



EVOLUCIÓN DE LA SUPERFICIE CULTIVADA DE FRIJOL E IMPACTO ECONOMICO DE LA SEQUÍA SOBRE SU RENDIMIENTO BAJO CONDICIONES DE TEMPORAL EN MÉXICO

EVOLUTION OF THE AREA CULTIVATED TO COMMON BEAN AND ECONOMIC IMPACT OF DROUGHT ON ITS YIELD UNDER RAINFED CONDITIONS IN MEXICO

María R. Prieto-Cornejo¹, Jaime A. Matus-Gardea², Francisco Gavi-Reyes^{1*}, José M. Omaña-Silvestre², José J. Brambila-Paz², Julio Sánchez-Escudero³ y Miguel A. Martínez-Damián²

¹Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo (COLPOS-CM), Posgrado de Hidrociencias. ²COLPOS-CM, Posgrado de Estadística, Socioeconomía e Informática. ³COLPOS-CM, Posgrado de Agroecología, Montecillo, Texcoco, Estado de México, México.

*Autor para correspondencia (gavi@colpos.mx)

RESUMEN

El frijol (*Phaseolus vulgaris*) es el segundo cultivo más importante en México, después del maíz por la superficie sembrada; sin embargo, de acuerdo con datos oficiales, en las últimas décadas han disminuido la superficie y producción, lo cual puede estar relacionado con la variabilidad del clima, en especial de la precipitación, en los ciclos de producción primavera-verano y otoño-invierno. El objetivo del presente estudio fue analizar la evolución de la superficie de producción de frijol en temporal en México y la relación entre la sequía y el rendimiento en el periodo 1980-2016. Con información de las bases de datos disponibles del cultivo se analizó la evolución del área sembrada, cosechada y siniestrada, y del rendimiento de grano, y con información del clima se calculó el índice de sequía, que consiste en la desviación de la precipitación con respecto a la media normal (DP) para el periodo estudiado. Con base en la DP se fijó una variable de clasificación "Dummy" de sequía en una base de datos de 37 años, para 21 estados de México en el ciclo de primavera-verano y 10 en el ciclo de otoño-invierno. La DP y la variable de clasificación se analizaron mediante un modelo econométrico de efectos fijos. Con respecto a la evolución del cultivo, hubo incremento del área siniestrada y disminución tanto del área sembrada como del rendimiento. El modelo estimado para el ciclo primavera-verano fue significativo a una $P \leq 0.05$, con una R^2 de 0.55, que indica que la sequía reduce el rendimiento en 53 kg ha⁻¹. El bajo ajuste de los modelos sugiere que hay otros factores, además de la precipitación, que afectan la producción de frijol de temporal en México.

Palabras clave: *Phaseolus vulgaris* L., sequía, temporal, desviación de la precipitación, Dummy.

SUMMARY

Common bean (*Phaseolus vulgaris*) is the second most important crop in Mexico after maize on planted area; however, according to official data, in the last decades the area and production have decreased, which may be related to climate variability, especially precipitation, in both the Spring-Summer and Fall-Winter production cycles. The objective of this study was to analyze the evolution of the rainfed area for production of common bean in Mexico and the relationship between drought and yield in the period 1980-2016. Based on information from the available databases for the crop, the evolution of the planted, harvested and damaged area, and seed yield was analyzed, and with climate information a drought index was calculated as the deviation of the precipitation with respect to the long term average (DP) for the period studied. Based on the DP, a dummy variable for drought classification was set in a 37-year database, for 21 states of Mexico in the Spring-Summer cycle and for 10 states in the Fall-Winter cycle. The DP and the dummy variable were analyzed

using a fixed-effect econometric model. Regarding the evolution of the crop area, there was an increase in the damaged area and a decrease in both the area planted and yield. The estimated model for the Spring-Summer cycle was significant at $P \leq 0.05$, with an R^2 of 0.55, which indicates that drought reduces yield by 53 kg ha⁻¹. The low adjustment of the models suggests that there are other factors, besides precipitation, that affect the production of rainfed beans in Mexico.

Index words: *Phaseolus vulgaris* L., drought, rainfed, deviation of precipitation, Dummy.

INTRODUCCIÓN

El frijol (*Phaseolus vulgaris* L.) es entre las leguminosas de grano, una de las especies más importantes para el consumo humano, especialmente entre la población de las regiones menos desarrolladas (Estrada *et al.*, 2016). En México es uno de los productos básicos en la alimentación de la población y se cultiva principalmente en ambientes semi-tropicales y planicies semiáridas (Chávez-Simental *et al.*, 2012). El principal problema en las zonas de temporal es la insuficiente y errática distribución de la precipitación (Jiménez *et al.*, 2014), que reduce la producción de materia seca, área foliar y los componentes de rendimiento, y debido a la disminución de los días de llenado del grano, muestra efecto negativo en la formación del grano y su tamaño, acelera la madurez fisiológica y la senescencia del cultivo (Tosquy *et al.*, 2017).

La Organización Meteorológica Mundial, citada por Peña-Gallardo *et al.* (2016), define la sequía como la ausencia prolongada, deficiencia marcada o pobre distribución de la precipitación. Una definición general establece que es un decremento en la disponibilidad de agua, la cual está caracterizada por tres aspectos cruciales: duración, severidad y área abarcada (Campos-Aranda *et al.*, 2018). En ocasiones las sequías son tan severas que afectan grandes extensiones de terrenos de cultivo (García *et al.*, 2014). Cuando se inicia un periodo de sequía el sector

agrícola es el primero en ser afectado debido a que los cultivos tienen alta dependencia de la cantidad de humedad disponible en el suelo (Vicario *et al.*, 2015). Se ha estimado que la sequía reduce en 60 % la producción mundial de frijol común (Domínguez *et al.*, 2014).

