

AGUA-SUELO-CLIMA ❖ WATER-SOILS-CLIMATE

- PREDICCIÓN DE VARIABLES METEOROLÓGICAS POR MEDIO DE MODELOS ARIMA ❖ METEOROLOGICAL VARIABLES PREDICTION THROUGH ARIMA MODELS.
G. Javier **Aguado-Rodríguez**, Abel **Quevedo-Nolasco**, Martiniano **Castro-Popoca**, Ramón **Arteaga-Ramírez**, M. Alberto **Vázquez-Peña**, B. Patricia **Zamora-Morales** 1
- AJUSTE DE LAS DISTRIBUCIONES GVE, LOG Y PAG CON MOMENTOS L DEPURADOS (1,1) EN 21 REGISTROS DE CRECIENTES ANUALES DE LA REGION HIDROLÓGICA No. 10 (SINALOA), MÉXICO ❖ FITTING OF THE GEV, GLO AND GPA DISTRIBUTIONS WITH TRIMMED L MOMENTS (1, 1) IN 21 ANNUAL FLOOD RECORDS OF THE HYDROLOGICAL REGION No. 10 (SINALOA), MEXICO.
Daniel F. **Campos-Aranda** 15

FITOCIENCIA ❖ CROP SCIENCE

- PRODUCTIVIDAD DE LA GENERACIÓN F₁ Y F₂ DE HÍBRIDOS DE MAÍZ (*Zea Mays* L.) DE VALLES ALTOS DE MÉXICO ❖ PRODUCTIVITY OF F₁ AND F₂ MAIZE (*Zea mays* L.) HYBRIDS IN THE HIGHLAND OF MEXICO.
Margarita **Tadeo-Robledo**, Job **Zaragoza-Esparza**, Alejandro **Espinosa-Calderón**, Antonio **Turrent-Fernández**, Benjamín **Zamudio-González**, Juan **Virgen-Vargas**, K. Yazmine **Mora-García**, Roberto **Valdivia-Bernal** 33
- DESESPIGAMIENTO EN CRUZAS SIMPLES PROGENITORAS DE HÍBRIDOS DE MAÍZ (*Zea mays* L.) PARA VALLES ALTOS DE MÉXICO ❖ DETASSELING IN PARENTAL SINGLE CROSSES OF MAIZE (*Zea mays* L.) HYBRIDS FOR HIGH VALLEYS OF MEXICO.
Juan **Virgen-Vargas**, Rosalba **Zepeda-Bautista**, M. Angel **Avila-Perches**, Israel **Rojas-Martínez**, Alejandro **Espinosa-Calderón**, A. Josué **Gámez-Vázquez** 43
- FENOLOGÍA REPRODUCTIVA, RENDIMIENTO Y CALIDAD DEL FRUTO DE PITAHAYA (*Hylocereus undatus* (How.) Britton and Rose) EN EL VALLE DE CULIACÁN, SINALOA, MÉXICO ❖ REPRODUCTIVE PHENOLOGY, YIELD AND FRUIT QUALITY OF PITAHAYA (*Hylocereus undatus* (How.) Britton and Rose) IN CULIACAN VALLEY, SINALOA, MEXICO.
Tomás **Osuna-Enciso**, José B. **Valdez-Torres**, Josefa A. **Sañudo-Barajas**, Ma. Dolores **Muy-Rangel**, Sergio **Hernández-Verdugo**, Manuel **Villarreal-Romero**, José M. **Osuna-Rodríguez** 61

RECURSOS NATURALES RENOVABLES ❖ NATURAL RENEWABLE RESOURCES

- CRECIMIENTO DEL *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* CULTIVADO EN PRESENCIA DE *Ananas comosus* var. *erectifolius* EN PARÁ, BRASIL ❖ GROWTH OF *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* CROPPING IN PRESENCE OF *Ananas comosus* var. *erectifolius* IN PARA STATE, BRAZIL.
I. Maria **Castro-Coimbra Cordeiro**, Moises **Cordeiro Mourão-de Oliveira Junior**, Aderaldo **Batista-Gazel Filho**, P. Luiz **Contente-de Barros**, Osmar **Alves-Lameira**, Francisco de Assis **Oliveira** 79
- VARIACIÓN DEL FACTOR DE FORMA Y EL AHUSAMIENTO EN PROCEDENCIAS DE CEDRO ROJO (*Cedrela odorata* L.) ❖ VARIATION OF FORM FACTOR AND TAPER IN PROVENANCES OF SPANISH CEDAR (*Cedrela odorata* L.).
Rolando M. **Tlaxcala-Méndez**, Héctor M. **de los Santos-Posadas**, Patricia **Hernández-de la Rosa**, José L. **López-Ayala** 89
- PRODUCCIÓN DE *Pinus montezumae* Lamb. CON DIFERENTES SUSTRATOS Y FERTILIZANTES DE LIBERACIÓN CONTROLADA ❖ PRODUCTION OF *Pinus montezumae* Lamb. WITH DIFFERENT SUBSTRATES AND CONTROLLED RELEASE FERTILIZERS.
Manuel **Aguilera-Rodríguez**, Arnulfo **Aldrete**, Tomás **Martínez-Trinidad**, Víctor M. **Ordáz-Chaparro** 107
- COMPARACIÓN DE ESTIMADORES PARA VOLUMEN MADERABLE EN SELVA MEDIANA DEL SURESTE DE MÉXICO ❖ COMPARISON OF WOOD VOLUME ESTIMATORS IN MEDIUM HEIGHT TROPICAL FORESTS OF MEXICO.
Efraín **Velasco-Bautista**, Héctor **de los Santos-Posadas**, Hugo **Ramírez-Maldonado**, Gilberto **Rendón-Sánchez** 119

PREDICCIÓN DE VARIABLES METEOROLÓGICAS POR MEDIO DE MODELOS ARIMA

METEOROLOGICAL VARIABLES PREDICTION THROUGH ARIMA MODELS

G. Javier **Aguado-Rodríguez**^{1*}, Abel **Quevedo-Nolasco**¹, Martiniano **Castro-Popoca**¹,
Ramón **Arteaga-Ramírez**², M. Alberto **Vázquez-Peña**², B. Patricia **Zamora-Morales**³

¹Hidrociencias. Campus Montecillo. Colegio de Postgraduados. 56230. Montecillo, Estado de México. (aguado.graciano@colpos.mx), (anolasco@colpos.mx), (mcastro@colpos.mx). ²Irrigación. Universidad Autónoma Chapingo. 56230. Chapingo, Estado de México. (arteagar@correo.chapingo.mx), (mvazquezp@correo.chapingo.mx). ³Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. Km. 13.5. Carretera Los Reyes-Texcoco. 56250. Texcoco, Estado de México (zamora.patricia@inifap.gob.mx).

RESUMEN

La predicción de las variables meteorológicas se aplica en la agricultura al predecir el consumo de agua de las plantas para planear la lámina de riego. En esta investigación se elaboró un programa para realizar la predicción de la temperatura, radiación solar, evapotranspiración de referencia y humedad relativa con modelos autorregresivos integrados de media móvil (ARIMA) y se probó la efectividad del programa para realizar la predicción en condiciones de alta y baja precipitación. Los periodos de predicción evaluados fueron en marzo y en junio de 2013 en tres estaciones meteorológicas automáticas (EMAS) del Servicio Meteorológico Nacional (SMN). El análisis de los resultados indicó que la predicción de las variables meteorológicas con modelos ARIMA fue mejor que con la predicción persistente en el periodo con condiciones de baja precipitación (marzo).

Palabras clave: Pronóstico, R Statistics, tiempo real.

INTRODUCCIÓN

Hay grandes progresos en el desarrollo y las aplicaciones de la predicción del clima a mediano plazo y su predicción estacional (Vitart *et al.* 2012). Los algoritmos de predicción automáticas más usados son con base en el suavizado exponencial o modelos autorregresivos integrados de media móvil (ARIMA) (Hyndman y Khandakar, 2008). Box y Jenkins (1976) desarrollaron la metodología clásica que emplea las series de tiempo para

ABSTRACT

Meteorological variables prediction is applied in agriculture to predict water uptake of plants for planning irrigation depths. In the present study a program was made for the prediction of temperature, solar radiation, reference evapotranspiration and relative humidity by means of autoregressive integrated mobile media models. The effectiveness of the program was tested for prediction under high and low rainfall conditions. The prediction periods evaluated were in March and in June, 2013, in three automatic meteorological stations (EMAS) of the National Meteorological Service (SMN). The analysis of results indicated that the prediction of meteorological variables with ARIMA models was better than with persistent prediction in the period with low rainfall conditions (March).

Key words: Prediction, R Statistics, real time.

INTRODUCTION

There is great progress in the development and applications of medium term weather prediction and seasonal climate (Vitart *et al.*, 2012). The most frequently used automatic prediction algorithms are based on the softened exponential or autoregressive integrated mobile media models (ARIMA) (Hyndman and Khandakar, 2008). Box and Jenkins (1976) developed the classic methodology that uses the time series for generating models such as the autoregressive mobile media model (ARMA) or also the ARIMA model for obtaining predictions.

Karl *et al.* (2000) found an increment in the global warming rate using the time series of global mean

* Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: septiembre, 2014. Aprobado: agosto, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 50: 1-13. 2016.

generar modelos como el autoregresivo de media móvil (ARMA) o también el modelo ARIMA para obtener predicciones.

Karl *et al.* (2000) reportaron un aumento en la tasa de calentamiento global usando la serie de tiempo de la temperatura media global indicada por Quayle *et al.* (1999), por medio del análisis de valores mensuales de temperatura y con modelos ARMA. Reikard (2009) investigó la predicción de la radiación solar en intervalos de tiempos de 5 min hasta varias horas y aunque los datos exhibieron variabilidad no lineal debido a la nubosidad, en la mayoría de las pruebas se obtuvieron los mejores resultados usando los modelos ARIMA. Pulido (2002) propuso estimar la demanda de agua en las próximas 24 h en un sistema de distribución de agua para riego usando modelos ARIMA y otros modelos. Para predecir la lluvia del monzón de verano en la India, Chattopadhyay y Chattopadhyay (2010) identificaron un modelo ARIMA como adecuado, pero el modelo de redes neuronales autorregresivas (ARNN) proporcionó mejores predicciones, mientras que Narayanan *et al.* (2013) usaron modelos ARIMA para predecir las lluvias antes del monzón en el oeste de la India.

Debido a que los modelos ARIMA son una herramienta para realizar predicción de series de tiempo univariadas, en esta investigación se propuso elaborar un programa de cómputo que calcule la predicción en tiempo real de variables meteorológicas usando modelos ARIMA y probar su efectividad en condiciones de baja y alta precipitación.

MATERIALES Y MÉTODOS

Para esta investigación se usó una computadora con procesador de 2.2 GHz, 2 GB de memoria RAM y sistema operativo Windows 7°. En la computadora se instaló: el programa de cómputo MySQL Server®, que es un gestor de bases de datos para almacenar información (Korhonen *et al.*, 2008); Microsoft Visual Studio 2010° que es un conjunto completo de herramientas de desarrollo para la generación de aplicaciones Web ASP.NET, Servicios Web XML, aplicaciones de escritorio y aplicaciones móviles (Randolph *et al.*, 2010); MySQL Conector Net 6.3.5° que es un conector del programa Microsoft Visual Studio 2010° con MySQL Server (Kofler, 2005); R Statistics 2.15.3°, un paquete de cómputo estadístico (Dalgaard, 2008); librerías 'rcom' y 'rscproxy' del programa R Statistics 2.15.3 (conectores del programa R Statistics 2.15.3 con Microsoft Visual Studio 2010); y la librería 'forecast' del programa R Statistics 2.15.3, se usó para la estimación y predicción de los modelos ARIMA.

temperature indicated by Quayle *et al.* (1999), using the analysis of monthly values of temperature and with ARMA models. Reikard (2009) investigated the prediction of solar radiation in 5 min time intervals for various hours, and although the data exhibited non-linear variability due to cloudiness, in most of the tests best results were obtained using the RIMA models. Pulido (2002) proposed the estimation of water demand in the next 24 h in a water distribution system for irrigation using ARIMA and other models. To predict rainfall of the summer monsoon in India, Chattopadhyay and Chattopadhyay (2010) identified an ARIMA model as adequate, but the autoregressive neuronal network model (ARNN) provided better predictions, while Narayanan *et al.* (2013) used ARIMA models to predict rainfall prior to the monsoon in western India.

Because the ARIMA models are a tool used for univariate weather prediction, the present investigation was made with the purpose of elaborating a computer program that calculates prediction in real time of meteorological variables using ARIMA models and testing its effectiveness under low and high rainfall conditions.

