



Revista EDUCATECONCIENCIA.

Volumen 16, No. 17.

ISSN: 2007-6347

Periodo: Octubre-Diciembre 2017

Tepic, Nayarit. México

Pp. 257-272

DOI: [https://doi.org/ 10.58299/edu.v16i17.145](https://doi.org/10.58299/edu.v16i17.145)

Recibido: 06 de Diciembre

Aprobado: 08 de Diciembre

Propuesta de modelo econométrico para la evaluación de la productividad de los productores de limón persa del estado de Nayarit, México

Proposal of an econometric model for the evaluation of the productivity of the producers of Persian lime of the state of Nayarit, Mexico

Autores

Miriana Elizabeth Partida Zamora

Universidad Autónoma de Nayarit

miri.zamora@gmail.com

Juan José Mendoza Alvarado

Universidad Autónoma de Nayarit

jmendoza6205@gmail.com

Propuesta de modelo econométrico para la evaluación de la productividad de los productores de limón persa del estado de Nayarit, México

Proposal of an econometric model for the evaluation of the productivity of the producers of Persian lime of the state of Nayarit, Mexico

Autores

Miriana Elizabeth Partida Zamora

Universidad Autónoma de Nayarit

miri.zamora@gmail.com

Juan José Mendoza Alvarado

Universidad Autónoma de Nayarit

jmendoza6205@gmail.com

Resumen

Se presenta la propuesta de un modelo econométrico para la evaluación de la productividad de los productores de limón persa en el estado de Nayarit, México. El modelo fue denominado volumen de producción, respondiendo a la superficie cosechada y a la cantidad de producto ofrecido anualmente en el estado.

Se revisan elementos teóricos, metodológicos con el planteamiento del modelo, el reporte de regresión, las pruebas para validar el modelo, así como los datos analizados; se encuentra una relación positiva entre la superficie cosechada y el rendimiento por hectárea con el volumen de producción.

Palabras clave: modelo econométrico, productividad, productores de limón persa.

Abstract

Present the proposal of an econometric model for the evaluation of the productivity of the producers of Persian lime of the state of Nayarit, Mexico. The model was denominated volume of production, responding to the amount of product offered annually in the state.

Review theoretical and methodological elements, the regression report, the tests to validate the model, as well as the data analyzed; It is found a positive relation between the harvested area and the yield per hectare with the volume of production.

Key words: econometric model, productivity, Persian lime producers

Introducción

La propuesta de modelo econométrico tiene como propósito central explicar si los productores de limón persa del estado de Nayarit, a partir de la introducción del limón de esa variedad como un cultivo exógeno y complementario para el desarrollo del subsector agrícola, han sido productivos.

Surge de la investigación en curso denominada “*El papel de los productores de Limón Persa (Citrus latifolia Tanaka) en el desarrollo local: Una perspectiva desde la competitividad y la productividad*”, que pertenece a la línea de *Planeación y Desarrollo Territorial* de la Maestría en Desarrollo Económico Local de la Universidad Autónoma de Nayarit.

La propuesta del modelo, denominado *volumen de producción*, responde a la necesidad de establecer la productividad como elemento sustantivo de la competitividad en el mercado de los productores de limón persa en el estado de Nayarit. Es una propuesta de modelo básico, que plantea que el volumen de producción (cantidad de producto ofrecido) responde a la cantidad de superficie cosechada (hectáreas) y al rendimiento (toneladas/hectáreas) en forma positiva. Como lo establecen Partida y Meza (2017) la competitividad y la productividad son variables que han persistido a través del tiempo en las discusiones del desarrollo local; la reflexión de su presencia o ausencia dan cuenta del aprovechamiento de los recursos y el planteamiento de alternativas y estrategias (pág. 162).

La propuesta se fundamenta en la denominada metodología tradicional o clásica de la Econometría, la cual según Gujarati y Porter (2009) “aún predomina en la investigación empírica en economía y en las ciencias sociales y del comportamiento” (pág. 2). El documento expone en un primer momento el marco teórico utilizado para el establecimiento del modelo econométrico; enseguida se presentan el modelo matemático y econométrico construidos para el análisis de los datos. Se presenta el análisis de la

naturaleza de series de tiempo, así como las pruebas necesarias para el análisis de estacionariedad.