El frijol se cultiva en México en una amplia diversidad de climas, y en su mayor parte en condiciones de temporal, situación que en conjunto con el hecho de que el país ha sufrido periodos de sequía reportados desde la época colonial (Magaña *et al.*, 2018) motivó la realización del presente estudio con el objetivo de determinar la evolución de la producción de frijol en temporal de México y la relación entre la sequía y su rendimiento en el periodo 1980-2016.

MATERIALES Y MÉTODOS

Recopilación de información sobre el cultivo de frijol en México

Se consultaron las bases del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP, 2016) del periodo 1980-2016 y se consideraron la superficie sembrada, superficie cosechada, superficie siniestrada, índice de siniestro en % [(superficie siniestrada/superficie sembrada) × 100], producción y rendimiento, las cuales fueron evaluadas por cada uno de los 37 años que abarca este estudio.

Procesamiento de la información

La información se recopiló para los ciclos primavera-verano y otoño-invierno, tanto para regímenes de temporal como de riego. Con el fin de lograr mayor homogeneidad entre datos y un mejor modelo, en ambos ciclos se formaron subgrupos, el grupo base del ciclo primavera-verano de temporal, consideró 21 estados y el grupo base del ciclo otoño-invierno, 10 estados, por lo que se subdividieron en tres subgrupos con siete estados para el ciclo de primavera-verano y dos subgrupos de cinco estados para el ciclo de otoño-invierno. El criterio de agrupación fue por el método de similitud de medias de las precipitaciones de los cuatro meses en los cuales se desarrolla el cultivo.

Para comparar la evolución del frijol de temporal con el de riego primero se agruparon los datos por quinquenios, excepto para el primer y último periodo que contemplan seis años (Cuadro 1); posteriormente, se calculó la tasa de crecimiento poblacional bajo el supuesto geométrico con la siguiente fórmula:

$$TC = \left(\frac{DA}{DI} \right)^{1/\alpha} - 1$$

dónde: *TC* es la tasa de crecimiento, *DA* es el dato actual,

DI es el dato inicial o dato base, α es la amplitud o distancia en tiempo entre los dos datos de referencia (cinco años, excepto para el primer y último periodo que fue de 6 años). Para calcular la tasa de crecimiento se supone un crecimiento porcentual constante en el tiempo (Torres-Degró, 2011) y no en el monto (cantidad) por unidad de tiempo; por tanto, se puede usar para periodos largos.

Análisis estadístico de sequía y rendimiento

Con el fin de conocer la relación entre el rendimiento del frijol y la sequía, se consideró la evolución del cultivo, así como las bases de datos del Sistema Meteorológico Nacional (SMN, 2016)¹ sobre precipitación media mensual y anual en mm, para el periodo 1980-2016 de todos los estados del país. Con los datos de precipitación se obtuvo un índice de sequía, cuya justificación se basa en el hecho de que en las últimas décadas se han propuesto diversos índices para caracterizar y definir las sequías como son el porcentaje de precipitación normal, los percentiles de precipitación, el índice de severidad de sequía de Palmer (Svoboda *et al.*, 2012), el porcentaje de precipitación normal (Podestá *et al.*, 2015) y el índice de precipitación estandarizado, conocido como SPI por sus siglas en inglés (Standardized Precipitation Index) (Loaiza *et al.*, 2015). El índice de sequía es una variable principal para evaluar los efectos de sequía y definir sus diferentes parámetros (Castillo-Castillo *et al.*, 2017). Kumar *et al.* (2009) contrastaron el método de desviación de la precipitación con el SPI y concluyeron que, aunque la naturaleza estadística del SPI permite comparaciones en el espacio y el tiempo mejor que el método de la desviación de la precipitación, la intensidad de la sequía en un lugar determinado es más sensible al método de la desviación de la precipitación que el SPI; por lo tanto, se eligió aplicar el índice de sequía *DP*, obtenido mediante la desviación de la precipitación con respecto a la media, el cual se calculó para cada año y estado de la República Mexicana con la siguiente ecuación:

$$DP_i = \left(\frac{P_i - P_m}{P_m} \right) \times 100$$

dónde: *DP_i* es el índice de sequía desviación de la precipitación, *P_i* es la precipitación observada de los cuatro meses del ciclo fenológico del frijol y *P_m* es el promedio de las precipitaciones observadas de los 37 años.

Con el cálculo del índice de sequía *DP* para cada uno de los estados y para cada año, se definió una variable de

¹SMN, Servicio Meteorológico Nacional (2016) Láminas Nacional 2017. Bases de datos de precipitación y temperatura desde 1941 a 2016. Servicio Meteorológico Nacional. Ciudad de México. Bases de datos proporcionada por el IQ Adolfo Portocarrero Reséndiz de la Coordinación General del SMN. (Diciembre 2016).

clasificación de sequía (Dummy) a la cual se le denominó D1 (presencia o ausencia de sequía). La interpretación de dicha variable versa en que si el valor de *DP* es igual o mayor que -20.00 se considera que hay sequía y entonces se le asigna el valor de 1, y si el valor de *DP* es menor o igual que -19.99 entonces se asigna un 0, que significa ausencia de sequía.

Con todos los datos de las variables explicativas para todo el periodo de 1980 a 2016 para cada estado se procedió a realizar la regresión del modelo econométrico de panel de datos tanto en el método de estimación global como en el método de estimación de efectos fijos con el paquete estadístico SAS v9.1 (SAS Institute, 1999) los cuales se explican a continuación.

Método de estimación

El término modelo de datos de panel se aplica a aquellos modelos de regresión que, para la estimación de los parámetros, aprovechan la variabilidad temporal y transversal de los datos. Esta variabilidad entre los individuos u objetos de estudio es lo que se quiere analizar con el enfoque de análisis cruzado, y la variabilidad temporal corresponde al análisis de series de tiempo. Capturar la heterogeneidad no observable es el principal objetivo de aplicar y estudiar los datos en panel, ya sea entre objetos de estudio o a lo largo del tiempo, dado que esta heterogeneidad no se puede detectar únicamente con estudios de series temporales ni tampoco con análisis de corte transversal; además, esta técnica permite realizar análisis dinámico al incorporar la dimensión temporal a los datos cruzados, lo que enriquece el estudio al incorporar la variabilidad a lo largo del tiempo (Baltagi, 2005).