MATERIALS AND METHODS

The present investigation used a computer with a processor of 2.2 GHz, 2 GB of RAM memory and Windows 7° operative system. The following programs were installed: MySQL Server®, which is an administrator of data bases for storing information (Korhonen *et al.*, 2008); Microsoft Visual Studio 2010°, which is a complete set of development tools for the generation of applications of Web ASP.NET, XML Web Services, desktop and mobile applications (Randolph *et al.*, 2010); MySQL Connector Net 6.3.5° which is a connector of the program Microsoft Visual Studio 2010° with MySQL Server (Kofler, 2005); R Statistics 2.15.3°, computer statistical package (Dalgaard, 2008); 'rcom' and 'rscproxy' libraries of the program R Statistics 2.15.3 (connectors of the program R Statistics 2.15.3 with Microsoft Visual Studio 2010); and the 'forecast' library of the program R Statistics 2.15.3, which was used for the estimation and prediction of the ARIMA models.

To store meteorological information, a data base was made integrated with two data tables, in the program MySQL Server (Figure 1). The first data table was called 'station' and was used to store the information of each meteorological station, and for each station an identifier is required of station, latitude, longitude, altitude and name, and the primary key is the station identifier. The second data table, called 'elemhoraria' was used

Para almacenar información meteorológica se elaboró una base de datos integrada con dos tablas de datos, en el programa MySQL Server (Figura 1). La primera tabla de datos se denominó 'estación' y fue usada para guardar la información de cada estación meteorológica, y por cada estación se requiere un identificador de estación, latitud, longitud, altitud y nombre, y la llave primaria es el identificador de estación. La segunda tabla de datos, denominada 'elemhoraria', se usó para almacenar la información de los datos meteorológicos a nivel horario de estaciones meteorológicas; los datos almacenados en esta tabla son: fecha y hora, evapotranspiración (ET_0 en mm), velocidad del viento (VELS en m/s), precipitación (mm), radiación solar (RAD SOL en W/m^2), temperatura media (TEMP en $^{\circ}C$), humedad relativa (HR en %), y un identificador de estación de la cual provienen los datos; la llave primaria es la unión de los datos de fecha e identificador de estación.

En la Figura 1 se observa que una estación puede tener muchos registros a nivel horario y muchas estaciones pueden tener datos meteorológicos para una hora en particular.

Datos meteorológicos

Para comprobar la bondad predictiva de los modelos ARIMA, se usaron datos de tres estaciones meteorológicas automáticas (EMAS) del Servicio Meteorológico Nacional, México, para el 2013. Las EMAS fueron: ENCB. II del IPN, ubicada en $19^{\circ} 29' 55'' N$, $99^{\circ} 08' 43'' O$ y altitud de 2240 m; Acolman, ubicada en $19^{\circ} 38' 05'' N$, $98^{\circ} 54' 42'' O$ y altitud de 2269 m; Chapingo, ubicada en $19^{\circ} 29' 39'' N$, $98^{\circ} 53' 19'' O$ y altitud de 2260 m.

En las EMAS para este estudio hay datos continuos a nivel horario de cinco variables meteorológicas en dos periodos: el primero es del 7 de marzo de 2013 a las 16:00 h y el 17 de marzo de 2013 a las 15:00 h; el segundo es del 16 de junio de 2013 a las 16:00 h y 26 de junio de 2013 a las 15:00 h. Las variables meteorológicas obtenidas de las EMAS fueron: velocidad del viento (m/s), precipitación (mm), radiación solar (W/m^2), temperatura media ($^{\circ}C$), humedad relativa (%). Además se calculó la evapotranspiración de referencia (ET_0) por el método de Penman Monteith (Allen, 2006) con los datos anteriores.

Modelos ARIMA

Según Pankratz (1983), los modelos ARIMA sirven para predecir series simples (de una sola variable), en los que las predicciones de los modelos ARIMA están basadas sólo en valores pasados de la variable a predecir. Los modelos ARIMA se pueden usar para hacer predicciones a corto plazo porque la mayoría de ellos ponen mayor énfasis en el pasado reciente que en el pasado distante; se aplican a variables discretas o continuas, aunque el tiempo debe ser igualmente espaciado y en intervalos discretos;

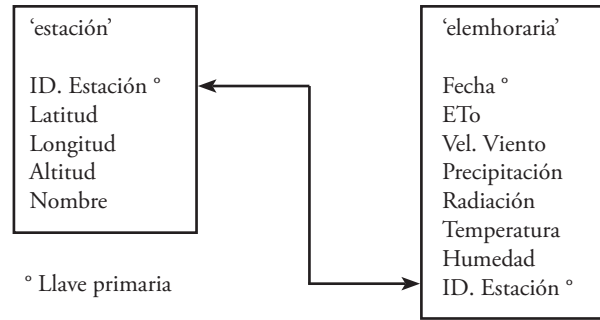


Figura 1. Base de datos.

Figure 1. Data base

to store the information of the meteorological data at the time level of meteorological stations; the data stored in this table are: date and time, evapotranspiration (ET_0 in mm), wind velocity (VELS in m/s), rainfall (mm), solar radiation (SOLRAD in W/m^2), mean temperature (TEMP in $^{\circ}C$), relative humidity (RH in %), and an identifier of the station from which the data is from: the primary key is joining the data of date and station identifier.

In Figure 1, it is observed that a station can have many records at the hourly level and many stations can have meteorological data for a particular hour.

Meteorological data

To test the predictive goodness of the ARIMA models, data were used from three automatic meteorological stations (EMAS) of the National Meteorological Service, Mexico, for 2013. The EMAS considered were as follows: ENCB. II of the IPN, located at $19^{\circ} 29' 55'' N$, $99^{\circ} 08' 43'' W$ and altitude of 2240 m; Acolman, located at $19^{\circ} 38' 05'' N$, $98^{\circ} 54' 42'' W$ and altitude of 2269 m; Chapingo, located at $19^{\circ} 29' 39'' N$, $98^{\circ} 53' 19'' W$ and altitude of 2260 m.

In the EMAS for this study there are continuous data at the hourly level of five meteorological variables in two periods: the first is of March 7, 2013 at 16:00 h and March 17, 2013 at 15:00 h; the second is of June 16, 2013 at 16:00 h and June 26, 2013 at 15:00 h. The meteorological variables obtained from the EMAS were as follows: wind velocity (m/s), rainfall (mm), solar radiation (W/m^2), mean temperature ($^{\circ}C$), relative humidity (%). In addition, reference evapotranspiration (ET_0) was calculated by the Penman Monteith method (Allen, 2006) with the above data.

ARIMA Models

According to Pankratz (1983), the ARIMA models serve to predict simple series (of a single variable), in which the

son útiles para predecir series de datos que contienen variación estacional (u otras variaciones periódicas), incluyendo aquellas con patrones estacionales cambiantes; requieren como mínimo alrededor de 50 observaciones; se aplican sólo a series de datos estacionarios, y una serie de tiempo estacionaria tiene una media, varianza y función de autocorrelación constantes a través del tiempo (Pankratz, 1983).

El requisito de una serie de tiempo estacionaria puede parecer enteramente restrictiva, pero la mayoría de las series no estacionarias en la práctica se pueden transformar a una serie estacionaria a través de una transformación llamada “diferenciar”, la cual es una operación relativamente simple que envuelve el cálculo de cambios sucesivos en los valores de las series de datos. Los cambios en la serie de datos se conocen como (ω_t) y se obtienen con la ecuación $\omega_t = z_t - z_{t-1}$, donde z representa los valores de la serie de datos. Con las diferencias se construye una nueva serie diferente de la serie original, y una “diferencia” es cuando la media de una serie de datos cambia con el tiempo. Es posible “diferenciar” más de una sola vez para obtener una serie estacionaria. Al ya tener una serie estacionaria, se realiza la búsqueda por un buen modelo ARIMA y consiste en: identificación, estimación, diagnóstico del modelo; y si el modelo es adecuado se realiza la predicción (Pankratz, 1983).

Descripción del procedimiento de la librería Forecast para estimar el modelo ARIMA

Según Hyndman *et al.* (2013), un obstáculo común al usar modelos ARIMA para predecir es que el proceso de selección del orden es generalmente considerado subjetivo y difícil de aplicar. Por tanto, se elaboró la librería Forecast para elegir el orden del modelo de manera automática, y donde los algoritmos son aplicables a ambos, datos estacionales y no-estacionales.

Para Hyndman *et al.* (2013) un proceso ARIMA(p,d,q) no-estacional está dado por:

$$(1-B^d)y_t = c + \phi(B)y_t + \phi(B)\varepsilon_t$$

donde $\{\varepsilon_t\}$ es un proceso de ruido blanco con media cero y varianza σ^2 , B es el operador de retraso, y $\phi(z)$ y $\phi(z)$ son polinomios de orden p y q , respectivamente. Para asegurar causalidad e invertibilidad se asume que $\phi(z)$ y $\phi(z)$ no tienen raíces para $|z| < 1$. Si $c \neq 0$, hay un polinomio implícito de orden d en la función de predicción. El proceso estacional ARIMA (p,d,q) (P,D,Q)_m está dado por

$$(1-B^m)^D(1-B)^d y_t = c + \phi(B^m)\phi(B)y_t + \Theta(B^m)\theta(B)\varepsilon_t$$

predictions of the ARIMA models are based only on past values of the variable for prediction. The ARIMA models can be used to make short term predictions because most of them place more emphasis on the recent past than on the distant past; they are applied to discrete or continuous variables, although time should be equally spaced and in discrete intervals; they are useful for predicting data series that contain seasonal variation (or other periodic variations), including those with changing seasonal patterns; they require a minimum of 50 observations; it is applied only to series of stationary data, and a series of stationary time has a mean, variance and function of autocorrelation that are constant through time (Pankratz, 1983).

The requirement of a stationary time series may seem totally restrictive, but most of the non-stationary series in practice can be transformed into a stationary series through a process called “differentiation”, which is a relatively simple operation that involves the calculation of successive changes in the values of the data series. The changes in the data series are known as (ω_t) and are obtained with the equation $\omega_t = z_t - z_{t-1}$, where z represents the values of the data series. With the differences a new series is constructed, different from the original, and a “difference” is when the mean of a series of data changes with time. It is possible to “differentiate” more than just once to obtain a stationary series. When a stationary series is obtained, a good ARIMA model is sought and consists of: identification, estimation, diagnostic of the model, and if the model is adequate the prediction is made (Pankratz, 1983).

Description of the procedure of the Forecast library for estimating the ARIMA model

According to Hyndman *et al.* (2013), a common obstacle when using ARIMA models for prediction is that the selection process of the order is generally considered subjective and difficult to apply. Therefore, the Forecast library was made to select the order of the model automatically, and where the algorithms are applicable to both stationary and non-stationary data.

For Hyndman *et al.* (2013), a non-stationary ARIMA process (p,d,q) is obtained by:

$$(1-B^d)y_t = c + \phi(B)y_t + \phi(B)\varepsilon_t$$

where $\{\varepsilon_t\}$ is a white noise process with mean zero and variance σ^2 , B is the delay operator, and $\phi(z)$ and $\phi(z)$ are polynomials of order p and q , respectively. To insure causality and invertibility, it is assumed that $\phi(z)$ and $\phi(z)$ do not have roots for $|z| < 1$. If $c \neq 0$, there is an implicit polynomial of d order in the prediction function. The seasonal process ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_m is obtained as follows:

donde $\phi(z)$ y $\phi(z)$ son polinomios de orden P y Q respectivamente, cada uno no conteniendo raíces dentro del círculo unitario. Si $c \neq 0$, hay un polinomio implícito de orden $d+D$ en la función de predicción.

La tarea principal de la librería Forecast que Hyndman *et al.* (2013) realizan en la predicción automática del modelo ARIMA, es seleccionar un apropiado orden de modelo y son los valores de p, q, P, Q, D, d . Si D y d conocidos. Los órdenes p, q, P y Q se pueden seleccionar por medio de un criterio de información como el Criterio de Información de Akaike (AIC):

$$AIC = -2 \log(L) + 2 (p+q+P+Q+k)$$

donde $k=1$ si $c \neq 0$ y 0 de otra manera, y L es la probabilidad maximizada del modelo ajustado a los datos diferenciados $(1-B)^D (1-B)^d y_t$.

Para propósitos de predicción Hyndman *et al.* (2013) indican que es mejor hacer tan pocas diferencias como sea posible. Para datos no estacionales Hyndman *et al.* (2013) consideran modelos ARIMA(p,d,q) donde d es seleccionada basándose en el test de raíces unitarias sucesivas KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992). El método prueba los datos para una raíz unitaria; si el resultado de la prueba es significativa, se prueban los datos diferenciados para una raíz unitaria; y así sucesivamente.

Para datos estacionales, en la librería Forecast se consideran modelos ARIMA(p,d,q) (P,D,Q_m) donde m es la frecuencia estacional y $D=0$ o $D=1$, dependiendo de una prueba extendida de Canova-Hansen (Canova and Hansen, 1995). Después de seleccionar D se elige d aplicando el test de raíces unitarias sucesivas KPSS a los datos estacionales diferenciados (si $D=1$) o a los datos originales (si $D=0$).