Se muestra el reporte de regresión y las pruebas realizadas a los parámetros. Se exponen las pruebas individuales a los parámetros y al modelo general para la determinación de su significancia estadística, finalizando con la interpretación del modelo aplicado y las conclusiones.

Marco teórico

La **productividad** es una variable que ha cobrado relevancia en las teorías del desarrollo local y del desarrollo económico local.

El modelo econométrico que se plantea, descansa en el hecho de que la productividad es un elemento fundamental para explicar la idea de si los productores de limón persa del estado de Nayarit poseen la capacidad de producción que pueda convertirlos en sujetos competitivos en un mercado cada vez más exigente y demandante.

En el año 2015, durante el *Encuentro de Ministros de Agricultura de las Américas*, los ministros plantearon la urgencia de incrementar la productividad, debido a que es un factor detonante de la generación de riqueza producto de las actividades agrícolas y de encadenamientos productivos, estableciendo la relación competitividad-productividad, en donde la primera depende proporcionalmente de la segunda.

Se reconoce a la productividad como un imperativo

“para convertir al sector agrícola en un eje del desarrollo y fuente de bienestar para todos, un objetivo que debe concitar el esfuerzo de todos los actores vinculados al sector agrícola lo que permitirá cumplir con el triple propósito de asegurar el abasto de alimentos, contribuir a la sustentabilidad de los recursos naturales e impulsar el desarrollo incluyente en los países de nuestro hemisferio” (IICA-SAGARPA, 2015, p. ii).

En los sistemas productivos locales se identifican las potencialidades y las especificidades que contienen los agrupamientos económicos territoriales, que incluyen también al conjunto de instituciones, reglas y acuerdos locales que los actores socioeconómicos establecen para asegurar el funcionamiento y reproducción de las actividades económicas (Albuquerque, 2014, p. 5).

Las estrategias de desarrollo local que se emprendan, deben priorizar la mayor articulación productiva interna de las economías territoriales, cuyo fin sea superar la situación de desarticulación sectorial. La productividad, si no va acompañada de las actuaciones adecuadas de los actores del entorno para asegurar la colocación y venta de los productos en el mercado, no propiciara desarrollo económico local, es decir, que se puede ser productivo mas no competitivo en los mercados (Albuquerque, 2014, p, 8-10).

La productividad, no depende de forma exclusiva de los productores, sino de los agrupamientos o redes existentes en el territorio, así como de la capacidad de impulsar innovaciones donde se localizan los agrupamientos (Albuquerque, 2002, p. 8).

Un modelo econométrico que explique el volumen de producción, es auxiliar a la comprensión de la productividad, debido a que esta tiene como base la capacidad para ofertar la cantidad de producto que satisfaga las necesidades del mercado.

Los productores de limón persa, para incidir en el desarrollo económico local, requieren ofrecer un tonelaje de producción acorde a los ciclos de producción que les permita ingresar a un mercado, mantenerse en él, o en dado caso, crear uno propio (Amézquita, Vergara y Maza Ávila, 2009, p. 21-22).

Método

Las consideraciones teóricas anteriores, que ponen énfasis en la productividad como característica de los territorios para lograr el desarrollo económico local, permitieron

establecer los modelos matemático y econométrico que se proponen, donde el volumen de producción es el elemento base de la productividad. El modelo matemático establece las relaciones funcionales entre las variables y el sentido de dichas relaciones; el modelo econométrico transforma el modelo matemático en un modelo probabilístico, el cual al incorporar el término de error abre un espacio para incorporar los efectos de las variables que no se incorporaron de forma explícita en el modelo.