Los datos de panel ofrecen claras ventajas metodológicas para el análisis de los datos sobre otros métodos como el análisis de series temporales. Algunas de esas son un mayor control de la heterogeneidad individual, más información y variabilidad y, por consiguiente, menos colinealidad entre los datos y las variables; la detección de efectos fijos entre las variables que usualmente pueden pasar desapercibidos, entre otras (Gómez-Valenzuela, 2018); además, el uso de estos modelos se justifica porque permiten estudiar modelos de comportamiento complejos (Ruiz, 2012).

Los modelos agrupados (el modelo global)

Carter *et al.* (2011) señalaron que un modelo agrupado es aquel en donde los datos de diferentes objetos de estudio son agregados sin preocuparse de las diferencias individuales que puedan conducir a coeficientes diferentes. Para una ecuación de dos variables explicativas X_2 y X_3 , un

modelo agregado puede escribirse como:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 DP_{it} + \beta_2 D1_{it} + e_{it}$$

En esta ecuación se utilizan dos subíndices para cada variable (dependiente y explicativa): el subíndice i , que denota al i -ésimo estado, y el subíndice t que denota al t -ésimo periodo de tiempo. Por tanto, R_{it} representa la t -ésima observación de la variable dependiente para el i -ésimo estado. Si se asume que se tienen T observaciones de N individuos, los índices i y t son tales que $i = 1, 2, \dots, N$ y $t = 1, 2, \dots, T$, lo que implica un total de $N \times T$ observaciones. Los coeficientes no tienen subíndices i ni t , se supone que son constantes para todos los individuos en todos los periodos de tiempo y no reflejan la existencia de posible heterogeneidad entre los individuos.

Esta característica conduce a la ecuación denominada modelo agrupado. Si además se cumplen los supuestos de que los errores e_{it} tienen media cero y varianza constante, no están correlacionados entre los individuos ni en el tiempo, y no están correlacionados con X_2 ni X_3 , entonces no hay ninguna característica especial en la ecuación que la distinga del modelo de regresión lineal múltiple. Los estimadores mínimos cuadrados ordinarios (MCO) tienen todas las propiedades deseables, son consistentes y con frecuencia los estadísticos t y F son válidos en muestras grandes para probar hipótesis y para construir intervalos de confianza. Si además se supone que X_2 y X_3 no son aleatorias, los estimadores MCO son MELI (mejor estimador lineal insesgado) en muestras finitas; sin embargo, el enfoque será en las propiedades de muestras grandes porque típicamente no es realista suponer que X_2 y X_3 no sean aleatorias, y el tamaño de muestra es con frecuencia grande.

El método de efectos fijos

Gujarati y Porter (2004) afirmaron que la estimación de la ecuación de modelo global depende de las suposiciones que se llevan a cabo con respecto a la intersección, los coeficientes de las pendientes y el término de error. En este caso se usó la estimación mediante coeficientes de pendientes constantes, pero la intersección varía para cada individuo. Una manera de considerar el carácter individual de cada estado es permitir que la intersección varíe con cada uno de ellos, pero sin dejar de suponer que los coeficientes de pendientes son constantes para los estados. Se utilizó el subíndice i en el término de la intersección para sugerir que las intersecciones entre los estados pueden variar, las diferencias pueden deberse a características especiales de cada estado, como el clima, el suelo o el manejo del cultivo, entre otras. La ecuación de este modelo se conoce como el modelo de regresión

de efectos fijos (MEF). El término efectos fijos se debe al hecho de que a pesar de que la intersección puede variar para cada estado, cada intersección en sí no varía con el tiempo. Lo anterior se expresó con el modelo que a continuación se indica:

$$R_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 DP_{it} + \beta_2 D1_{it} + e_{it}$$

dónde: R_{it} es el rendimiento del frijol en $t\ ha^{-1}$, DP_{it} desviación de la precipitación, $D1_{it}$ es la variable de clasificación de sequía, betas son los parámetros a estimar, e_{it} es el término de error.

Se espera que el signo de la variable desviación de la precipitación (DP) sea positivo, ya que se plantea una relación directa positiva con la variable dependiente; es decir, si aumenta la variable DP , repercute en mejores condiciones de humedad y, por lo tanto, lo indicado es que el rendimiento se incremente ante estas condiciones de humedad. Con respecto a la variable Dummy, se espera un signo negativo, ya que la relación correcta sería que ante la presencia de sequía el rendimiento disminuya. Todas las pruebas están ajustadas al 95 % de nivel de confiabilidad.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Evolución del cultivo del frijol independientemente del ciclo y disponibilidad de agua

Los datos de la producción consultados muestran una tendencia clara en el periodo de estudio (Figura 1), lo cual se puede atribuir a variabilidad de la precipitación y ocurrencia de otros fenómenos meteorológicos, como heladas tempranas.

Tanto la superficie sembrada, como el volumen de producción y el rendimiento han variado a través de los años; Luna *et al.* (2012) indicaron que la variación se debe principalmente a la diferente cantidad y distribución de la precipitación que se registró durante el ciclo del cultivo. En 2011 se obtuvo una producción de 346 mil toneladas, que es menos de la mitad de lo obtenido en 2014 y 2016 (Figura 1), lo cual se debió a la sequía que ocurrió en 2011, la cual se considera como la más severa de los últimos 70 años, y también a las heladas tempranas que afectaron a la región noreste de México en ese mismo año (Ortega-Gaucin y Velasco, 2013). El clima ha tenido y sigue teniendo una importante afectación y una repercusión directa sobre la agricultura.