Estimación de la predicción

Con Microsoft Visual Studio 2010 se desarrolló una aplicación ejecutable (.exe), con la cual se realizan funciones para la predicción de las variables meteorológicas. Sin embargo, antes de describir dichas funciones es importante remarcar que la mayoría de las EMAS tienen la opción de descargar la información que registran y guardarla en archivos de texto. Por lo anterior, se realizó la primera función para extraer los datos de las variables meteorológicas almacenados en archivos de texto (de cada EMAS) y guardarlos en la base de datos. En la base de datos se almacenan los datos meteorológicos a nivel horario de distintas EMAS y se organizan por fecha y por identificador de EMA; los datos obtenidos se guardan en la tabla de datos 'elemhoraria'. Con esta función también se calcula la evapotranspiración de referencia

$$(1-B^m)^D (1-B)^d y_t = c + \phi(B^m) \phi(B) y_t + \Theta(B^m) \theta(B) \varepsilon_t$$

where $\phi(z)$ and $\phi(z)$ are polynomials of order P and Q , respectively, neither one containing roots within the unitary circle. If $c \neq 0$, there is an implicit polynomial of order $d+D$ in the prediction function.

The principal task of the Forecast library that Hyndman *et al.* (2013) carry out in the automatic prediction of the ARIMA model is to select an appropriate order of model and they are the known values of p, q, P, Q, d . If D and d are known. The orders p, q, P and Q can be selected by means of a criterion of information such as the Akaike Information Criterion (AIC):

$$AIC = -2 \log(L) + 2 (p+q+P+Q+k)$$

where $k=1$ if $c \neq 0$ and 0 otherwise, and L is the maximized probability of the model fitted to the differentiated data $(1-B)^D (1-B)^d y_t$.

For purposes of prediction, Hyndman *et al.* (2013) point out that it is better to make the fewest differences possible. For non-seasonal data, Hyndman *et al.* (2013) consider ARIMA(p,d,q) models where d is selected based on the test of successive unitary roots KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992). The method tests the data for a unitary root; if the result of the test is significant, differentiated data are tested for a unitary root; and so on.

For seasonal data, in the Forecast library ARIMA(p,d,q) (P,D,Q_m) models are considered where m is the seasonal frequency and $D=0$ or $D=1$, depending on an extended test of Canova-Hansen (Canova and Hansen, 1995). After selecting D , d is selected applying the test of successive unitary roots KPSS to the differentiated seasonal data (if $D=1$) or to the original data (if $D=0$).

Estimation of the prediction

With Microsoft Visual Studio 2010 a usable application was developed (.exe), with which functions are made for the prediction of the meteorological variables. However, before describing these functions it is important to emphasize that most of the EMAS have the option of downloading the information they record and saving it in text files. Therefore, a first function was made for extracting the data of the meteorological variables stored in text files (of each EMAS) and storing them in the data base. The meteorological data are stored in the data base at the schedule level of different EMAS and are organized by date and identifier of EMA; the data obtained are stored in the data table 'elemhoraria'. Its function is also used to calculate reference

por el método de Penman Monteith (Allen, 2006) y el resultado se almacena en la misma tabla de datos.

Cuando termina la primera función se tienen los promedios de las variables meteorológicas a nivel horario en la base de datos. Con la segunda función se genera una serie de tiempo por cada variable meteorológica de las tres EMAS, y la serie de tiempo así generada tiene 60 datos. Cada dato de la serie de tiempo consiste en el promedio de dos horas; por ejemplo, si para el día 16/06/2013 a las 16:00, 17:00, 18:00 y 19:00 h el promedio de temperatura fue 22, 23.7, 24.7 y 24.8 °C respectivamente, y el día 21 de junio de 2013 a las 14:00 y 15:00 h el promedio de temperatura fue 16.2 y 15.6 °C, respectivamente, entonces la serie de tiempo tendrá los valores 22.85, 24.75, ..., 15.9 °C, con un total de 60 datos. Las series de tiempo generadas se almacenan en un archivo de texto creado automáticamente con extensión '.txt' para cada EMA (Figura 2); el archivo tiene seis columnas (una columna por cada variable meteorológica) y 61 filas. La primera fila contiene los nombres de las variables meteorológicas; sin embargo, sólo se analizaron cuatro variables. La primera variable está en la primera columna y tiene los datos de evapotranspiración de referencia (mm), en la cuarta columna están los datos de radiación solar (W/m²), en la quinta columna están los datos de la temperatura (°C), y en la sexta columna están los datos de humedad relativa (%).

Al terminar la segunda función se tienen las series de tiempo para cada variable meteorológica necesaria para realizar la predicción. Con la tercera función se realiza la predicción. En el primer paso de la tercera función se establece una conexión entre el programa R Statistics 2.15.3 con Microsoft Visual Studio 2010; el lenguaje de programación fue C#. Después se envía un comando al programa R Statistics 2.15.3 para hacer el ajuste de las series de tiempo, de cada variable meteorológica, a un modelo ARIMA usando la función "auto.arima" de la librería Forecast (Hyndman *et al.*, 2013); después de lo anterior, ya con el modelo ARIMA estimado automáticamente, se envía un comando al programa

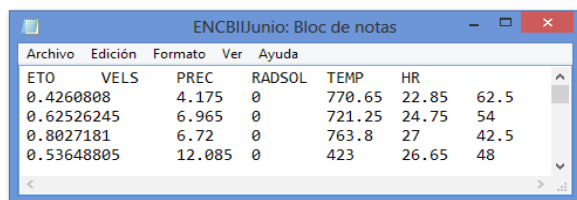
evapotranspiration by the Penman Monteith method (Allen, 2006) and the result is stored in the same data table.

When the first function is completed, the averages of the meteorological variables are obtained at the hour level in the data base. The second function is used to generate a time series for each meteorological variable of the three EMAS, and the resulting time series contains 60 data. Each data of the time series consists of the average of two hours. For example, if for day 16/06/2013 at 16:00, 17:00, 18:00 and 19:00 the average temperature was 22, 23.7, 24.7 and 24.8 °C, respectively, and on June 21 of 2013 at 14:00 and 15:00 h the average temperature was 16.2 and 15.6 °C, respectively, then the time series will have the values 22.85, 24.75, ..., 15.9 °C, with a total of 60 data. The generated time series are stored in a text file created automatically with extension '.txt' for each EMA (Figure 2). The file has six columns (one column for each meteorological variable) and 61 days. The first row contains the names of the meteorological variables; however, only four variables are analyzed. The first variable is in the first column and has the data of reference evapotranspiration (mm), the fourth column has the data of solar radiation (W/m²), the fifth column contains the data of temperature (°C) and the sixth column includes the data of relative humidity (%).

When the second function is finished, we have obtained the time series for each meteorological variable necessary for carrying out the prediction. The prediction is obtained with the third function. In the first step of the third function a connection is established between the program R Statistics 2.15.3 and Microsoft Visual Studio 2010; the programming language was C#. Then a command is sent to the program R Statistics 2.15.3 to fit the time series of each meteorological variable to an ARIMA model using the function "auto.arima" of the Forecast library (Hyndman *et al.*, 2013). Next, using the automatically estimated ARIMA model, a command is sent to the program R Statistics 2.15 to make the prediction of the next 60 elements in the time series.

The function "auto.arima" of the Forecast library (Hyndman *et al.*, 2013) gives back the best ARIMA model. However, the function "auto.arima" requires arguments such as a univariate time series, the order of the first difference "d" (if it is not put in, the function "auto.arima" selects a value according to the KPSS test), the order of the first seasonal difference "D" (if it is not put in, the function "auto.arima" calculates it), the maximum value for p , q , P , Q , the initial value of p , q , P , Q (optional), if the time series is stationary, if the time series is seasonal, among other optional data.

For the function "auto.arima" the options were specified of maximum value of p equal to 5, maximum value of q equal to 5, and the seasonal option equal to "TRUE", because otherwise the search for non-seasonal models is restricted. The last function consists of saving the predictions obtained with the function



ETO	VELS	PREC	RADSOL	TEMP	HR
0.4260808	4.175	0	770.65	22.85	62.5
0.62526245	6.965	0	721.25	24.75	54
0.8027181	6.72	0	763.8	27	42.5
0.53648805	12.085	0	423	26.65	48

Figura 2. Contenido del archivo de texto con series de tiempo de variables meteorológicas para la EMA ENCBI para el periodo de junio.

Figure 2. Content of the text file with time series of meteorological variables for the EMA ENCBI for the period of June.

R Statistics 2.15 para hacer la predicción de los 60 elementos siguientes en la serie de tiempo.

La función “auto.arima” de la librería Forecast (Hyndman *et al.*, 2013) regresa el mejor modelo ARIMA. No obstante, la función “auto.arima” requiere argumentos como una serie de tiempo univariada, el orden de la primera diferencia “d” (si no se coloca, la función “auto.arima” elige un valor de acuerdo con la prueba KPSS), el orden de la primera diferencia estacional “D” (si no se coloca, la función “auto.arima” lo calcula), el máximo valor para p , q , P , Q , el valor inicial de p , q , P , Q (opcional), si la serie de tiempo estacionaria, si la serie de tiempo es estacional, entre otros datos opcionales.

Para la función “auto.arima” se especificaron las opciones valor máximo de p igual a 5, valor máximo de q igual a 5, y la opción estacional igual a “TRUE” porque de lo contrario se restringe la búsqueda para modelos no-estacionales. La última función consiste en guardar las predicciones obtenidas con la función “auto.arima”. Para lo anterior, se crean archivos de texto con extensión ‘.txt’ y en estos se almacenan las predicciones; el nombre del archivo se crea con la unión del nombre de la EMA, el nombre de la variable y la palabra PRED al final (para indicar que es predicción). En la Figura 3 se muestra el archivo generado de la estación ENCBII para la variable temperatura del aire.

En el archivo texto generado por la predicción (Figura 3), en la primera línea, la predicción del promedio de la variable entre las 16:00 y 17:00 h el 21 de junio de 2013, en la segunda línea está la predicción del promedio de la variable entre las 18:00 y 19:00 h el 21 de junio de 2013, y en la última fila del archivo está la predicción del promedio de la variable entre las 14:00 y 15:00 h del día 26 de junio de 2013.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La precisión de la predicción en los dos periodos fue evaluada. En el primero, los datos observados entre 7 de marzo de 2013 a las 16:00 h hasta el 12 de marzo de 2013 a las 15:00 h, se usaron para generar la serie de tiempo, y los datos observados entre 12 de marzo de 2013 a las 16:00 y 17 de marzo de 2013 a las 15:00 h se usaron para compararlos con los datos estimados con el modelo de predicción. Después se evaluó la precisión de la predicción en el segundo periodo. Los datos observados entre el 16 de junio de 2013 a las 16:00 h y el 21 de junio de 2013 a las 15:00 h se usaron para generar la serie de tiempo. Los datos observados entre 21 de junio de 2013 a las 16:00 h y el 26 de junio de 2013 a las 15:00 h se usaron para compararlos con los datos de las predicciones estimadas.

“auto.arima”. To carry this out, text files are created with extension ‘.txt’ where the predictions are stored. The name of the file is created with the combination of the name of the EMA, the name of the variable and the word PRED at the end (to indicate that it is prediction). Figure 3 shows the name of the file generated of the station ENCBII for the variable air temperature.

In the text file generated by the prediction (Figure 3), in the first line, the prediction of the average of the variable between 16:00 and 17:00 h on June 21 of 2013, in the second line is the prediction of the average of the variable between 18:00 and 19:00 h on June 21 of 2013, and in the last row of the file is the prediction of the average of the variable between 14:00 and 15:00 h of June 26 of 2013.

RESULTS AND DISCUSSION

The precision of the prediction in the two periods was evaluated. In the first, the data observed between March 7 of 2013 at 16:00 h until March 12 of 2013 at 15:00 h were used to generate the time series, and the data observed between March 12 of 2013 at 16:00 and March 17 of 2013 at 15:00 h were used to be compared with the data estimated with the prediction model. Next, the precision of the prediction in the second period was evaluated. The data observed between June 16 of 2013 at 16:00 h and June 21 of 2013 at 15:00 were used to generate the time series. The data observed between June 21 of 2013 at 16:00 h and June 26 of 2013 at 15:00 h were used to compare with the data of the estimated predictions.

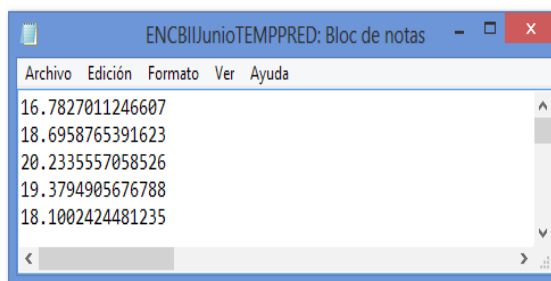


Figura 3. Archivo generado con datos de la predicción estimada con la función “auto.arima” para la EMA ENCBII en el periodo de junio y la variable meteorológica temperatura del aire (°C).

Figure 3. File generated with data of the prediction estimated with the function “auto.arima” for the EMA ENCBII in the period of June and the meteorological variable air temperature (°C).

En las Figuras 4 y 5 se graficaron los datos observados con los datos estimados de las variables meteorológicas: humedad relativa (%), temperatura del aire (°C), radiación solar (W/m^2) y evapotranspiración de referencia (mm). Los datos tomados como observados de evapotranspiración de referencia fueron calculados con el método de Penman Monteith (Allen, 2006) y usando los datos observados de las demás variables meteorológicas.