Modelo matemático

$$\text{Volumen de producción}_t = f(\text{superficie cosechada}, \text{rendimiento})$$

Modelo econométrico

$$\text{Volumen de producción}_t = \beta_0 + \beta_1(\text{superficie cosechada}_t) + \beta_2(\text{rendimiento}_t) + u_t$$

El volumen de producción (variable dependiente) es explicado por la superficie cosechada y el rendimiento (variables independientes o explicativas). Se establece desde el modelo matemático que la relación entre la superficie cosechada y el volumen de producción es positiva y directa, lo mismo para el rendimiento y la variable dependiente. Los modelos econométricos, no abarcan a todas las variables con capacidad de explicar un fenómeno determinado, por lo que los residuales del modelo contemplan a aquellas variables que afectan al volumen de producción pero que no están presentes en el modelo establecido. Los coeficientes estimados: beta cero, beta uno y beta dos indican el efecto promedio que las variaciones de las variables de la superficie cosechada y el rendimiento tienen sobre el volumen de producción.

Datos

Los datos analizados provienen del Sistema de Información Agroalimentario de Consulta (SIACON) versión 2016, plataforma creada por la Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación (SAGARPA).

Se disponen los datos desde el año 1996, el primero en el que se reporta producción de limón persa en el estado de Nayarit, hasta el año 2014, es decir, 19 observaciones.

Tabla 1. Datos analizados: volumen de producción, superficie cosechada y rendimiento

Año	Volumen de producción	Superficie cosechada	Rendimiento	Observaciones
1996	1248	142	8.789	1
1997	1119	148	7.561	2
1998	725	118	6.144	3
1999	948	154	6.156	4
2000	1052.5	139.5	7.545	5
2001	1287.2	153	8.413	6
2002	976.3	124	7.873	7
2003	1524.25	207	7.364	8
2004	1729.5	253	6.836	9
2005	2296.03	342	6.714	10
2006	2473.85	372	6.65	11
2007	8670.64	1130.2	7.672	12
2008	10735.61	1220.7	8.795	13
2009	11381.73	1322.7	8.605	14
2010	13197.19	1415.45	9.324	15
2011	12931.76	1344.99	9.615	16
2012	14570.25	1463	9.96	17
2013	16288.99	2124.17	7.67	18
2014	18692.44	2169.28	8.62	19

Fuente: elaboración propia con datos del Sistema de Información Agroalimentario de Consulta (2016)

Naturaleza del modelo: series de tiempo y estacionariedad

El modelo econométrico propuesto involucra series de tiempo; debido a ello, debe considerarse la existencia de estacionariedad o no. La estacionariedad consiste en que en un proceso estocástico la media y la varianza sean constantes en el tiempo. Sin embargo, puede presentarse lo contrario, es decir, que las series de tiempo sean no estacionarias, entendido como aquel proceso en el que la media, la varianza o ambas cambian en el tiempo (Gujarati y Porter, 2009, p. 740-741).

En las series de tiempo por niveles, es común la existencia de no estacionariedad. Los datos utilizados en el análisis y aplicación del modelo propuesto, son no estacionarios, es decir, a través del tiempo, la media, la varianza o ambas cambian, lo cual puede observarse en la Figura 1.



Figura 1. No estacionariedad de los datos analizados
Fuente: elaboración propia

Para la realización del modelo, se requirió determinar el orden de las series de tiempo involucradas. Las pruebas de estacionariedad aplicadas fueron las pruebas de Dickey-Fuller aumentada, Phillips-Perron y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin. Las pruebas aplicadas arrojaron la presencia de no estacionariedad por niveles; con las mismas se determinó que existe estacionariedad en primeras diferencias. Las series, para este caso, son de orden uno, es decir, estacionarias en primeras diferencias.

A continuación se establecen las pruebas de hipótesis y la regla de decisión:

H_0 = Existe raíz unitaria, por lo tanto, los datos son no estacionarios

H_1 = No existe raíz unitaria, por lo tanto, los datos son estacionarios

Cuya regla de decisión es: si el p-value de la prueba aplicada es mayor al 5% tenemos presencia de raíz unitaria, por lo que se acepta H_0 , en caso contrario, aceptamos H_1 .