El cultivo de frijol durante el año 2016, considerando la producción agrícola de granos, participó con el 3 % de la producción y contribuyó con el 8 % del valor de la producción agrícola nacional, lo que equivale a un poco

más de 13 mil millones de pesos; además, se sembraron 1.6 millones de hectáreas de frijol, lo que representa el 13 % de la superficie cultivada a nivel nacional.

Una forma de observar con más detalle la evolución del cultivo de frijol es mediante las tasas de crecimiento por quinquenio, las cuales se presentan en el Cuadro 1. La producción, al igual que el rendimiento y la superficie cosechada, presenta tasas de crecimiento positivo en el periodo de estudio; sin embargo, es importante hacer notar que en algunos quinquenios se obtuvieron tasas negativas. La superficie sembrada y siniestrada en todo el periodo de estudio presentó una tasa de crecimiento negativa, aun cuando en algunos quinquenios hubo crecimiento.

Para analizar la evolución del cultivo de frijol, los valores de las variables bajo estudio se presentan agrupados por quinquenio (excepto para el primer y último periodo que son de seis años), ciclo de cultivo y disponibilidad de agua (Cuadro 2). En general la superficie sembrada, cosechada y siniestrada se redujeron en el periodo de estudio. El rendimiento se incrementó en mayor grado bajo condiciones de riego, independientemente del ciclo de cultivo.

El rendimiento promedio de los 37 años en el ciclo de primavera-verano de temporal fue de $0.49\ t\ ha^{-1}$, en contraste con el ciclo de primavera-verano de riego que alcanzó un rendimiento promedio de $1.50\ t\ ha^{-1}$. El ciclo de otoño-invierno también presentó una marcada diferencia entre ambos regímenes de humedad, ya que en temporal promedió un rendimiento de $0.76\ t\ ha^{-1}$, en cambio en riego registró $1.40\ t\ ha^{-1}$ en promedio.

Debido a que los cultivos son menos productivos bajo condiciones de temporal, se consideró focalizar esta investigación al frijol sin riego, por lo que a continuación se presentan las variables bajo estudio mediante un desglose por ciclo primavera-verano y otoño-invierno en temporal.

Evolución del cultivo de frijol de temporal en el ciclo primavera-verano

En el ciclo de primavera-verano la siembra de frijol de temporal se practica en 30 estados y en la Ciudad de México, pero varios de ellos como Baja California, Campeche, Colima, Quintana Roo, Sinaloa, Tabasco y Yucatán no tienen información completa en la base de datos del SIAP (2016) y por lo menos omiten información de 5 años de los 37 que se analizaron, por lo que fueron descartados; para el resto de los estados se tomó en cuenta que se hubiesen sembrado un mínimo de 1000 ha en al menos 27 de los 37 años del periodo estudiado; además, los estados que cumplieron con lo anterior deberían contar con reporte del

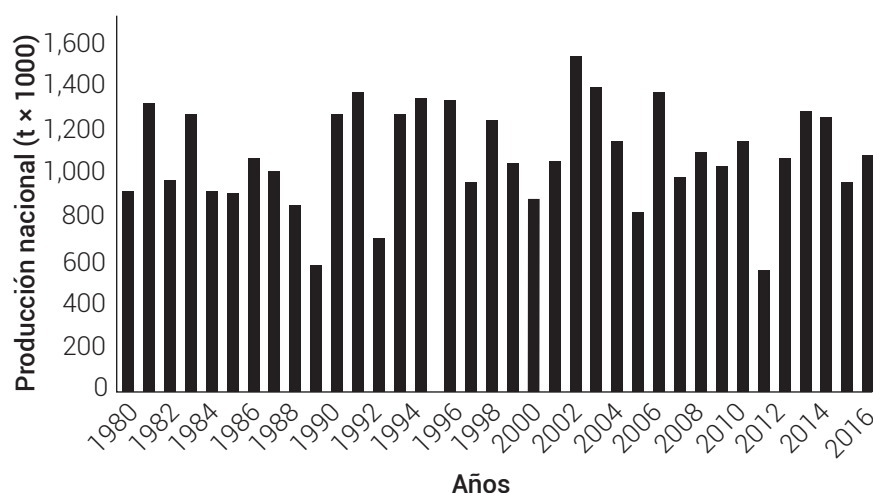


Figura 1. Producción en toneladas del frijol en México en el periodo de 1980 a 2016.

Cuadro 1. Tasas de crecimiento del cultivo del frijol en México.

Indicador	Periodos						
	80-85	86-90	91-95	96-00	01-05	06-10	11-16
SS (%)	0.01	0.02	0.01	-0.02	-0.04	0.02	-0.02
SC (%)	0.02	0.03	-0.01	-0.06	-0.03	0.05	-0.01
SSi (%)	-0.1	-0.10	0.12	0.15	-0.05	-0.12	-0.22
P (%)	-0.0	0.07	-0.00	-0.07	-0.01	0.07	-0.01
R (%)	-0.0	0.04	0	-0.01	0.02	0.02	-0.01

Fuente: Elaboración propia con datos de SIAP (2016). SS: superficie sembrada, SC: superficie cosechada, SSi: superficie siniestrada, P : producción, R: rendimiento.

dato de rendimiento en todos y cada uno de los años.

Los 21 estados incluidos fueron Aguascalientes, Chiapas, Chihuahua, Coahuila, Durango, Guanajuato, Guerrero, Hidalgo, Jalisco, México, Michoacán, Morelos, Nuevo León, Oaxaca, Puebla, Querétaro, San Luis Potosí, Tamaulipas, Tlaxcala, Veracruz y Zacatecas. El año en que se sembraron más hectáreas durante el ciclo primavera-verano de temporal fue 1988 donde casi se alcanzaron 2 millones de hectáreas; en cambio, el año en el que se sembró menos superficie fue 2011, el cual reportó apenas 1.3 millones de hectáreas y es también el año donde se alcanzó un mayor índice de siniestralidad con 47.71 %, al grado que éste se considera hasta ahora el año con la peor sequía en México.