In Figures 4 and 5 the observed data were graphed with the estimated data of the meteorological variables: relative humidity (%), air temperature (°C), solar radiation (W/m^2) and reference evapotranspiration (mm). The data obtained as observed from reference evapotranspiration were calculated with the method of Penman Monteith (Allen, 2006) and using the observed data of the other meteorological variables.

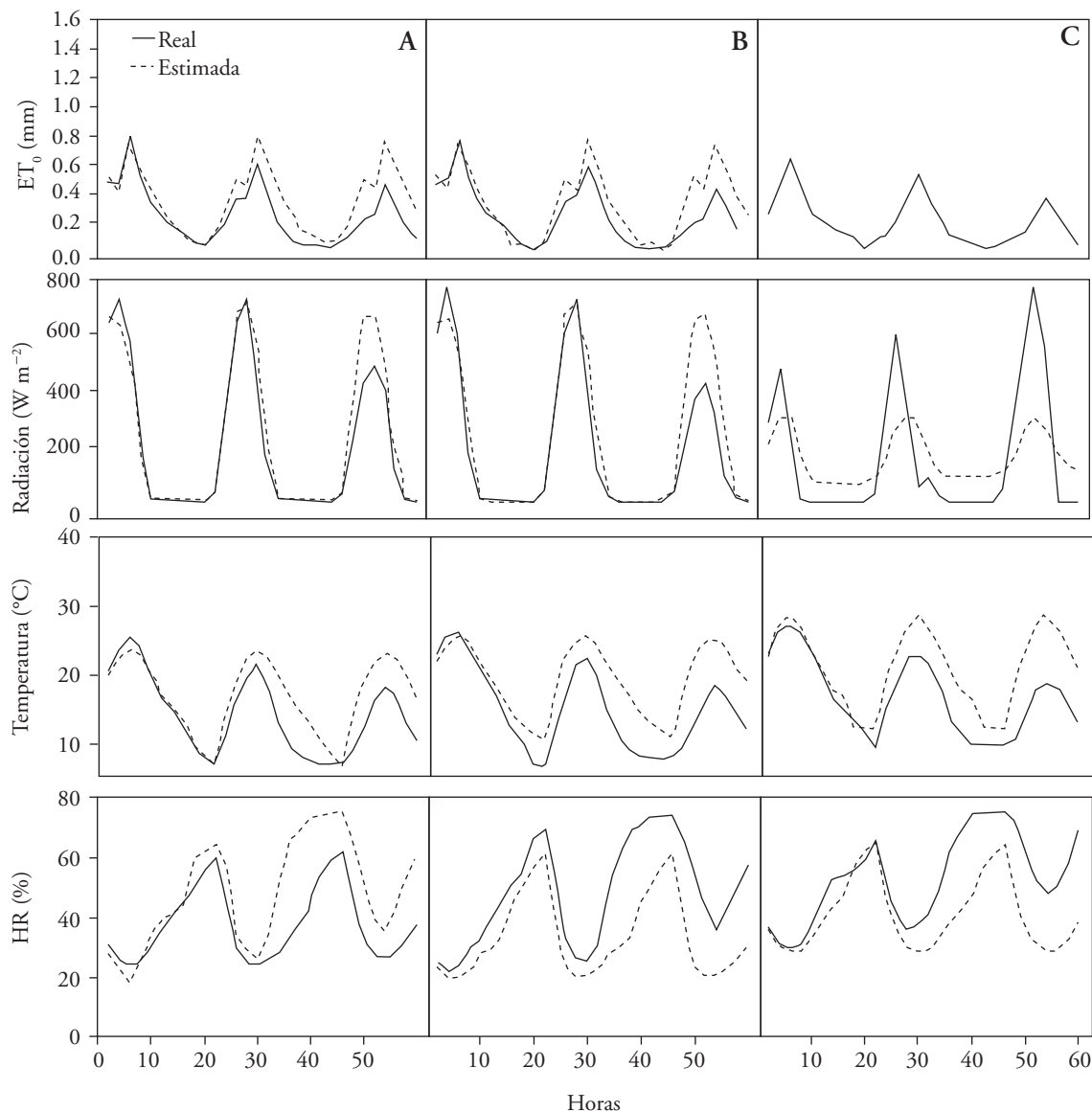


Figura 4. Predicción y variables observadas 60 h hacia adelante para la EMA Acolman (A), Chapingo (B), y ENCB. II del IPN (C) en el primer periodo (marzo).

Figure 4. Prediction and variables observed 60 h ahead for the EMA Acolman (A), Chapingo (B), and ENCB. II of the IPN (C) in the first period (March).

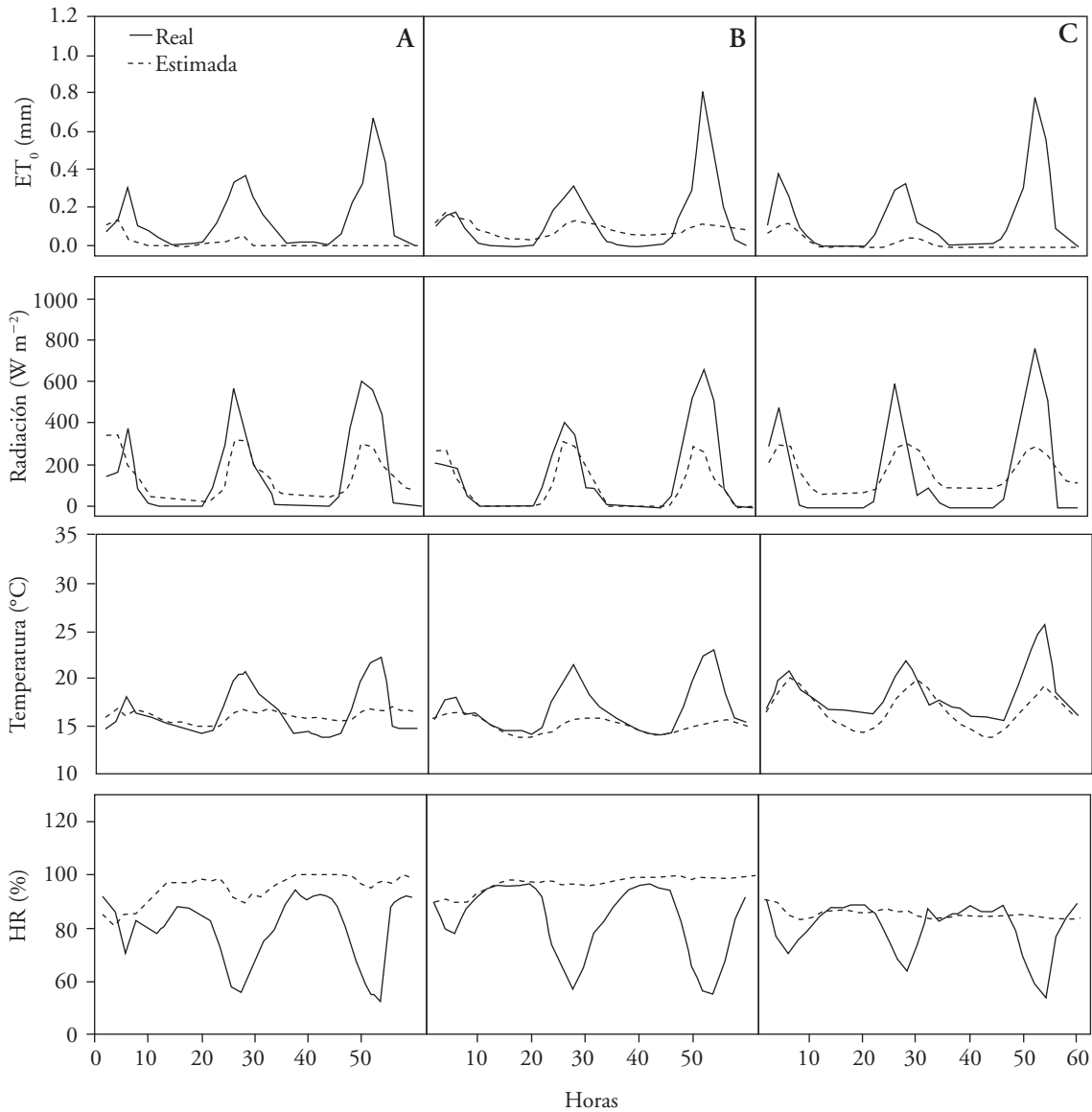


Figura 5. Predicción y variables observadas 60 h hacia adelante para la EMA Acolman (A), Chapingo (B), y ENCB. II del IPN (C) en el segundo periodo (junio).

Figure 5. Prediction and variables observed 60 h forward for the EMA Acolman (A), Chapingo (B), and ENCB II of the IPN (C) in the second period (June).

Los modelos ARIMA obtenidos para cada estación y variable meteorológica están en el Cuadro 1.

Para una serie de tiempo dada $\{y_n\}$, la predicción persistente se obtiene al colocar $y(n+1)=y(n)$, que implica que el promedio de la variable para la siguiente hora es igual al promedio de la variable en la hora actual (Kavasseri *et al.*, 2009).

Para comparar la bondad predictiva de los modelos ARIMA con la predicción persistente se calcularon

The ARIMA models obtained for each station and meteorological variable are found in Table 1.

For a given time series $\{y_n\}$, the persistent prediction is obtained by placing $y(n+1)=y(n)$, which implies that the average of the variable for the next hour is equal to the average of the variable in the present hour (Kavasseri *et al.*, 2009).

To compare the predictive goodness of the ARIMA models with the persistent prediction,

Cuadro 1. Modelos ARIMA para las series de tiempo de las variables meteorológicas evapotranspiración (ET0), humedad relativa (HR), radiación solar (RAD SOL) y temperatura del aire (TEMP).**Table 1. ARIMA models for the time series of the meteorological variables evapotranspiration (ET0), relative humidity (RH), solar radiation (SOLRAD) and air temperature (TEMP).**

Estación	Variable	ϕ_1	ϕ_2	θ_1	θ_2	θ_3	Φ_1	Θ_1	ARIMA (p, d, q)(P, D, Q) ₁₂
Periodo de marzo									
Acolman	ET0	0.38					-0.58		(1, 0, 0)(1, 1, 0)
Chapingo	ET0	0.68							(1, 0, 0)(0, 1, 0)
ENCBII	ET0								Sin ajuste
Acolman	HR			0.86	0.69	0.45	-0.67		(0, 0, 3)(1, 1, 0)
Chapingo	HR	1.11	-0.35				-0.28		(2, 0, 0)(1, 1, 0)
ENCBII	HR			-0.44				-0.45	(0, 1, 1)(0, 1, 1)
Acolman	RADSOL	0.81	-0.26				-0.72		(2, 0, 0)(1, 1, 0)
Chapingo	RADSOL	0.40	-0.25				-0.67		(2, 0, 0)(1, 1, 0)
ENCBII	RADSOL			-0.27					(0, 0, 1)(0, 1, 0)
Acolman	TEMP							-0.61	(0, 1, 0)(0, 1, 1)
Chapingo	TEMP	1.45	-0.62	-0.43			0.97	-0.50	(2, 0, 1)(1, 0, 1)
ENCBII	TEMP			0.76					(0, 0, 1)(0, 1, 0)
Periodo de junio									
Acolman	ET0	1.63	-0.87	-1.68	0.78		0.73		(2, 1, 2)(1, 0, 0)
Chapingo	ET0	1.19	-0.51	-0.96			0.57		(2, 1, 1)(1, 0, 0)
ENCBII	ET0			0.22			0.60		(0, 1, 1)(1, 0, 0)
Acolman	HR	0.34					0.68		(1, 1, 0)(1, 0, 0)
Chapingo	HR	0.35					0.38		(1, 1, 0)(1, 0, 0)
ENCBII	HR	0.72		-0.50	-0.42		0.36		(1, 1, 2)(1, 0, 0)
Acolman	RADSOL	1.23	-0.55				0.83		(2, 0, 0)(1, 0, 0)
Chapingo	RADSOL	0.62		0.52			0.89	-0.39	(1, 0, 1)(1, 0, 1)
ENCBII	RADSOL			1.02	0.50		0.80	-0.37	(0, 0, 2)(1, 0, 1)
Acolman	TEMP	1.38	-0.63				0.64		(2, 0, 0)(1, 0, 0)
Chapingo	TEMP	1.66	-0.91	-1.67	0.72		0.29		(2, 1, 2)(1, 0, 0)
ENCBII	TEMP	0.41		0.04	-0.35	-0.56	0.95	-0.75	(1, 1, 3)(1, 0, 1)

mediciones del error y del cuadrado medio del error (MSE). Cadenas y Rivera (2007) mencionan que si el valor observado en el tiempo t es y_t y F_t es la predicción para el mismo tiempo, entonces el error se define como $e_t = y_t - F_t$, y el cuadrado medio del error es:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2$$

En nuestro estudio el valor observado del promedio de la temperatura del aire entre las 16:00 y 17:00 del 12 de marzo, 2013, fue 20.7 °C y el valor obtenido con la predicción del modelo ARIMA para el mismo tiempo fue 19.96 °C, por lo cual el MSE del modelo ARIMA, de ese tiempo fue de 0.547. El valor de la predicción persistente de ese mismo tiempo fue

measurements of the error and of the mean square of the error (MSE) were calculated. Cadenas and Rivera (2007) point out that is the value observed in the time t is y_t and F_t is the prediction for the same time, then the error is defined as $e_t = y_t - F_t$, and the mean square of the error is:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2$$

In our study the observed value of the average of air temperature between 16:00 and 17:00 of March 12, 2013, was 20.7 °C and the value obtained with the prediction of the ARIMA model for the same time was 19.96 °C, thus the MSE of the ARIMA model of that time was 0.547. The value of the persistent

14.95 (el valor observado del promedio de la temperatura del aire entre las 14:00 y 15:00 h del 12 de marzo de 2013); por lo tanto, el valor del MSE del modelo persistente, de ese tiempo fue de 33.06. La misma operación se realizó para las 40 h hacia adelante (20 tiempos hacia adelante).