Nota: la hipótesis y regla cambian en la prueba Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, es decir, si el p-value de la prueba es mayor al 5% existe estacionariedad teniendo como H_0 = No existe raíz unitaria, por tanto, los datos son estacionarios, mientras que la H_1 = Existe raíz unitaria, por tanto, los datos son no estacionarios.

Las pruebas confirmaron la no estacionariedad en niveles, y la estacionariedad en primeras diferencias a los datos.

Como las pruebas confirmaban la no estacionariedad en niveles, se aplicaron primeras diferencias a los datos. Las primeras diferencias implican la pérdida de la primera observación, situación que se aprecia en la tabla dos.

Tabla 2. Datos en primeras diferencias

Año	Volumen de producción	Superficie cosechada	Rendimiento	Observaciones
1996	NA	NA	NA	1
1997	-129	6	-1.228	2
1998	-394	-30	-1.417	3
1999	223	36	0.012	4
2000	104.5	-14.5	1.389	5
2001	234.7	13.5	0.868	6
2002	-310.9	-29	-0.54	7
2003	547.95	83	-0.509	8
2004	205.25	46	-0.528	9
2005	566.53	89	-0.122	10
2006	177.82	30	-0.064	11
2007	6196.79	758.2	1.022	12
2008	2064.97	90.5	1.123	13
2009	646.12	102	-0.19	14
2010	1815.46	92.75	0.719	15
2011	-265.43	-70.46	0.291	16
2012	1638.49	118.01	0.345	17
2013	1718.74	661.17	-2.29	18
2014	2403.45	45.11	0.95	19

Fuente: elaboración propia

Estos datos ya son estacionarios y las estimaciones resultantes de su uso consistentes. En la figura dos, se observa el comportamiento de los datos a través del tiempo.

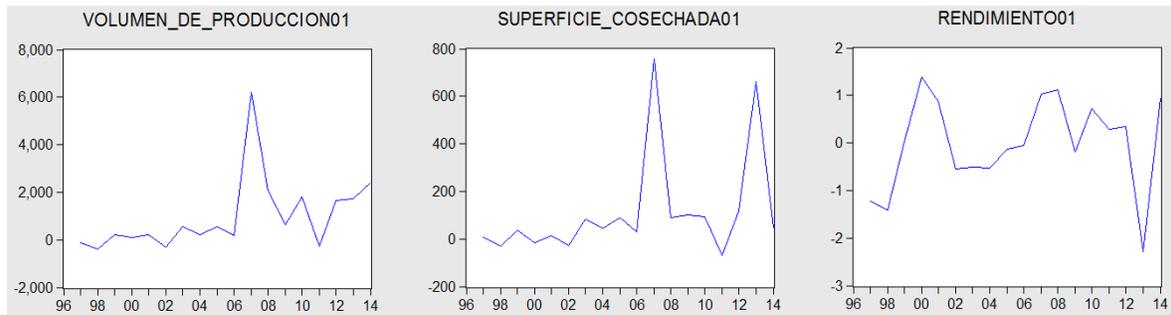


Figura 2. Estacionariedad de los datos en primeras diferencias
 Fuente: elaboración propia

Normalidad de los datos

Se determinó que los datos eran normales, teniendo en cuenta al estadístico Jarque-Bera, cumpliéndose la regla de decisión para aceptar H_0 . Como hipótesis y regla de decisión lo siguiente:

H_0 : los datos son normales

H_1 : los datos no son normales

Regla de decisión: si el *p-value* que corresponde al estadístico Jarque-Bera es mayor al 5% se acepta H_0 ; en caso contrario, se acepta H_1 .