Cuatro estados concentraron 72 % de la producción nacional, en promedio, durante estos 37 años: Zacatecas aportó 38 %, le siguieron en importancia Durango con 18 %,

Chihuahua con 10 % y Chiapas con 6 % (Figura 2).

La evolución del cultivo de frijol, con base en las variables bajo estudio, fue similar a la observada en la sección anterior (Cuadro 3).

Evolución del cultivo de frijol de temporal en el ciclo otoño-invierno

En el ciclo de otoño-invierno se sembró frijol de temporal en 23 estados, pero sólo 10 fueron incluidos debido a las mismas consideraciones que se tomaron para el ciclo de primavera-verano: Campeche, Hidalgo, Nayarit, Oaxaca, Quintana Roo, San Luis Potosí, Sinaloa, Tabasco, Tamaulipas y Veracruz.

El año en que se sembró más superficie durante el ciclo otoño-invierno de temporal fue 1982, con 298,471 ha; en contraste, en 2012 se reportó la menor cantidad de

Cuadro 2. Indicadores del cultivo de frijol en México reportados en quinquenios para cada uno de los ciclos de producción en el periodo 1980-2016.

Ciclo	Indicador	Quinquenios						
		80-85	86-90	91-95	96-00	01-05	06-10	11-16
PV Temporal	SS (ha)	1,722,822	1,791,227	1,710,139	1,813,401	1,551,145	1,369,723	1,359,051
	SC (ha)	1,342,371	1,433,270	1,421,034	1,357,270	1,327,705	1,150,848	1,195,449
	SSi (ha)	380,452	357,957	289,105	456,131	223,440	218,875	163,602
	R (t ha ⁻¹)	0.46	0.39	0.47	0.43	0.54	0.58	0.54
PV Riego	SS (ha)	151,167	142,856	149,308	126,182	113,577	92,789	83,148
	SC (ha)	134,508	134,979	141,782	121,995	110,361	90,185	81,651
	SSi (ha)	16,659	7877	7526	4188	3217	2604	1496
	R (t ha ⁻¹)	1.25	1.37	1.44	1.46	1.60	1.63	1.74
OI Temporal	SS (ha)	217,660	157,440	176,678	179,427	161,273	140,152	126,252
	SC (ha)	180,924	126,434	156,559	166,045	152,363	136,402	121,900
	SSi (ha)	36,736	31,006	20,119	13,382	8909	3750	4352
	R (t ha ⁻¹)	0.85	0.76	0.74	0.69	0.70	0.84	0.74
OI Riego	SS (ha)	102,857	108,050	153,889	164,658	131,941	134,944	118,707
	SC (ha)	97,628	96,757	137,738	158,989	128,825	132,812	104,470
	SSi (ha)	5229	11,293	16,152	5670	3115	2132	14,236
	R (t ha ⁻¹)	1.25	1.17	1.49	1.38	1.49	1.62	1.40
Total Temporal	SS (ha)	1,940,482	1,948,667	1,886,817	1,992,828	1,712,418	1,509,875	1,485,303
	SC (ha)	1,523,295	1,559,705	1,577,593	1,523,315	1,480,068	1,287,249	1,317,349
	SSi (ha)	417,188	388,962	309,224	469,513	232,350	222,625	167,954
Promedio Temporal	R (t ha ⁻¹)	0.65	0.58	0.60	0.56	0.62	0.71	0.64
Total Riego	SS (ha)	254,024	250,906	303,197	290,840	245,518	227,733	201,855
	SC (ha)	232,136	231,737	279,520	280,983	239,186	222,997	186,122
	SSi (ha)	385,680	369,250	305,256	461,801	226,556	221,007	177,839
Promedio Riego	R (t ha ⁻¹)	1.25	1.27	1.47	1.42	1.55	1.63	1.57
Totales	SS (ha)	2,194,506	2,199,574	2,190,014	2,283,668	1,957,936	1,737,607	1,687,157
	SC (ha)	1,755,430	1,791,442	1,857,113	1,804,298	1,719,254	1,510,247	1,503,471
	SSi (ha)	802,868	758,212	614,480	931,314	458,905	443,632	345,793
Promedio global	R (t ha ⁻¹)	0.95	0.92	1.04	0.99	1.08	1.17	1.10

Fuente: Elaboración propia con datos de SIAP (2016). PV: primavera verano, OI: otoño invierno, SS: superficie sembrada, SC: superficie cosechada, SSi: superficie siniestrada, R: rendimiento.

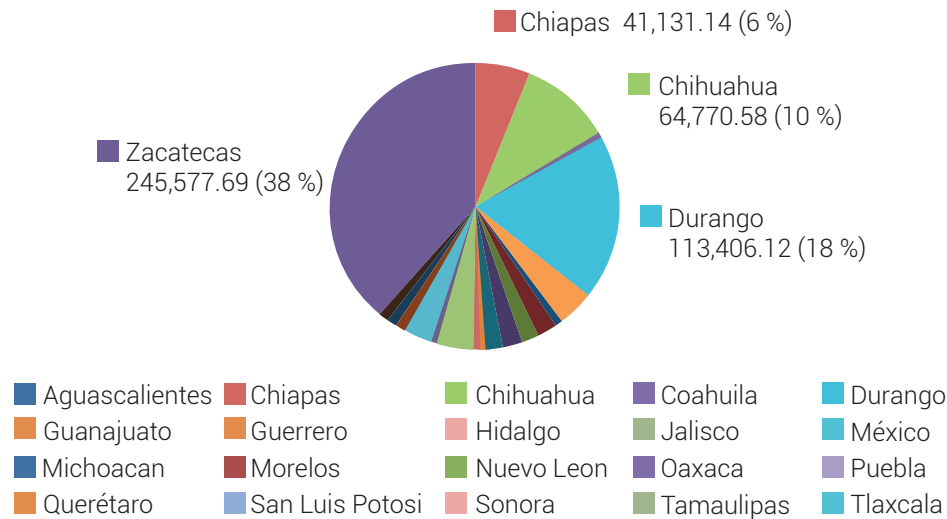


Figura 2. Producción promedio en toneladas de los 21 estados productores en el ciclo primavera-verano de 1980 a 2016.