El valor MSE se calculó en tiempos de 5 en 5 hacia adelante para todas las variables (5, 10, 15, 20, etc.) hasta que el valor del MSE obtenido con la predicción de los modelos ARIMA (MSE_A) fuera mayor que el valor del MSE obtenido con la predicción del modelo de persistencia (MSE_B). En la variable temperatura del aire del periodo de marzo de la estación Acolman se encontró que hasta 15 tiempos hacia adelante el valor del MSE_A (2.531) fue menor que el del MSE_B (10.309); y a los 20 tiempos el valor del MSE_A (11.204) fue mayor que el del MSE_B (10.422). Para comparar los errores se calculó un porcentaje de mejoría de la predicción del modelo ARIMA con respecto a la predicción con el modelo persistente.

El porcentaje de mejoría de la predicción del modelo ARIMA con respecto a la predicción con el modelo persistente (PM) se calculó como sigue:

$$PM = 100 - \frac{MSE_A * 100}{MSE_P}$$

donde MSE_A es el MSE del modelo ARIMA, MSE_P es el MSE del modelo persistente.

En la variable temperatura del aire del periodo de marzo de la estación Acolman y 15 tiempos hacia adelante, se encontró que el valor del PM fue 75.4 %, lo cual indica que el modelo ARIMA se desempeña 75.4 % mejor que el modelo persistente hasta los 15 tiempos hacia adelante (30 h). De la misma manera se realizó el cálculo del PM para todas las variables meteorológicas en ambos periodos (marzo y junio) y para las tres EMAS (Cuadro 2).

Dos aspectos importantes en un esquema de predicción son: 1) que tan bien un modelo retiene su precisión sobre el horizonte de predicción y, 2) que tan robusto es el esquema para la elección del horizonte de predicción (Kavasseri *et al.*, 2009). Para observar el primer aspecto se realizaron predicciones de los valores de las variables meteorológicas hacia adelante hasta que el PM fuera menor que cero. Cuando

prediction of this same time was 14.95 (the observed value of the average of the air temperature between 14:00 and 15:00 h of March 12, 2013); therefore, the value of the MSE of the persistent model of this time was 33.06. The same operation was carried out for the 40 h ahead (20 times ahead).

The MSE value MSE was calculated from 5 in 5 times ahead for all of the variables (5, 10, 15, 20, etc) until the value of the MSE obtained with the prediction of the ARIMA models (MSE_A) was higher than the value of the MSE obtained with the prediction of the persistence model (MSE_B). In the air temperature variable of the period of March of the Acolman station, it was found that up to 15 times ahead the value of MSE_A (2.531) was lower than that of the MSE_B (10.309); and at 20 times the value of MSE_A (11.204) was higher than that of MSE_B (10.422). To compare the errors, a percentage of improvement of prediction was calculated of the ARIMA model with respect to the prediction with the persistent model.

The percentage of improvement of the prediction of the ARIMA model with respect to the prediction with the persistent model (PM) was calculated as follows:

$$PM = 100 - \frac{MSE_A * 100}{MSE_P}$$

where MSE_A is the MSE of the ARIMA model, MSE_P is the MSE of the persistent model.

In the variable of air temperature of the period of March at the Acolman station and 15 times ahead, it was found that the value of PM was 75.4 %, which indicates that the ARIMA model performs 75.4 % better than the persistent model as far as 15 times ahead (30 h). Thus, the calculation of the PM was made for all of the meteorological variables in both periods (March and June) and for the three EMAS (Table 2).

Two important aspects in a prediction plan are: 1) how well a model retains its precision over the prediction horizon, and 2) how robust is the plan for the selection of the prediction horizon (Kavasseri *et al.*, 2009). To observe the first aspect, predictions were made of the values of the meteorological variables ahead until the PM was less than zero. When the values of PM are less than zero, it indicates that

Cuadro 2. Porcentaje de mejoría de la predicción del modelo ARIMA con respecto a la predicción con el modelo persistente (PM) para las estaciones meteorológicas Acolman (A), Chapingo (B), y ENCBII (C), los tiempos hacia adelante (T) y en los periodos de marzo y junio.

Table 2. Percentage of improvement of the prediction of the ARIMA model with respect to the prediction with the persistent model (PM) for meteorological stations Acolman (A), Chapingo (B), and ENCBII (C), the times ahead (T) and in the periods of March and June.

Variable	T	PM (%)							
		Marzo			Junio			Promedio	
		A	B	C	A	B	C	Marzo	Junio
ET0	20	51.4	55.7	----	-153.3	-42.6	-56.1	53.6	-84.0
HR	15	65.7	27.7	49.5	-408.8	-425.3	-135.3	46.7	-323.1
RADSOL	30	83.3	64.9	65.0	19.1	13.1	23.8	71.0	18.7
TEMP	15	75.4	33.0	21.7	-42.0	-140.8	4.9	43.4	-59.3

los valores de PM son menores que cero, indica que el MSE_p fue mejor que el MSE_A (la predicción con el modelo persistente fue mejor que con el modelo ARIMA). Para observar el segundo aspecto se eligieron dos periodos: el periodo de marzo con muy poca precipitación (menos de tres eventos de precipitación y menos de 1 mm en total), y el periodo de junio en donde se presentan más de 20 eventos de precipitación (más de 8 mm en total).

El modelo ARIMA predice mejor que el persistente más de 15 tiempos hacia adelante para las variables ET0, HR, RADSOL y TEMP en el periodo de marzo (Cuadro 2). Para el periodo de junio se encontró que el modelo persistente fue mejor que el ARIMA para las variables ET0, HR y TEMP. Una probable razón de esto es que la precipitación afecta las demás variables meteorológicas y puede cambiar el comportamiento de una serie temporal.

CONCLUSIONES

El uso de software de computadora y modelos ARIMA permite al investigador estimar la predicción de variables meteorológicas automáticamente y en tiempo real. Sin embargo, los resultados indican que, en promedio, en el periodo de marzo con muy poca precipitación (menos 1 mm), la predicción con los modelos ARIMA fue mejor que la predicción con el modelo persistente en: 53.6 % en evapotranspiración de referencia hasta 20 tiempos hacia adelante (40 h); 46.7 % en humedad relativa hasta 15 tiempos hacia adelante (30 h); 71 % en radiación solar hasta 30 tiempos hacia adelante (60 h); 43.4% en temperatura

the MSE_p was better than the MSE_A (the prediction with the persistent model was better than with the ARIMA model). To observe the second aspect, two periods were selected: the period of March with very little precipitation (less than three rainfall events and less than 1 mm total) and the period of June in which more than 20 rainfall events occurred (more than 8 mm total).

The ARIMA model predicts better than the persistent model more than 15 times ahead for the variables ET0, RH, SOLRAD and TEMP in the period of March (Table 2). For the period of June it was found that the persistent model was better than the ARIMA model for the variables ET0, RH and TEMP. A possible reason for this is that rainfall affects the other meteorological variables and can change the behavior of a time series.

CONCLUSIONS

The use of computer software and ARIMA models allows the investigator to estimate the prediction of meteorological variables automatically and in real time. However, the results indicate that on the average, in the period of March with very little rainfall (less than 1 mm), prediction with the ARIMA models was better than prediction with the persistent model with: 53.6 % in reference evapotranspiration by as much as 20 times ahead (40 h); 46.7 % in relative humidity up to 15 times ahead (30 h); 71 % in solar radiation up to 30 times ahead (60 h); 43.4 % in air temperature as much as 15 times ahead (30 h). In the period of June, the predictions obtained with the

del aire hasta 15 tiempos hacia adelante (30 h). En el periodo de junio, las predicciones obtenidas con el modelo persistente fueron mejores que con el modelo ARIMA.

persistent model were better than with the ARIMA model.

—End of the English version—

LITERATURA CITADA



- Allen, R. G. 2006. Evapotranspiración del cultivo: guías para la determinación de los requerimientos de agua de los cultivos. FAO 56: 89-173
- Box, G. E. and G. M. Jenkins. 1976. Time Series Analysis: Forecasting and Control. Revised Ed., Holden-Day, San Francisco. pp: 469-471
- Cadenas, E., and W. Rivera. 2007. Wind speed forecasting in the south coast of Oaxaca, Mexico. *Renew. Energy* 32: 2116-2128.
- Canova, F. and B. E. Hansen. 1995. Are seasonal patterns constant over time? a test for seasonal stability. *J. Bus. Econ. Stat.* 13: 237-252.
- Chattopadhyay, S., and G. Chattopadhyay. 2010. Univariate modelling of summer-monsoon rainfall time series: comparison between ARIMA and ARNN. *C. R. Geoscience* 342: 100-107.
- Dalgaard, P. 2008. *Introductory Statistics with R*. Second Edition. Springer Science Business Media, LLC. New York, NY, USA. 364 p.
- Hyndman, R. J. and Y. Khandakar. 2008. Automatic time series forecasting: The forecast package for R. *J. Stat. Software* 27: 1-22.
- Hyndman R. J., G. Athanasopoulos, S. Razbash, D. Schmidt, Z. Zhou, Y. Khan and C. Bergmeir. 2013. Forecasting functions for time series and linear models. R package version 4.06. <http://cran.r-project.org/web/packages/forecast>. (Accessed: June 2013).
- Karl, T. R., R. W. Knight, and B. Baker. 2000. The record breaking global temperatures of 1997 and 1998: Evidence for an increase in the rate of global warming?. *Geophys. Res. Lett.* 27: 719-722.
- Kavasseri, R. G., and K. Seetharaman. 2009. Day-ahead wind speed forecasting using f-ARIMA models. *Renew. Energy* 34(5): 1388-1393.
- Kofler, M. 2005. *The Definitive Guide to MySQL 5*. David Kramer. Third edition. APRESS. New York, NY, USA. 172 p.
- Korhonen, K., F. Donadini, P. Riisager, and L. J. Pesonen. 2008. GEOMAGIA50: an archeointensity database with PHP and MySQL. *Geochem. Geophys. Geosyst.* 9: 1-14.
- Kwiatkowski, D., P. C. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *J. Econom.* 54: 159-178.
- Narayanan, P., A. Basistha, S. Sarkar, and S. Kamna. 2013. Trend analysis and ARIMA modelling of pre-monsoon rainfall data for western India. *C. R. Geoscience* 345: 22-27.
- Pankratz, A. 1983. *Forecasting With Univariate Box-Jenkins Models Concepts and Cases*. Ed., John Wiley & Sons. United States. pp. 3-19.
- Pulido-Calvo, I., J. Roldán, R. López-Luque, and J. C. Gutiérrez-Estrada. 2002. Técnicas de predicción a corto plazo de la demanda de agua. *Aplicación al uso agrícola*. *Ing. del Agua* 9: 319-331.
- Quayle, R. G., T. C. Peterson, A. N. Basist, and C. S. Godfrey. 1999. An operational near-real-time global temperature index. *Geophys. Res. Lett.* 26: 333-335.
- Randolph, N., D. Gardner, M. Minutillo, and C. Anderson. 2010. *Professional Visual Studio 2010*. Wrox. Wiley Publishing, Inc, Indianapolis, Indiana. 1177 p.
- Reikard, G. 2009. Predicting solar radiation at high resolutions: A comparison of time series forecasts. *Sol. Energy* 83: 342-349.
- Vitart, F., A. W. Robertson, and D. L. Anderson. 2012. Proyecto de predicción subestacional a estacional: tendiendo un puente entre el tiempo y el clima. *Boletín de la OMM* 61: 23-28.