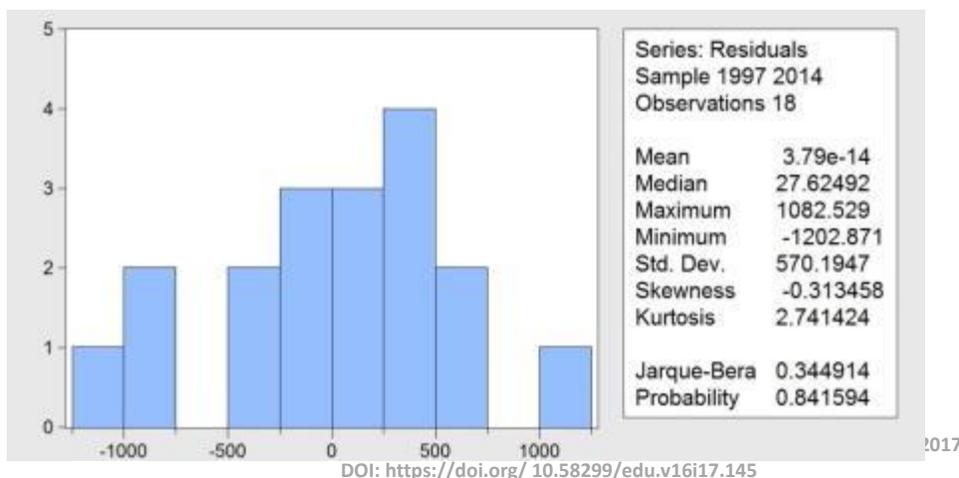


Figura 3. Normalidad de los datos
 Fuente: elaboración propia

IV. Reporte de regresión

Con los datos ya en primeras diferencias se procedió a realizar el reporte de regresión, el resultado puede consultarse en la Figura 4.

Dependent Variable: VOLUMEN_DE_PRODUCCION01
Method: Least Squares
Date: 05/24/16 Time: 18:48
Sample (adjusted): 1997 2014
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	292.0929	161.3691	1.810092	0.0904
SUPERFICIE_COSECHADA...	6.077611	0.664351	9.148192	0.0000
RENDIMIENTO01	794.3868	152.1983	5.219419	0.0001

R-squared	0.868518	Mean dependent var	969.1356
Adjusted R-squared	0.850987	S.D. dependent var	1572.495
S.E. of regression	607.0186	Akaike info criterion	15.80601
Sum squared resid	5527075.	Schwarz criterion	15.95440
Log likelihood	-139.2541	Hannan-Quinn criter.	15.82647
F-statistic	49.54185	Durbin-Watson stat	1.699158
Prob(F-statistic)	0.000000		

Figura 4. Reporte de regresión

Fuente: elaboración propia

Antes de proceder al ejercicio de interpretación de los coeficientes estimados, se aplicaron las pruebas pertinentes para identificar si el modelo tenía problemas de heteroscedasticidad, multicolinealidad y autocorrelación.

Pruebas para detectar heteroscedasticidad

En presencia de heteroscedasticidad la varianza de los errores estocásticos no es la misma. A pesar de que es más común en la información de corte transversal, también puede estar presente en las series de tiempo (Gujarati y Porter, 2009, p. 369). La heteroscedasticidad nos presenta estimadores mínimos cuadrados ordinarios (MCO) lineales e insesgados pero no eficientes.

Las pruebas realizadas con *E-views* fueron las de Breush-Pagan-Godfrey, Glejser, Harvey y White. Las tres primeras pruebas determinaron que no existía en el modelo problema de heteroscedasticidad alguno. Sin embargo, al realizarse la prueba de White, se confirmó la presencia de heteroscedasticidad, por lo que se procedió a aplicar la corrección

denominada errores estandarizados robustos de White, los cuales corrigen la subestimación o sobrestimación de los errores estándar, dan robustez estadística a las pruebas de hipótesis y generan estimaciones más confiables. Con la corrección de los errores estándar robustos de White, se tiene el reporte de regresión que puede consultarse en la figura cinco. Con los datos contenidos en dicho reporte, se prueban las significancias estadísticas de los estimadores y del modelo en general.