Cuadro 3. Tasa de crecimiento de diferentes indicadores para frijol en México para el ciclo de primavera-verano de temporal por quinquenios de 1980 a 2016.

Indicadores	Quinquenios							
	80-85	86-90	91-95	96-00	01-05	06-10	11-16	80-16
SS (ha)	0.03	0.01	-0.00	-0.02	-0.04	0.01	-0.01	-0.01
SC (ha)	0.05	0.02	-0.02	-0.07	-0.04	0.06	0.01	0.002
SSi (ha)	-0.06	-0.13	0.17	0.16	-0.05	-0.12	-0.23	-0.04
P (t)	0.03	0.05	-0.04	-0.08	-0.03	0.09	0.04	0.01
R (t ha ⁻¹)	-0.01	0.03	-0.02	-0.02	0.01	0.03	0.02	0.01

SS: superficie sembrada, SC: superficie cosechada, SSi: superficie siniestrada, P : producción, R: rendimiento.

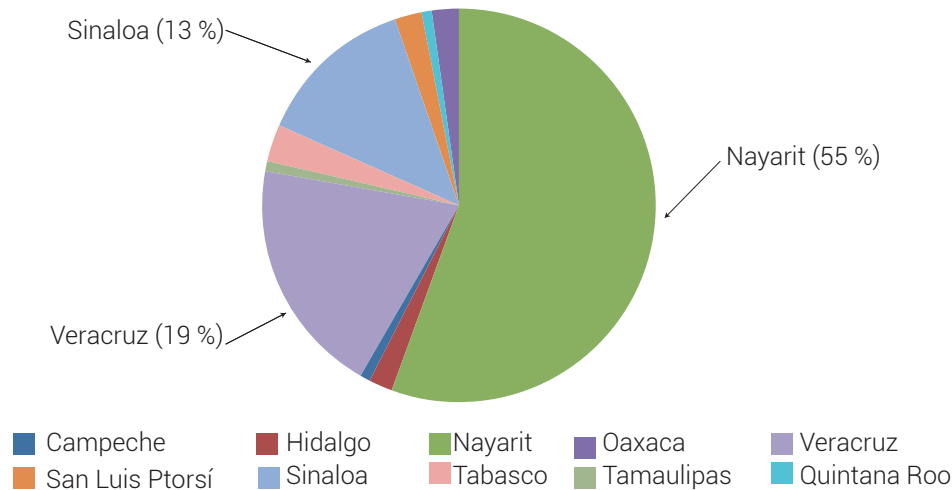


Figura 3. Producción promedio en toneladas de los 10 principales estados productores en el ciclo otoño-invierno en el periodo de 1980 a 2016.

Cuadro 4. Tasa de crecimiento de varios indicadores para el ciclo de otoño-invierno de temporal, a través de quinquenios de 1980 a 2016.

Indicador	Quinquenios							
	80-85	86-90	91-95	96-00	01-05	06-10	11-16	80-16
SS (ha)	-0.04	-0.01	0.08	-0.01	-0.02	-0.01	-0.03	-0.01
SC (ha)	-0.06	-0.02	0.12	-0.01	-0.05	0.01	-0.02	-0.003
SSi (ha)	0.12	0.02	-0.13	-0.07	0.08	-0.15	-0.26	-0.05
P (t)	-0.08	-0.02	0.12	-0.02	-0.03	0.04	-0.04	-0.005
R (t ha ⁻¹)	-0.03	-0.003	-0.003	-0.01	0.01	0.04	-0.03	-0.001

SS: superficie sembrada, SC: superficie cosechada, SSi: superficie siniestrada, P : producción, R: rendimiento.

superficie sembrada, con 122,840 ha. En este ciclo sólo hubo dos años con altos índices de siniestralidad; los peores años de cosecha fueron 1987 y 1992.

Tres estados concentraron 81 % de la producción nacional de temporal en el ciclo de otoño-invierno; en promedio, durante los 37 años analizados, Nayarit aportó 55 %, le siguieron Veracruz con 19 y Sinaloa 13 % (Figura 3).

A diferencia de lo observado en el ciclo primavera-verano, las tasas de crecimiento promedio de los 37 años de estudio fueron negativas (Cuadro 4).

Impacto de la sequía sobre el rendimiento de frijol en temporal

El análisis estadístico de la sequía para el ciclo de otoño-invierno de temporal, tanto para el grupo de los 10 estados como para los dos subgrupos, indicó que ninguno de los modelos obtenidos asocia el rendimiento con la variable Dummy o el índice de sequía, ya que los signos de las variables explicativas en todos los modelos son contrarios a los esperados.

En el método global para el grupo de 21 estados del ciclo considerados para el análisis del ciclo primavera-verano de temporal presentó una R² de 0.04, la variable explicativa DP no fue significativamente diferente de cero (P > 0.05); por lo tanto, este modelo no resultó útil para describir el impacto de la sequía sobre el rendimiento del frijol (Cuadro 5).

Se acepta el método de efectos fijos para el grupo de 21 estados considerados en el ciclo primavera-verano de temporal, ya que presentó una R² de 0.55 y las variables explicativas DP y D1 tuvieron un nivel de significancia de P ≤ 0.05; por lo tanto, este modelo es útil para describir el impacto de la sequía en el rendimiento del frijol. El modelo

es $R = 0.4708 + 0.000913DP - 0.053D1$ e indica que si se presenta sequía el rendimiento disminuirá en 53 kg ha⁻¹.