AJUSTE DE LAS DISTRIBUCIONES GVE, LOG Y PAG CON MOMENTOS L DEPURADOS (1,1) EN 21 REGISTROS DE CRECIENTES ANUALES DE LA REGION HIDROLÓGICA No. 10 (SINALOA), MÉXICO

FITTING OF THE GEV, GLO AND GPA DISTRIBUTIONS WITH TRIMMED L MOMENTS (1, 1) IN 21 ANNUAL FLOOD RECORDS OF THE HYDROLOGICAL REGION No. 10 (SINALOA), MEXICO

Daniel F. Campos-Aranda

Facultad de Ingeniería de la Universidad Autónoma de San Luis Potosí. Genaro Codina Número 240. 78280 San Luis Potosí, San Luis Potosí. (campos_aranda@hotmail.com)

RESUMEN

El dimensionamiento y seguridad hidrológica de todas las obras hidráulicas de aprovechamiento o control depende de las crecientes de diseño. La estimación confiable de esas magnitudes hidrológicas está asociada con la disponibilidad de datos de gastos máximos anuales y su representación, lo más exacta posible, en una función de distribución de probabilidades (FDP). El método de los momentos L, que son combinaciones lineales de los estadísticos de orden, es uno de los procedimientos de ajuste más exactos que permite la estimación de los parámetros de una FDP. Versiones robustas se han propuesto de los momentos L, al dar peso nulo a los valores extremos de la muestra; es el caso de los momentos L depurados (1,1) que no toman en cuenta el dato menor ni el mayor. En este estudio, se exponen ambos métodos de ajuste para las FDP general de valores extremos (GVE), logística generalizada (LOG) y Pareto generalizada (PAG), que son modelos probabilísticos con aceptación mundial en el análisis de frecuencia de datos hidrológicos extremos. Mediante el error estándar de ajuste (EEA) se realizó el contraste de la aplicación de las FDP citadas, a los 21 registros de crecientes anuales disponibles en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa, México). Los resultados indicaron que las FDP condujeron a los EEA menores en tres, siete y once de los registros procesados. El método de ajuste por momentos L depurados (1,1) logró un EEA menor en diez de los registros procesados. Por lo tanto, se recomienda su aplicación sistemática en los análisis de frecuencia de datos hidrológicos extremos.

Palabras clave: momentos L, momentos L depurados (1,1), distribuciones GVE, LOG y PAG, error estándar de ajuste, gráficos de diagnóstico.

ABSTRACT

The hydrological dimensioning and security of all water use or control works depend on the flood design. The reliable estimation of those hydrologic magnitudes is related to the availability of the most accurate possible maximum annual discharge data and their representation, in a probability distribution function (PDF). The method of L moments, which are linear combinations of the order statistics, is one of the most accurate fitting procedures that allow to estimate the parameters of an PDF. Robust versions have been proposed for L moments, since they give no weight to the extreme values of the sample; such is the case of the trimmed L moments (1,1), which do not take into account the lowest nor the highest data. This study presents both fitting methods for the PDFs general extreme value (GEV), generalized logistic (GLO) and generalized Pareto (GPA), which are probability models with worldwide acceptance in the frequency analysis of hydrological extreme data. Using the standard error of fit (SEF) the contrast was performed for the application of the mentioned PDFs, to 21 records of annual floods available in the Hydrological Region No. 10 (Sinaloa, Mexico). The results indicated that the PDFs led to the lowest SEFs in three, seven, and eleven of the records processed. The method of adjustment by trimmed L moments (1,1) achieved a lower SEF in ten of the records processed. Therefore, its systematic use is recommended in the frequency analyses of extreme hydrological data.

Key words: L moments, trimmed L moments (1,1), GEV, GLO, and GPA distributions, Fitting Standard Error, diagnosis graphs.

INTRODUCTION

The infrastructure for water use and control, such as reservoirs, protection dikes, embankments and rectifications, bridges,

* Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: mayo, 2015. Aprobado: diciembre, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 50: 15-31. 2016.

INTRODUCCIÓN

La infraestructura hidráulica de aprovechamiento o control, como embalses, diques de protección, encauzamientos y rectificaciones, puentes y drenaje pluvial, requieren en sus etapas de planeación, diseño, operación y revisión de la estimación lo más exacta posible de las crecientes de diseño. Con base en esas estimaciones hidrológicas todas las obras hidráulicas se dimensionan y su seguridad depende de ellas. Las crecientes de diseño son predicciones que se asocian a probabilidades de excedencia reducidas. El método más confiable para obtenerlas consiste en representar los datos disponibles de gastos máximos anuales o serie anual de máximos por una función de distribución de probabilidades (FDP) y, a partir de ella, realizar las predicciones buscadas (Deka y Borah, 2011; Ahmad *et al.*, 2013). Este procedimiento se conoce como análisis de frecuencias de crecientes (AFC) y consta de las siguientes cinco etapas (Campos-Aranda, 2014): 1) recopilación de la información y verificación de su calidad estadística, 2) selección de una FDP, 3) elección de un método de estimación de sus parámetros de ajuste, 4) cuantificación objetiva del ajuste logrado con cada FDP y técnica de estimación, y 5) selección de resultados.

El AFC permite realizar predicciones cuyos intervalos promedio de recurrencia en años generalmente exceden varias veces la amplitud del registro disponible; por ello, son extrapolaciones que involucran errores. Para minimizar estos errores se sugieren dos enfoques diferentes. El primero fue utilizar FDP cada vez más flexibles y por ello se pasó de los modelos de dos parámetros de ajuste a los de tres, y se llegó al uso de la función Kappa de cuatro y la Wakeby o las funciones mixtas con cinco parámetros de ajuste. El segundo enfoque busca el uso mejorado de los datos disponibles, dando más importancia a sus valores grandes. Estadísticamente se trabaja con dos tipos nuevos de series de datos, conocidos como series de duración parcial y muestras censuradas o truncadas (Moisello, 2007).

La aplicación inicial de las series de duración parcial comenzó a mediados del siglo pasado y corresponde al uso de todos los datos superiores a un valor umbral; en cambio el uso de las series censuradas comenzó en la década de 1980. Desde la década de 1990 la técnica de ajuste de una FDP, mediante los momentos L, que son combinaciones lineales de los

and rainwater drainage, require in their stages of planning, design, operation and revision of the most accurate possible estimations of the flood designs. Based on these hydrological estimations, all these hydraulic works are dimensioned, and their security depends on them. The flood designs are predictions that relate to a reduced probability of exceedance. The most reliable method to obtain them is to represent the available data of maximum annual discharge or annual series of maximums with a probability function distribution (PDF), and from this, carry out the desired predictions (Deka and Borah, 2011; Ahmad *et al.*, 2013). This procedure is known as the flood frequency analysis (FFA) and it consists of the following five stages (Campos-Aranda, 2014): 1) compilation of information and verifying its statistical quality, 2) selecting an PDF, 3) choosing a method for estimating its fitting parameters, 4) objective quantification of the fitting achieved with each PDF and estimation technique, and 5) selecting results.

The FFA helps carry out predictions whose yearly recurrence average intervals generally exceed severalfold the amplitude of the record available, and they are therefore extrapolations that involve errors. In order to minimize these errors, two different approaches are suggested. The first one consists of using increasingly flexible PDFs, which is why the two fitting parameter models were changed for those with three parameters, and even the four parameter Kappa and Wakeby or mixed functions with five fitting parameters were used. The second approach seeks the improved use of the available data, giving more importance to its higher values. Statistically, there is work with two new types of data series, known as partial duration series, and censored or truncated samples (Moisello, 2007).

The initial application of the partial duration series began in mid-20th century, and corresponds to the use of all the data higher than a threshold value, whereas the use of the censored series began in the 1980s. Since the 1990s, the technique for fitting a PDF using L moments, which are linear combinations of the order statistics of the data, has become a standard procedure due to its ease and to the consistency of its results. Besides, the trimmed L moments (1,1) were proposed, which give no value to the lowest and highest values in the series, which is why they are more robust, since they are more

estadísticos de orden de los datos, se ha convertido en un procedimiento estándar debido a su sencillez y consistencia de resultados. Además se propusieron los momentos L depurados (1,1), los cuales dan peso nulo al valor menor y al mayor de la serie; por ello son más robustos, al ser menos sensibles a los valores dispersos o extremos (Shabri *et al.* 2011; Ahmad *et al.* 2013).

El objetivo de este estudio fue exponer la teoría de los momentos L, como base para la descripción detallada de los momentos L depurados (1,1). Las ecuaciones que estiman los tres parámetros de ajuste se citaron, con los métodos de momentos L y de momentos L depurados (1,1), en las tres FDP: la general de valores extremos (GVE), la logística generalizada (LOG) y la Pareto generalizada (PAG). En seguida se ajustaron, con ambos métodos, estas tres FDP a los 21 registros de crecientes anuales disponibles en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa; México) y con base en el error estándar de ajuste se analizaron los resultados y se formularon las conclusiones.

MATERIALES Y MÉTODOS

Momentos L poblacionales

Los momentos estadísticos se utilizan para caracterizar una serie de datos observados o una FDP. Los momentos L y los L depurados se han establecido como procedimientos alternativos de los momentos convencionales, ya que tienen menor varianza de muestreo y son más robustos cuando hay valores dispersos. Como los momentos convencionales, los de orden de uno a cuatro caracterizan a la localización, escala, asimetría y kurtosis (Hosking, 1990; Elamir y Scheult, 2003).

De acuerdo con Karvanen (2006), el concepto de los momentos L se originó al final de la década de 1960, con variados resultados aislados sobre combinaciones lineales de los estadísticos de orden, los que culminaron con el trabajo de Greenwood *et al.* (1979). Hosking (1990) unificó la teoría de los momentos L y proporcionó guías para su uso práctico, que se han extendido a las áreas de la hidrología, meteorología y otras disciplinas de la ingeniería.

Los momentos L están relacionados con los valores esperados de los estadísticos de orden. Sea X una variable aleatoria y sea $X_{j:n}$ su estadístico de orden, otra variable aleatoria distribuida como su j -ésimo elemento más pequeño de una muestra aleatoria de tamaño n , tomada de la FDP de X . Además, sea $Q(u)$ la llamada función de cuantiles, es decir la solución inversa de la ecuación de la FDP, es entonces una función que aumenta en el intervalo de $u \in [0,1]$. Los primeros cuatro momentos L poblacionales son (Hosking, 1990; Hosking y Wallis, 1997; Karvanen, 2006):

sensitive to scattered or extreme values (Shabri *et al.* 2011; Ahmad *et al.* 2013).

The aim of this study was to expose the theory of the L moments as a base to describe in detail the trimmed L moments (1,1). The equations that estimate the three fitting parameters were mentioned, with the methods of L moments and trimmed L moments (1,1), in the three PDFs: the general extreme value (GEV), generalized logistics (GLO), and generalized Pareto (GPA). Next, these three PDFs were fitted, using both methods, to the 21 available records of annual floods in Hydrological Region No. 10 (Sinaloa; Mexico), and based on the fitting standard error, the results were analyzed and the conclusions were drawn.

MATERIALS AND METHODS

Population L Moments

Statistical moments are used to characterize a series of observed data or a PDF. The L moments and trimmed L moments were established as alternative procedures to conventional moments, since they have lower sampling variance and are more robust when there are disperse values. Like conventional moments, those of order one to four characterize the location, scale, asymmetry, and kurtosis (Hosking, 1990; Elamir and Scheult, 2003).

According to Karvanen (2006), the concept of L moments was created at the end of the 1960's, with various isolated results on linear combinations of the order statistics, which culminated with the work by Greenwood *et al.* (1979). Hosking (1990) unified the theory of L moments and provided guides for their practical use, which have extended to the areas of hydrology, meteorology, and other disciplines of engineering.