Dependent Variable: VOLUMEN_DE_PRODUCCION01
 Method: Least Squares
 Date: 05/25/16 Time: 16:00
 Sample (adjusted): 1997 2014
 Included observations: 18 after adjustments
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	292.0929	158.7476	1.839983	0.0856
SUPERFICIE_COSECHADA...	6.077611	0.695112	8.743359	0.0000
RENDIMIENTO01	794.3868	197.4437	4.023358	0.0011

R-squared	0.868518	Mean dependent var	969.1356
Adjusted R-squared	0.850987	S.D. dependent var	1572.495
S.E. of regression	607.0186	Akaike info criterion	15.80601
Sum squared resid	5527075.	Schwarz criterion	15.95440
Log likelihood	-139.2541	Hannan-Quinn criter.	15.82647
F-statistic	49.54185	Durbin-Watson stat	1.699158
Prob(F-statistic)	0.000000		

Figura 5. Reporte de regresión con corrección de los errores estándar robustos de White
 Fuente: elaboración propia

Para apreciar el ajuste que tienen los errores estándar puede consultarse la figura 6. Nótese que se modifica un tanto la probabilidad de las variables explicativas más estas no dejan de ser significativas estadísticamente.

Dependent Variable: VOLUMEN_DE_PRODUCCION01
 Method: Least Squares

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	292.0929	161.3691	1.810092	0.0904
SUPERFICIE_COSECHADA...	6.077611	0.664351	9.148192	0.0000
RENDIMIENTO01	794.3868	152.1983	5.219419	0.0001

Dependent Variable: VOLUMEN_DE_PRODUCCION01
 Method: Least Squares
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	292.0929	158.7476	1.839983	0.0856
SUPERFICIE_COSECHADA...	6.077611	0.695112	8.743359	0.0000
RENDIMIENTO01	794.3868	197.4437	4.023358	0.0011

Figura 6. Ajuste de los errores estándar
 Fuente: elaboración propia

Pruebas para identificar multicolinealidad y autocorrelación

La multicolinealidad consiste en una relación lineal perfecta o exacta entre algunas o varias variables explicativas de un modelo de regresión (Gujarati y Porter, 2009, p. 321). En presencia de multicolinealidad perfecta, los coeficientes de regresión de las variables X son indeterminados, y sus errores estándar, infinitos, lo que nos representa una dificultad en la estimación de los parámetros con precisión o exactitud, a pesar de que estos sigan siendo MELI (Mejores Estimadores Lineales Insesgados).

Para identificar la multicolinealidad debe observarse en primer término la significancia de los parámetros y también el valor de R^2 . A primera vista los parámetros son significativos con un valor de R^2 . La matriz de correlación, también usada para identificar la colinealidad, indica que entre las variables explicativas no existe tal caso. Por lo que se determinó, que para el modelo presentado, no se tienen problemas de multicolinealidad.

	VOLUMEN_DE_PRODUCCION01	SUPERFICIE_COSECHADA01	RENDIMIENTO01
VOLUMEN_DE_PRODUCCION01	1.000000	0.793552	0.367340
SUPERFICIE_COSECHADA01	0.793552	1.000000	-0.146265
RENDIMIENTO01	0.367340	-0.146265	1.000000

Figura 7. Matriz de correlación para identificar colinealidad
 Fuente: elaboración propia

La autocorrelación, definida como “la correlación entre miembros de series de observaciones ordenadas en el tiempo [como en datos de series de tiempo] o en el espacio [como en datos de corte transversal] (Kendall y Buckland citados en Gujarati y Porter, 2009, p. 413). Al igual que la heteroscedasticidad, hace que los estimadores de MCO usuales, a pesar de ser lineales e insesgados, y teniendo una distribución asintóticamente normal, dejen de ser eficientes, es decir, no tienen varianza mínima en todos los estimadores lineales insesgados.

Se presentan las pruebas aplicadas que determinaron que en el modelo propuesto para *volumen de producción* no existe autocorrelación.

