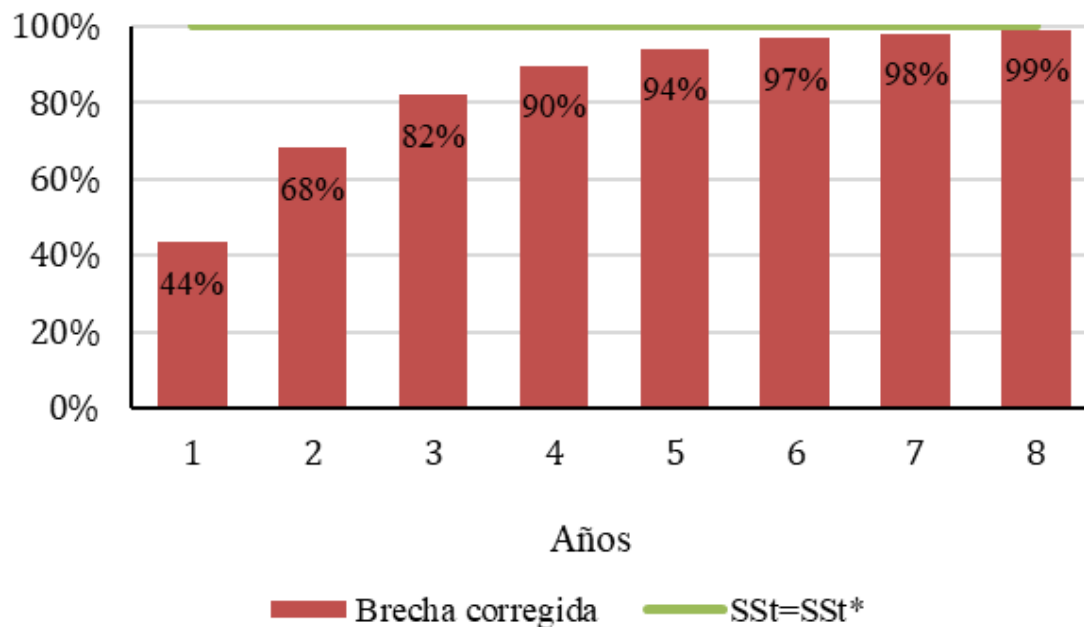
$$\beta = 1 - 0.435 = 0.565$$

Esto significa que poco más del 56% de la discrepancia entre la producción obtenida y la deseada de maíz forrajero verde se corrige dentro de un año. De acuerdo con Rao (1989) el productor se enfrenta a factores climáticos y ambientales que están fuera de su control y que provocan que la producción obtenida por los productores se desvíe de la producción que han planeado. Aunado a esto, en Aguascalientes, considerando la producción promedio anual de maíz forrajero verde del periodo 1985 a 2019 calculada con datos del SIACON (2024), el 70% (612,968 ton) de la producción es en modalidad riego y el otro 30% (258,915 ton) en modalidad temporal, aunque ambas están sujetas a las condiciones climáticas, la más sensible es la producción en temporal. De hecho, considerando el mismo periodo, el acumulado de superficie siniestrada

para riego es de apenas 1,224 hectáreas, mientras que para temporal es de 194,535 hectáreas. En este sentido, esto explica la dificultad de reducir la brecha entre la producción planeada y obtenida a lo largo de los años por parte de los agricultores. De hecho, si suponemos un comportamiento a lo largo de los años del coeficiente de ajuste obtenido, 0.565, la brecha se reduce a casi a cero dentro de más de 8 años (ver figura 4).

Figura 4.

Porcentaje de brecha corregida entre la superficie sembrada realizada y planeada.



Fuente: Elaboración propia.

La elasticidad precio de largo plazo es:

$$\eta_p^{LP} = \frac{0.013}{0.565} = 0.023$$

Lo que significa que ante un incremento del 1% en el precio medio rural real de maíz forrajero, una vez que los productores tengan tiempo suficiente para ajustar sus decisiones de producción, el incremento de la superficie sembrada será del 0.023%. Esta elasticidad es mayor a la elasticidad de corto plazo estimada y ambas son muy inelásticas.