Con respecto a los estadísticos de prueba de los modelos correspondientes a los tres subgrupos del ciclo primavera-verano, los modelos del método global para los tres grupos se rechazan, ya que ningún R² es significativo (Cuadro 6); además, el subgrupo 2 presentó el signo de la variable DP contrario a lo esperado. También en este subgrupo el modelo de efectos fijos se rechaza porque los coeficientes de DP y D1 muestran una P > 0.01; por lo anterior, estos modelos no son confiables para predecir el impacto de la sequía en el rendimiento del frijol.

En el modelo de efectos fijos para el Subgrupo 1 del ciclo primavera-verano de temporal la R² fue de 0.41, los signos de las variables explicativas son los esperados y la probabilidad de la prueba de t indica que ambas variables explicativas alcanzaron un nivel de significancia P ≤ 0.05; por lo tanto, se acepta este modelo. El modelo está representado por $R = 0.601651 + 0.0008DP - 0.070D1$, lo que significa que si hay sequía el rendimiento disminuirá en 70 kg ha⁻¹.

En el método de efectos fijos para el grupo tres del ciclo primavera-verano de temporal la R² fue de 0.38, los signos de las variables explicativas fueron los esperados, la probabilidad de la prueba de t indica que la variable DP mostró un nivel de significancia del 1 %, pero la variable Dummy no fue significativamente diferente de cero (P > 0.05), por lo tanto, este modelo es aceptado y está representado por $R = 0.57852 + 0.0014DP - 0.44D1$, lo cual indica que si hay sequía el rendimiento disminuirá en 44 kg ha⁻¹.

La desviación de la precipitación con respecto a la media, utilizado como índice de sequía, tiene la ventaja que su cálculo es de menor complejidad con respecto al

Cuadro 5. Síntesis de resultados de los estadísticos de prueba de los modelos del ciclo de primavera-verano de temporal en el grupo de 21 estados considerados para el análisis.

Método	R ²	Valor F	Prob F	Coeficientes			Valor T			Probabilidad T		
				C	DP	D1	C	DP	D1	C	DP	D1
Global	0.04	16.62	< 0.01	0.5702	0.000509	-0.091	55.07	1.21	-3.4	< 0.01	0.23	< 0.01
Efectos fijos	0.55	42.5	< 0.01	0.4708	0.000913	-0.053	17.45	3.1	-2.8	< 0.01	< 0.01	< 0.01

C: constante, DP : desviación de la precipitación, D1: variable Dummy.

Cuadro 6. Síntesis de resultados de los tres subgrupos del ciclo de primavera-verano de temporal.

SG	Modelo	R ²	Valor F	Prob F	Coeficientes			Valor T			Probabilidad T		
					C	DP	D1	C	DP	D1	C	DP	D1
1	Global	0.08	12.61	<.0001	0.46	0.0008	-0.067	35.24	1.9	-2.12	<.0001	0.06	0.03
	E. fijos	0.41	23.23	<.0001	0.60	0.0008	-0.070	26.56	2.26	-2.69	<.0001	0.02	0.00
2	Global	0.02	2.61	0.0751	0.59	-0.0001	-0.102	27.83	-0.14	-1.81	<.0001	0.89	0.07
	E. fijos	0.59	58.57	<.0001	0.46	0.0004	-0.043	15.1	0.83	-1.18	<.0001	0.41	0.23
3	Global	0.05	7.22	0.0009	0.64	0.0013	-0.053	42.19	1.9	-1.3	<.0001	0.06	0.19
	E. fijos	0.38	22.12	<.0001	0.57	0.0014	-0.044	20.7	2.48	-1.31	<.0001	0.01	0.19

SG: subgrupos, C: constante, DP : desviación de la precipitación, D1: variable Dummy.

índice SPI; además, se ha observado una alta correlación entre la desviación con respecto a la media y el SPI (Kumar et al., 2009). Este índice, al asociarse significativamente con el rendimiento de frijol en el ciclo primavera-verano, puede ser útil en los estudios del impacto de la escasa precipitación sobre otros cultivos. Esto concuerda con otros procedimientos relativamente sencillos como el que usaron Luna et al. (2012), ya que con una regresión lineal simple pudieron predecir el rendimiento de frijol en función de la precipitación. Estas metodologías simples son una opción para diagnósticos rápidos y relativamente confiables.

AGRADECIMIENTOS

El primer autor agradece al CONACYT por la beca otorgada para la realización de sus estudios doctorales y a los Doctores Héctor Flores Magdaleno y Carlos Alberto Ortiz Solorio por su apoyo.

CONCLUSIONES

La superficie de frijol sembrada, cosechada y siniestrada en México se redujeron en el periodo de 1980-2016. El rendimiento se incrementó en mayor grado bajo condiciones de riego, independientemente del ciclo de

cultivo, lo cual indica la dependencia de este cultivo a la disponibilidad de agua. En general, los rendimientos son más erráticos en el ciclo de otoño-invierno y en especial bajo condiciones de temporal. Se pudo relacionar la incidencia de sequía, conforme a la metodología del presente estudio, con la disminución del rendimiento del frijol en el ciclo primavera-verano, pero no en el ciclo otoño-invierno. El bajo ajuste de los modelos sugiere que hay otros factores, además de la precipitación, que afectan la producción de frijol de temporal en México.