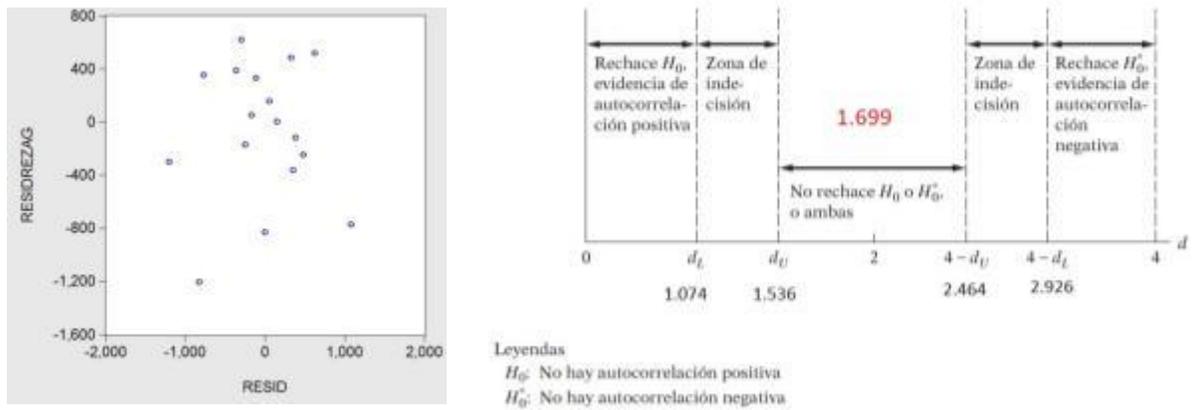


Figura 8. Correlación Durbin-Watson e ilustración gráfica
 Fuente: elaboración propia

La prueba gráfica indica que no existe autocorrelación, y con la prueba del estadístico de Durbin-Watson, pareciera confirmarse. Para determinar de forma concluyente, se procedió a realizar el correlograma y la prueba de correlación serial LM, pruebas que confirmaron la ausencia de autocorrelación.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	0.010184	Prob. F(2,13)	0.9899
Obs*R-squared	0.028157	Prob. Chi-Square(2)	0.9860

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 05/24/16 Time: 18:53
 Sample: 1997 2014
 Included observations: 18
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.379890	175.1636	0.019296	0.9849
SUPERFICIE_COSECHADA...	-0.009670	0.716839	-0.013489	0.9894
RENDIMIENTO01	16.30881	199.4422	0.081772	0.9361
RESID(-1)	0.048099	0.376077	0.127898	0.9002
RESID(-2)	-0.043840	0.394428	-0.111149	0.9132

R-squared	0.001564	Mean dependent var	3.79E-14
Adjusted R-squared	-0.305647	S.D. dependent var	570.1947
S.E. of regression	651.5324	Akaike info criterion	16.02666
Sum squared resid	5518429	Schwarz criterion	16.27399
Log likelihood	-139.2400	Hannan-Quinn criter.	16.05077
F-statistic	0.005092	Durbin-Watson stat	1.725009
Prob(F-statistic)	0.999941		

Figura 9. Prueba de correlación serial LM

Fuente: elaboración propia

La prueba de correlación serial LM, aplica la siguiente hipótesis:

H_0 : los residuales no están correlacionados;

H_1 : los datos si están correlacionados

Regla de decisión: p -value de chi cuadrada es mayor al 5% se acepta H_0 .

Por lo que, de acuerdo con la prueba de correlación serial LM, los residuales no están correlacionados, situación que se prueba en los correlogramas de la Figura 10, donde se muestra una caminata de memoria corta.