L moments are related to the expected values of the order statistics. Let X a random variable and $X_{j:n}$ its order statistic, another random variable distributed as its j -th smallest element from a random sample with size n , extracted from the PDF of X . Also, let $Q(u)$ the so-called quantile function, i.e., the reverse solution of the PDF equation, is then a function that is increased in the interval of $u \in [0,1]$. The first four population L moments are (Hosking, 1990; Hosking y Wallis, 1997; Karvanen, 2006):

$$\lambda_1 = E(X_{1:1}) = \int_0^1 Q(u) du \quad (1)$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2} E(X_{2:2} - X_{1:2}) = \int_0^1 Q(u)(2u-1) du \quad (2)$$

$$\lambda_1 = E(X_{1:1}) = \int_0^1 Q(u) du \quad (1)$$

$$\lambda_2 = \frac{1}{2} E(X_{2:2} - X_{1:2}) = \int_0^1 Q(u)(2u-1) du \quad (2)$$

$$\lambda_3 = \frac{1}{3} E(X_{3:3} - 2X_{2:3} + X_{1:3}) = \int_0^1 Q(u)(6u^2 - 6u + 1) du \quad (3)$$

$$\lambda_4 = \frac{1}{4} E(X_{4:4} - 3X_{3:4} + 3X_{2:4} - X_{1:4}) = \int_0^1 Q(u)(20u^3 - 30u^2 + 12u - 1) du \quad (4)$$

su expresión general es:

$$\lambda_r = \frac{1}{r} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} E(X_{r-k:r}) \text{ para cada momento } r=1, 2, 3, \dots \quad (5)$$

donde el segundo paréntesis es un cociente de factoriales que define el número de combinaciones posibles de los m términos tomando q en cada arreglo; su expresión general es (Asquith, 2011):

$$\binom{m}{q} = \frac{m!}{q!(m-q)!} \quad \text{para } q \leq m \quad (6)$$

Por convención $0!=1$ y la función factorial Gamma es $\Gamma(m+1)=m!$. Los valores esperados de los estadísticos de orden de la ecuación 5 se estiman con la expresión siguiente (Hosking y Wallis, 1997; Kottegoda y Rosso, 2008; Asquith, 2011):

$$E(X_{r:n}) = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} \int_0^1 Q(u) \cdot u^{r-1} \cdot (1-u)^{n-r} du \quad (7)$$

La ecuación anterior establece la relación entre los momentos de probabilidad ponderada de Greenwood *et al.* (1979) y los momentos L. Los cocientes de momentos L de asimetría para $r=3$ y kurtosis para $r=4$ son:

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2} \quad \text{para } r = 3 \text{ y } 4 \quad (8)$$

$$\lambda_3 = \frac{1}{3} E(X_{3:3} - 2X_{2:3} + X_{1:3}) = \int_0^1 Q(u)(6u^2 - 6u + 1) du \quad (3)$$

$$\lambda_4 = \frac{1}{4} E(X_{4:4} - 3X_{3:4} + 3X_{2:4} - X_{1:4}) = \int_0^1 Q(u)(20u^3 - 30u^2 + 12u - 1) du \quad (4)$$

its general expression is:

$$\lambda_r = \frac{1}{r} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} E(X_{r-k:r}) \text{ for each moment } r=1, 2, 3, \dots \quad (5)$$

where the second parenthesis is a quotient of factorials that defines the number of possible combinations of the m terms, taking q in each arrangement; its general expression is (Asquith, 2011):

$$\binom{m}{q} = \frac{m!}{q!(m-q)!} \quad \text{para } q \leq m \quad (6)$$

By conventions $0! = 1$ and the Gamma factorial function is $\Gamma(m+1)=m!$. The values expected of the order statistics of equation 5 are estimated using the following expression (Hosking and Wallis, 1997; Kottegoda and Rosso, 2008; Asquith, 2011):

$$E(X_{r:n}) = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} \int_0^1 Q(u) \cdot u^{r-1} \cdot (1-u)^{n-r} du \quad (7)$$

The above equation establishes the relation between the probability weighted moments by Greenwood *et al.* (1979) and the L moments. The quotients of L moments of asymmetry for $r=3$ and kurtosis for $r=4$ are:

$$\tau_r = \frac{\lambda_r}{\lambda_2} \quad \text{for } r = 3 \text{ y } 4 \quad (8)$$

Trimmed population L moments (1,1)

These moments, designated as "TL" for "Trimmed," which means depurated, cut, or truncated, give no weight to extreme observations and are therefore robust generalizations of the L moments. Its population expressions are (Elamir and Seheult, 2003; Hosking, 2007):

Momentos L depurados (1,1) poblacionales

Estos momentos, designados como “TL” de “Trimmed” que significa depurado, cortado o truncado, asignan peso nulo a las observaciones extremas y por ello son generalizaciones robustas de los momentos L. Sus expresiones poblacionales son (Elamir y Seheult, 2003; Hosking, 2007):

$$\lambda_1^{(1,1)} = E(X_{2:3}) = 6 \int_0^1 Q(u)u(1-u)du \quad (9)$$

$$\lambda_2^{(1,1)} = \frac{1}{2} E(X_{3:4} - X_{2:4}) = 6 \int_0^1 Q(u)u(1-u)(2u-1)du \quad (10)$$

$$\lambda_3^{(1,1)} = \frac{1}{3} E(X_{4:5} - 2X_{3:5} + X_{2:5}) = \frac{20}{3} \int_0^1 Q(u)u(1-u)(5u^2 - 5u + 1)du \quad (11)$$

$$\lambda_4^{(1,1)} = \frac{1}{4} E(X_{5:6} - 3X_{4:6} + 3X_{3:6} - X_{2:6}) = \frac{15}{2} \int_0^1 Q(u)u(1-u)(14u^3 - 21u^2 + 9u - 1)du \quad (12)$$

su expresión general es:

$$\lambda_r^{(s,t)} = \frac{1}{r} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} E(X_{r+s-k:r+s+t}) \text{ para } r = 1, 2, 3, \dots \quad (13)$$

Los cocientes de momentos L depurados (1,1) se calculan con la ecuación 8.

Momentos L depurados (1,1) de la muestra

En una muestra o serie de datos de tamaño n ordenada en forma progresiva de manera que $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$ la estimación no sesgada de $\lambda_r^{(i)}$, debido a que $s=t$, será (Elamir y Seheult, 2003; Hosking, 2007):

$$l_r^{(i)} = \frac{1}{r} \sum_{i=t+1}^{n-t} \left[\frac{\sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} \binom{i-1}{r+t-1-k} \binom{n-i}{t+k}}{\binom{n}{r+2t}} \right] X_{i:n} \quad (14)$$

$$\lambda_1^{(1,1)} = E(X_{2:3}) = 6 \int_0^1 Q(u)u(1-u)du \quad (9)$$

$$\lambda_2^{(1,1)} = \frac{1}{2} E(X_{3:4} - X_{2:4}) = 6 \int_0^1 Q(u)u(1-u)(2u-1)du \quad (10)$$

$$\lambda_3^{(1,1)} = \frac{1}{3} E(X_{4:5} - 2X_{3:5} + X_{2:5}) = \frac{20}{3} \int_0^1 Q(u)u(1-u)(5u^2 - 5u + 1)du \quad (11)$$

$$\lambda_4^{(1,1)} = \frac{1}{4} E(X_{5:6} - 3X_{4:6} + 3X_{3:6} - X_{2:6}) = \frac{15}{2} \int_0^1 Q(u)u(1-u)(14u^3 - 21u^2 + 9u - 1)du \quad (12)$$

its general expression is:

$$\lambda_r^{(s,t)} = \frac{1}{r} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} E(X_{r+s-k:r+s+t}) \text{ for } r = 1, 2, 3, \dots \quad (13)$$

The quotient of trimmed L moments (1,1) is calculated using equation 8.

Trimmed L moments (1,1) of the sample

In a sample or series of data sized n , ordered progressively in such a way that $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$, the estimation is not biased for $\lambda_r^{(i)}$, because $s=t$, it will be (Elamir and Seheult, 2003; Hosking, 2007):

$$l_r^{(i)} = \frac{1}{r} \sum_{i=t+1}^{n-t} \left[\frac{\sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} \binom{i-1}{r+t-1-k} \binom{n-i}{t+k}}{\binom{n}{r+2t}} \right] X_{i:n} \quad (14)$$

where $l_r^{(i)}$ is a symmetrically pondered linear combination of a trimmed or truncated sample sized $(n-2t)$ of values ordered $X_{t+1:n}, \dots, X_{n-t:n}$. The quotients of trimmed L moments (1,1) of the sample shall be: $t_3^{(1,1)}$ and $t_4^{(1,1)}$, evaluated with equation 8.

donde $I_r^{(i)}$ es una combinación lineal simétricamente ponderada de una muestra depurada o truncada de tamaño $(n-2t)$ de valores ordenados $X_{t+1:n}, \dots, X_{n-t:n}$. Los cocientes de momentos L depurados (1,1) de la muestra serán: $t_3^{(1,1)}$ y $t_4^{(1,1)}$, evaluados con la ecuación 8.

Ajuste con momentos L de las distribuciones GVE, LOG y PAG

Hosking y Wallis (1997) destacan en su Tabla 5.1, que estas tres FDP, cuando su parámetro de forma es negativo ($k < 0$), tienen sus colas derechas más gruesas o densas que todas las otras FDP comúnmente utilizadas en los AFC. Debido a ello han ganado aceptación en los análisis de frecuencias de datos hidrológicos extremos (El Adlouni *et al.* 2008). Esas FDP, cuando $k=0$, definen las funciones de dos parámetros de ajuste conocidas como Gumbel, logística y exponencial. Estas FDP también coinciden en tener un límite superior cuando $k > 0$.

A continuación se citan para las distribuciones GVE, LOG y PAG su fórmula $F(x)$, solución inversa $x(F)$, con la cual se estiman las predicciones que se asocian a una cierta probabilidad de no excedencia (F) y las ecuaciones que permiten estimar sus tres parámetros de ajuste (k, a, u) correspondientes a la forma, escala y ubicación, con el método de momentos L.

Distribución GVE (Stedinger *et al.*, 1993): intervalo de x : $u+a/k \leq x < \infty$ si $k < 0$; $-\infty < x < \infty$ si $k=0$; $-\infty < x \leq u+a/k$ si $k > 0$.

$$F(x) = e^{-e^{-y}} \quad (15)$$

donde y es la variable reducida:

$$y = -\frac{1}{k} \ln \left[1 - k \left(\frac{x-u}{a} \right) \right] ; \quad k \neq 0 \quad (16)$$

$$y = \left(\frac{x-u}{a} \right) ; \quad k = 0 \quad (17)$$

$$x(F) = u + \frac{a}{k} \left[1 - (-\ln F)^k \right] ; \quad k \neq 0 \quad (18)$$

$$x(F) = u - a \cdot \ln(-\ln F) ; \quad k = 0 \quad (19)$$

$$k \cong 7.8590 \cdot c + 2.9554 \cdot c^2 \quad (20)$$

Fittings with the L moments of the distributions GEV, GLO, and GPA

Hosking and Wallis (1997) point out in their Table 5.1 that these three PDFs, when their shape parameters are negative ($k < 0$), have thicker or more dense right tails than all other PDFs commonly used in the FFA. Due to this, they have gained acceptance in the frequency analysis of hydrological extreme data (El Adlouni *et al.* 2008). Such PDFs, when $k=0$, define functions with two fitting parameters known as Gumbel, logistic, and exponential. These PDFs also coincide in having a top limit when $k > 0$.

Below are the formula $F(x)$, and quantile function $x(F)$ used for distributions GEV, GLO, and GPA, to estimate the predictions that relate to a certain probability of non-exceedance (F) and the equations that help estimate its three fitting parameters (k, a, u) for form, scale, and location, using the method of L moments.

GEV distribution (Stedinger *et al.*, 1993): interval of x : $u+a/k \leq x < \infty$ si $k < 0$; $-\infty < x < \infty$ si $k=0$; $-\infty < x \leq u+a/k$ si $k > 0$.

$$F(x) = e^{-e^{-y}} \quad (15)$$

where y is the reduced variable:

$$y = -\frac{1}{k} \ln \left[1 - k \left(\frac{x-u}{a} \right) \right] ; \quad k \neq 0 \quad (16)$$

$$y = \left(\frac{x-u}{a} \right) ; \quad k = 0 \quad (17)$$

$$x(F) = u + \frac{a}{k} \left[1 - (-\ln F)^k \right] ; \quad k \neq 0 \quad (18)$$

$$x(F) = u - a \cdot \ln(-\ln F) ; \quad k = 0 \quad (19)$$

$$k \cong 7.8590 \cdot c + 2.9554 \cdot c^2 \quad (20)$$

where:

$$c = \frac{2}{3+t_3} - 0.63093 \quad (21)$$

$$a = \frac{l_2 \cdot k}{\Gamma(1+k) \cdot (1-2^{-k})} \quad (22)$$

donde:

$$c = \frac{2}{3+t_3} - 0.63093 \quad (21)$$

$$a = \frac{l_2 \cdot k}{\Gamma(1+k) \cdot (1-2^{-k})} \quad (22)$$

$$u = l_1 - \frac{a}{k} \left[1 - \Gamma(1+k) \right] \quad (23)$$

Para la evaluación de la función Gamma se utilizó la fórmula de Stirling (Davis, 1965):

$$\Gamma(\varepsilon) \cong e^{-\varepsilon} \cdot \varepsilon^{\varepsilon-1/2} \cdot \sqrt{2\pi} \cdot \left(1 + \frac{1}{12 \cdot \varepsilon} + \frac{1}{288 \cdot \varepsilon^2} - \frac{139}{51840 \cdot \varepsilon^3} - \frac{571}{2488320 \cdot \varepsilon^4} + \dots \right) \quad (24)$$

Distribución LOG (Rao y Hamed, 2000): intervalo de x , idéntico al de la GVE.

$$F(x) = \frac{1}{1+e^{-y}} \quad (25)$$

donde y igual a las ecuaciones 16 y 17.

$$x(F) = u + \frac{a}{k} \left\{ 1 - \left[\frac{(1-F)}{F} \right]^k \right\} ; \quad k \neq 0 \quad (26)$$

$$x(F) = u - a \cdot \ln[(1-F)/F] ; \quad k = 0 \quad (27)$$

$$k = -t_3 \quad (28)$$

$$a = \frac{l_2}{\Gamma(1+k) \cdot \Gamma(l-k)} \quad (29)$$

$$u = l_1 + \frac{l_2 - a}{k} \quad (30)$$

Distribución PAG (Hosking y Wallis, 1997): intervalo de x : $u \leq x < \infty$ si $k \leq 0$; $u \leq x \leq u + a/k$ si $k > 0$.