BIBLIOGRAFÍA

- Baltagi B. H. (2005) *Econometric Analysis of Panel Data*. Third edition. John Wiley & Sons. Sussex, England. 302 p.
- Campos-Aranda D. F. (2018) Detección de sequías meteorológicas anuales en el estado de Zacatecas, México, con base en índices de anomalía estandarizada. *Tecnología y Ciencias del Agua* 9:135-149, <https://doi.org/10.24850/j-tyca-2018-01-10>
- Carter H. R., W. E. Griffiths and G. C. Lim (2011) *Principles of Econometrics*. Fourth edition. John Wiley & Sons. Hoboken, New Jersey, USA. 758 p.
- Castillo-Castillo M., L. A. Ibáñez-Castillo, J. B. Valdés, R. Arteaga-Ramírez y M. A. Vázquez-Peña (2017) Análisis de sequías meteorológicas en la cuenca del río Fuerte, México. *Tecnología y Ciencias del Agua* 8:35-52.
- Chávez-Simental J. A. y V. P. Álvarez-Reyna (2012) Ecofisiología de seis variedades de frijol bajo las condiciones climáticas de la Región Lagunera. *Revista Mexicana Ciencias Agrícolas* 3:299-309.
- Domínguez A., Y. Pérez, S. Alemán, M. Sosa, L. Fuentes, R. Darías, J. Demey, R. Rea y D. Sosa (2014) Respuesta de cultivares de *Phaseolus*

- vulgaris* L. al estrés por sequía. *Biotecnología Vegetal* 14:29-36.
- Estrada P. W., E. Jerez M., M. C. Nápoles G., A. Sosa R., Y. C. Maceo R. y C. Cordoví D. (2016) Respuesta de cultivares de frijol (*Phaseolus vulgaris* L.) a la sequía utilizando diferentes índices de selección. *Cultivos Tropicales* 37:79-84, <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.5181.2082>
- García J. F., O. Fuentes M. y L. G. Matías R. (2014) Sequías. Serie Fascículos No. 8. Centro Nacional de Prevención de Desastres, Secretaría de Gobernación. México, D. F. 36 p.
- Gómez-Valenzuela V. (2018) Relación entre propiedad intelectual, innovación y desarrollo: evidencias de datos de panel. *Ciencia y Sociedad* 43:11-29, <https://doi.org/10.22206/cys.2018.v43i1.pp11-29>
- Gujarati D. N. y D. C. Porter (2004) Econometría. Quinta edición. McGraw Hill. México, D. F. 921 p.
- Jiménez G. J. C., J. L. Jacobo C., J. A. Acosta G. y O. Ramírez V. (2014) Altas densidades de plantas y fertilización en frijol de temporal para incrementar la producción en el estado de Chihuahua. Folleto Técnico No. 29. Campo Experimental Sierra de Chihuahua, Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. Cuauhtémoc, Chihuahua, México. 60 p.
- Kumar M. N., C. S. Murthy, M. V. R. S. Sai and P. S. Roy (2009) On the use of Standardized Precipitation Index (SPI) for drought intensity assessment. *Meteorological Applications* 16:381-389, <https://doi.org/10.1002/met.136>
- Loaiza C. W., Y. Carvajal E. y O. L. Baquero M. (2015) Índice estandarizado de precipitación (SPI) para la caracterización de sequías meteorológicas en la cuenca del río Dagua-Colombia. *Estudios Geográficos* 76:557-578, <https://doi.org/10.3989/estgeogr.201520>
- Luna F. M., J. Hernández M., M. G. Luna E., L. H. Zelaya S. y S. García H. (2012) Los cultivos de frijol y maíz de grano bajo condiciones de secano en Zacatecas, México de 1980 a 2008. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas* 3:327-338.
- Magaña V., B. Méndez, C. Neri y G. Vázquez (2018) El riesgo ante la sequía meteorológica en México. *Realidad, Datos y Espacio. Revista Internacional de Estadística y Geografía* 9:35-48.
- Ortega-Gaucin D. e I. Velasco (2013) Aspectos socioeconómicos y ambientales de las sequías en México. *Aqua-LAC* 5:78-90.
- Peña-Gallardo M., S. R. Gámiz-Fortis, Y. Castro-Díez y M. J. Esteban-Parra (2016) Análisis comparativo de índices de sequía en Andalucía para el periodo 1901-2012. *Cuadernos de Investigación Geográfica* 42:67-88, <https://doi.org/10.18172/cig.2946>
- Podestá G., M. M. Skansi, N. Herrera y H. Veiga (2015) Descripción de índices para el monitoreo de sequía meteorológica implementados por el Centro Regional del Clima para el sur de América del Sur. Reporte Técnico CRC-SAS-2015-001. Centro Regional del Clima para el Sur de América del Sur. Buenos Aires, Argentina. 27 p.
- Ruiz P. A. (2012) La investigación econométrica mediante paneles de datos: historia, modelos y usos en México. *Revista Economía y Política* 12:11-34.
- SAS Institute (1999) SAS/STAT Version 9.1. User' Guide. SAS Institute. Cary, North Carolina, USA. 5121 p.
- SIAP, Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (2016) Anuario estadístico de la producción agrícola. Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera, Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación. Ciudad de México. <http://nube.siap.gob.mx/cierreagricola/> (Enero 2017).
- Svoboda M., M. Hayes y D. Wood (2012) Índice Normalizado de Precipitación. Guía del Usuario. OMM No. 1090. Organización Meteorológica Mundial. Ginebra, Suiza. 16 p.
- Torres-Degró A. (2011) Tasas de crecimiento poblacional (r): una mirada desde el modelo matemático lineal, geométrico y exponencial. *CIDE Digital* 2:143-162.
- Tosquy V. O. H., E. López S., R. Zetina L., B. Villar S. y J. R. Rodríguez R. (2017) Producción de genotipos de frijol negro en condiciones de humedad residual y sequía terminal. *Terra Latinoamericana* 35:29-39.
- Vicario L., C. M. García, I. Teich, J. C. Bertoni, A. Ravelo y A. Rodríguez (2015) Caracterización de las sequías meteorológicas en la región central de la Argentina. *Tecnología y Ciencias del Agua* 6:153-165.