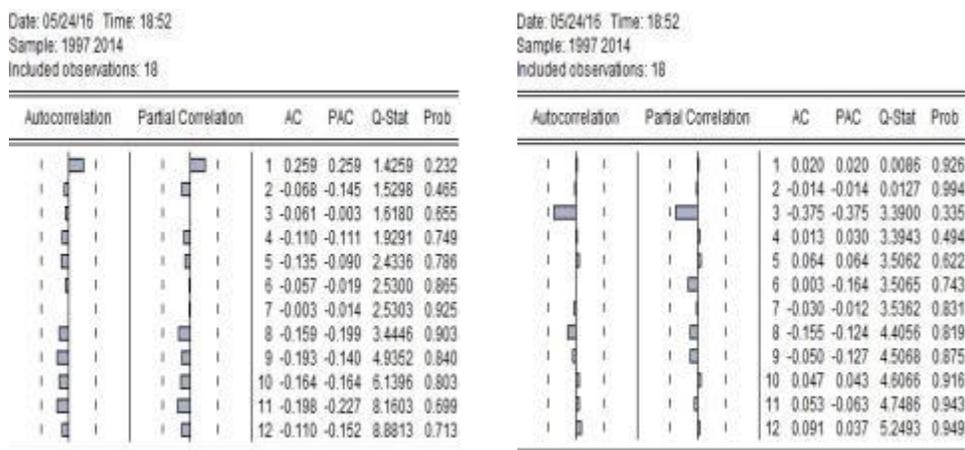


Figura 10. Correlograma de residuales al cuadrado y correlogramas residuales
 Fuente: elaboración propia

Interpretación del modelo econométrico y conclusiones

Con los parámetros obtenidos una vez hecha la corrección de heteroscedasticidad y con los errores estandarizados robustos de White, observamos que cuando se incrementa la superficie cosechada en una hectárea más, el volumen de producción crecerá en 6.1 toneladas en promedio. Mientras que el rendimiento por hectárea aumenta la producción total de limón persa en el estado de Nayarit en 794.39 toneladas.

Lo anterior confirma, hasta el momento, que en el estado de Nayarit se tienen niveles de producción satisfactorios para cubrir la demanda de limón persa. No es

concluyente el modelo, dado que se requiere de un análisis aún más profundo, en el que se incluya también la característica de competitividad, para ahora sí, confirmar si los productores de limón persa son productivos y, en su caso, competitivos.

La investigación *El papel de los productores de Limón Persa (Citrus latifolia Tanaka) en el desarrollo local: Una perspectiva desde la competitividad y productividad*, tiene una composición mixta, por lo que la econometría en su aplicación, la dota de robustez en lo cuantitativo, elemento inherente de toda investigación, pues los datos son aquellos que nos demuestran si los supuestos establecidos por los investigadores tienen un respaldo real.

Referencias

- Albuquerque, F. (2001). La importancia del enfoque del desarrollo económico local. En O. Maderoy, & A. Vázquez Barquero, *Transformaciones globales, instituciones y políticas de desarrollo local* (pág. 16). Rosario, Argentina: Homo Sapiens.
- Albuquerque, F. (Abril de 2004). Desarrollo económico local y descentralización en América Latina. *CEPAL*(82), 157-171.
- Albuquerque, F. (2004). *El enfoque del desarrollo económico local*. Buenos Aires: Organización Internacional del Trabajo.
- Albuquerque, F. (4 de Enero de 2012). *Reflexión estratégica sobre nuevos ámbitos de intervención de las agencias de desarrollo local*. Recuperado el 10 de Abril de 2016, de ConectaDEL: http://www.conectadel.org/wp-content/uploads/downloads/2014/04/intervencion_de_las_ADEL_2012.pdf
- Albuquerque, F. (Noviembre de 2014). *Globalización, competitividad y desarrollo económico local*. Recuperado el 10 de Abril de 2016, de Desarrollo Económico Local: material docente de Francisco Albuquerque: http://www.delalburquerque.es/downloads/AUTOBIOGRAFIA_DOCUMENTAL_Globalizacion.pdf
- Amézquita López, J. A., Vergara Schmalbach, J. C., & Maza Ávila, F. J. (2009). *Modelamiento de cadenas agroindustriales mediante simulación de redes*. Cartagena, Colombia: Universidad de Cartagena.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Econometría* (Quinta ed.). México: McGraw-Hill.
- IICA-SAGARPA. (2015). *“Una productividad competitiva, incluyente y sustentable: oportunidad para el continente americano”*. Cancún: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura.

- Partida, M. E. y Meza E. (2017). *La competitividad y la productividad del limón persa en Nayarit, (México)*, Cuadernos del CLAEH, segunda serie, año 36, No. 105, pp. 159-174.
- Quintana, L y Mendoza M. A. (2008). *Econometría Básica, Modelos y aplicaciones a la economía mexicana*, Edit. FES Acatlán, DGAPA y Plaza y Valdés Editores.
- Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta. (2016). *Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera. Limón persa*. México: SAGARPA.