Otros autores obtienen estimaciones que varían con respecto a la estimada en esta investigación, Reyes, Bautista y García (2022) estiman una elasticidad-precio a corto plazo de la oferta para el maíz grano de 0.2, Vázquez y Martínez (2015) reportan una elasticidad precio de la oferta de 0.1477839 y citan a Palma (2001) con una estimación de una elasticidad precio de 0.2909. En las anteriores investigaciones se estiman utilizando maíz grano, y no maíz forrajero en verde, también suelen utilizar metodologías diferentes, en el caso de la primera y tercera investigación citada, los modelos de ecuaciones simultáneas.

5. CONCLUSIONES

El maíz forrajero en verde es un cultivo de gran importancia en el estado de Aguascalientes, ya que aporta el mayor valor total a la entidad.

La estimación de las elasticidades de la oferta es de vital importancia para los planificadores de política agrícola y para los mismos productores. Se encuentra que no existe un efecto estadísticamente significativo del rezago del precio medio rural real de maíz forrajero verde sobre la superficie sembrada del mismo, sin embargo, la superficie sembrada rezagada y la tendencia tienen un efecto significativo positivo sobre la superficie sembrada. Las variables del modelo explican conjuntamente más del 90% de la variación de la superficie sembrada. A partir de la estimación puntual de la elasticidad-precio, se encuentra un impacto muy inelástico tanto a corto como a largo plazo. Además, la discrepancia entre la superficie planeada y la realizada es corregida en periodos de más de 8 años, esto debido a la dependencia de la producción agrícola a las variables climatológicas.

6. BIBLIOGRAFÍA

- Cancino, S., & Cancino, G. O. (2021). Aplicación del modelo de ajuste parcial nerloviano para estimar la elasticidad de la oferta de plátano en Colombia. *Tendencias*, 22(2), 57–75. <https://doi.org/10.22267/rtend.212202.168>
- García, R., García, G. & Montero, R. (1990). *Notas sobre mercados y comercialización de productos agropecuarios*. Edo. De México.
- García, R., García, J. A. & García, R. C. (Colegio de Postgraduados). (2003). *Teoría del mercado de productos agrícolas*. Montecillo: Colegio de Postgraduados.
- Gujarati, D. N. (2004). *Econometría*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Kmenta, J. (1986). *Elements of econometrics*. New York: Macmillan Publishing Company.
- Maddala, G. S. & Lahiri, K. (2009). *Introduction to econometrics*. New Delhi: Wiley India.
- Nerlove, M. (1956). Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities. *Journal of Farm Economics*, 38(2), 496–509. <https://doi.org/10.2307/1234389>
- Nerlove, M. (1958). Distributed Lags and Estimation of Long-Run Supply and Demand Elasticities: Theoretical Considerations. *Journal of Farm Economics*, 40(2), 301–311. <https://doi.org/10.2307/1234920>
- Nerlove, M., & Addison, W. (1958). Statistical Estimation of Long-Run Elasticities of Supply and Demand. *Journal of Farm Economics*, 40(4), 861–880. <https://doi.org/10.2307/1234772>
- Palma, R. J. J. 2001. *El mercado del maíz en México*. Tesis de Maestría de Ciencias en Economía Agrícola y de los Recursos Naturales. Estado de México: Universidad Autónoma Chapingo.
- Rao, J. M. (1989). Agricultural Supply Response: A Survey. *Agricultural Economics*, 3(1), 1–22. doi:10.1111/j.1574-0862.1989.tb00068.x
- Reyes, E., Bautista, F. & García, J. A. (2022). Análisis del Mercado de maíz en México desde una perspectiva de precios. *Acta universitaria*, 32. <https://doi.org/10.15174/au.2022.3265>
- Tomek, W. & Kaiser, H. (2014). *Agricultural product prices*. New York: Cornell University Press.
- Vázquez, J. M. P. & Martínez, M. A. (2015). Estimación empírica de elasticidades de oferta y demanda. *Revista mexicana de ciencias agrícolas*, 6(5), 955-965. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-09342015000500004&lng=es&tlng=es.