$$u = l_1 - \frac{a}{k} \left[1 - \Gamma(1+k) \right] \quad (23)$$

To evaluate the Gamma function, the Stirling formula (Davis, 1965) was used:

$$\Gamma(\varepsilon) \cong e^{-\varepsilon} \cdot \varepsilon^{\varepsilon-1/2} \cdot \sqrt{2\pi} \cdot \left(1 + \frac{1}{12 \cdot \varepsilon} + \frac{1}{288 \cdot \varepsilon^2} - \frac{139}{51840 \cdot \varepsilon^3} - \frac{571}{2488320 \cdot \varepsilon^4} + \dots \right) \quad (24)$$

GLO distribution (Rao and Hamed, 2000): interval of x , identical to that of GVE.

$$F(x) = \frac{1}{1+e^{-y}} \quad (25)$$

where y equals equations 16 and 17.

$$x(F) = u + \frac{a}{k} \left\{ 1 - \left[\frac{(1-F)}{F} \right]^k \right\} ; \quad k \neq 0 \quad (26)$$

$$x(F) = u - a \cdot \ln[(1-F)/F] ; \quad k = 0 \quad (27)$$

$$k = -t_3 \quad (28)$$

$$a = \frac{l_2}{\Gamma(1+k) \cdot \Gamma(l-k)} \quad (29)$$

$$u = l_1 + \frac{l_2 - a}{k} \quad (30)$$

GPA distribution (Hosking and Wallis, 1997): interval of x : $u \leq x < \infty$ si $k \leq 0$; $u \leq x \leq u + a/k$ si $k > 0$.

$$F(x) = 1 - e^{-y} \quad (31)$$

where y equals equations 16 and 17.

$$x(F) = u + \frac{a}{k} \left[1 - (1-F)^k \right] ; \quad k \neq 0 \quad (32)$$

$$F(x) = 1 - e^{-y} \quad (31)$$

donde y igual a las ecuaciones 16 y 17.

$$x(F) = u + \frac{a}{k} 1 - (1 - F)^k \quad ; \quad k \neq 0 \quad (32)$$

$$x(F) = u - a \cdot \ln(1 - F) \quad ; \quad k = 0 \quad (33)$$

$$k = \frac{1 - 3t_3}{1 + t_3} \quad (34)$$

$$a = l_2(1 + k) \cdot (2 + k) \quad (35)$$

$$u = l_1 - l_2(2 + k) \quad (36)$$

Con los momentos y cocientes L expuestos por Campos-Aranda (2014) se estimaron los tres parámetros de ajuste de las distribuciones GVE, LOG y PAG con las ecuaciones 20 a 24, 28 a 30 y 34 a 36, respectivamente.

Ajuste con momentos L depurados (1,1) de las distribuciones GVE, LOG y PAG

Para la distribución GVE, Deka y Borah (2011) desarrollaron una ecuación de $\tau_3^{(1,1)}$ en función del parámetro de forma (k), cuya expresión empírica inversa es:

$$k = 0.29616 - 2.92896 \cdot \tau_3^{(1,1)} + 1.42917 \cdot (\tau_3^{(1,1)})^2 - 0.91133 \cdot (\tau_3^{(1,1)})^3 \quad (37)$$

La cual es válida cuando $-0.70 \leq k \leq 0.50$ y tiene un coeficiente de determinación cercano a uno y error estándar de la estimación de 0.00261. Las ecuaciones 38 a 45 proceden de Deka y Borah (2011), Shabri *et al.* (2011) y Ahmad *et al.* (2013).

$$a = \frac{l_2^{(1,1)}[1 / \Gamma(k)]}{6 \left[\frac{1}{2(4^k)} - \frac{1}{3^k} + \frac{1}{2^{k+1}} \right]} \quad (38)$$

$$x(F) = u - a \cdot \ln(1 - F) \quad ; \quad k = 0 \quad (33)$$

$$k = \frac{1 - 3t_3}{1 + t_3} \quad (34)$$

$$a = l_2(1 + k) \cdot (2 + k) \quad (35)$$

$$u = l_1 - l_2(2 + k) \quad (36)$$

Using the L moments and quotients displayed by Campos-Aranda (2014), the three fitting parameters of distributions GEV, GLO, and GPA were estimated using equations 20 to 24, 28 to 30, and 34 to 36, respectively.

Fitting with trimmed L moments (1,1) of the distributions GEV, GLO, and GPA

For the GEV distribution, Deka and Borah (2011) developed an equation of $\tau_3^{(1,1)}$ based on the parameter of shape (k), whose reverse empirical expression is:

$$k = 0.29616 - 2.92896 \cdot \tau_3^{(1,1)} + 1.42917 \cdot (\tau_3^{(1,1)})^2 - 0.91133 \cdot (\tau_3^{(1,1)})^3 \quad (37)$$

which is valid when $-0.70 \leq k \leq 0.50$ and has a determination coefficient close to one and a standard error of estimation of 0.00261. Equations 38 to 45 come from Deka and Borah (2011), Shabri *et al.* (2011), and Ahmad *et al.* (2013).

$$a = \frac{l_2^{(1,1)}[1 / \Gamma(k)]}{6 \left[\frac{1}{2(4^k)} - \frac{1}{3^k} + \frac{1}{2^{k+1}} \right]} \quad (38)$$

$$u = l_1^{(1,1)} - \frac{a}{k} \left[1 - \Gamma(k+1) \left(\frac{3}{2^k} - \frac{2}{3^k} \right) \right] \quad (39)$$

For the GLO distribution, we have:

$$k = -\frac{9t_3^{(1,1)}}{5} \quad (40)$$

$$u = l_1^{(1,1)} - \frac{a}{k} \left[1 - \Gamma(k+1) \left(\frac{3}{2^k} - \frac{2}{3^k} \right) \right] \quad (39)$$

Para la distribución LOG se tienen:

$$k = -\frac{9t_3^{(1,1)}}{5} \quad (40)$$

$$a = -\frac{2l_2^{(1,1)} \cdot \text{sen}(\pi \cdot k)}{\pi \cdot k(k^2 - 1)} \quad (41)$$

$$u = l_1^{(1,1)} + \frac{\pi \cdot a \cdot (1 - k^2)}{\text{sen}(\pi \cdot k)} - \frac{a}{k} \quad (42)$$

y para la distribución PAG:

$$k = \frac{10 - 45t_3^{(1,1)}}{10 + 9t_3^{(1,1)}} \quad (43)$$

$$a = \frac{l_2^{(1,1)}(k+2)(k+3)(k+4)}{6} \quad (44)$$

$$u = l_1^{(1,1)} - \frac{a(k-5)}{(k+2)(k+3)} \quad (45)$$

Diagrama de cocientes de momentos L depurados (1,1)

Hosking y Wallis (1997) expusieron la relación gráfica y numérica (ecuación 46) que tiene el cociente de momentos L de asimetría (τ_3) con el de curtosis (τ_4) en cinco FDP, lo cual constituye el diagrama de cocientes de momentos L. Esta gráfica se puede utilizar para seleccionar la mejor FDP, de acuerdo con los valores de los cocientes de momentos L de asimetría y curtosis (t_3 y t_4) de la muestra local o a su estimación regional ponderada. Para obtener el diagrama de cocientes de momentos L depurados (1,1), se debe encontrar la relación entre $\tau_3^{(1,1)}$ y $\tau_4^{(1,1)}$ para cada FDP. Shabri *et al.* (2011) y Deka y Borah (2011) obtuvieron esas relaciones teóricas y las representaron con polinomios de cuarto grado para las distribuciones GVE y PAG, y de segundo para la LOG; los coeficientes de la ecuación 46 de cada polinomio están en el Cuadro 1.

$$a = -\frac{2l_2^{(1,1)} \cdot \text{sen}(\pi \cdot k)}{\pi \cdot k(k^2 - 1)} \quad (41)$$

$$u = l_1^{(1,1)} + \frac{\pi \cdot a \cdot (1 - k^2)}{\text{sen}(\pi \cdot k)} - \frac{a}{k} \quad (42)$$

and for GPA distribution:

$$k = \frac{10 - 45t_3^{(1,1)}}{10 + 9t_3^{(1,1)}} \quad (43)$$

$$a = \frac{l_2^{(1,1)}(k+2)(k+3)(k+4)}{6} \quad (44)$$

$$u = l_1^{(1,1)} - \frac{a(k-5)}{(k+2)(k+3)} \quad (45)$$

Diagram of quotients for trimmed L moments (1,1)

Hosking and Wallis (1997) displayed the graphic and numeric relation (equation 46) between the quotient of asymmetry L moments (τ_3) and that for kurtosis (τ_4) in five PDFs, which constitutes the diagram for L moment quotients. This graph can be used to select the best PDF, according to the values of the quotients for asymmetry and kurtosis L moments (t_3 and t_4) of the local sample, or to its regional pondered estimation. To obtain the diagram of quotients of trimmed L moments (1,1), a relation must be found between $\tau_3^{(1,1)}$ and $\tau_4^{(1,1)}$ for each PDF. Shabri *et al.* (2011) and Deka and Borah (2011) obtained such theoretical relations and represented them with fourth-degree polynomials for the distributions GVE and GPA, and second-degree polynomials for the GLO; the coefficients of equation 46 of each polynomial are in Table 1.

$$\tau_4^{(1,1)} = \sum_{p=0}^4 a_p \cdot (\tau_3^{(1,1)})^p \quad (46)$$

Based on equation 46 and its coefficients (Table 1), a diagram was created for trimmed L moments (1,1) for the distributions GEV, GLO, and GPA (Figure 1).

$$\tau_4^{(1,1)} = \sum_{p=0}^4 a_p \cdot (\tau_3^{(1,1)})^p \quad (46)$$

Con base en la ecuación 46 y sus coeficientes (Cuadro 1) se construyó el diagrama de cocientes de momentos L depurados (1,1), para las distribuciones GVE, LOG y PAG (Figura 1).

Error estándar de ajuste

A mediados de la década de 1970 se estableció al error estándar de ajuste (EEA) como un indicador estadístico cuantitativo, ya que evalúa la desviación estándar de las diferencias entre los valores observados y los estimados con la FDP que se prueba. Su expresión es la siguiente (Kite, 1977):

$$EEA = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2}{n - np}} \quad (47)$$

donde n y np son el número de datos de la muestra y de parámetros de ajuste, en este caso tres; x_i son los datos ordenados de menor a mayor y $\hat{x}_i$ son los valores estimados con la solución inversa $x(F)$ para una probabilidad de no excedencia estimada con la fórmula de Weibull (Benson, 1962):

$$P(X < x) = \frac{m}{n+1} \quad (48)$$

En la cual m es el número de orden del dato, con 1 para el menor y n para el mayor.

Indicadores cualitativos del ajuste

Los diagramas de diagnóstico de probabilidades y el de cantidades se han popularizado (Coles, 2001; Wilks, 2011); el primero emplea en el eje de las abscisas la probabilidad empírica estimada con la ecuación 48 y en las ordenadas la probabilidad que define la FDP ajustada para cada dato disponible, ordenados en forma progresiva de magnitud ($x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$), la que se estima con las ecuaciones 15, 25 y 31 para las distribuciones GVE, LOG y PAG. En el gráfico de cantidades se indica en las abscisas el valor del dato observado $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ y en las ordenadas el valor estimado con la solución inversa de la FDP, con las ecuaciones 18, 26 y 32 para las funciones GVE, LOG y PAG, y la probabilidad empírica estimada con la ecuación 48. En resumen las coordenadas x y y de cada diagrama son (Coles, 2001):

Cuadro 1. Coeficientes de los polinomios de aproximación de $\tau_4^{(1,1)}$ en función de $\tau_3^{(1,1)}$ en las distribuciones GVE, LOG y PAG según Shabri *et al.* (2011).

Table 1. Coefficients of the polynomials of approximation of $\tau_4^{(1,1)}$ based on $\tau_3^{(1,1)}$ in the distributions GEV, GLO, and GPA according to Shabri *et al.* (2011).

Coefficiente	GVE	LOG	PAG
a_0	0.0576	0.0833	—
a_1	0.0943	—	0.1610
a_2	0.9183	0.9450	0.9904
a_3	-0.0745	—	-0.1295
a_4	0.0373	—	0.0184

Standard Error of Fit

In the mid-1960's, the standard error of fit (SEF) was established as a quantitative statistical indicator, since it evaluates the standard deviation of the differences between the values observed and estimates with the PDF tested. Its expression is as follows (Kite, 1977):

$$SEF = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2}{n - np}} \quad (47)$$

where n and np are the number of data in the samples and fitting parameter, in this case, 3; x_i are the data arranged from lowest to greatest, and $\hat{x}_i$ are the values estimated with the reverse solution $x(F)$ for a probability of non-exceedance estimated using Weibull's formula (Benson, 1962):

$$P(X < x) = \frac{m}{n+1} \quad (48)$$

In which m is the number of the order of data, with 1 for lowest, and n for the greatest.

Qualitative indicators of the fitting

The diagnostic diagrams for probability and for quantities have become popular (Coles, 2001; Wilks, 2011); the first uses in the horizontal axis the empirical probability estimated using equation 48, and in the vertical axis, the probability that defines the PDF adjusted for all data available, ordered by magnitude ($x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$), which is estimated with equations 15, 25,

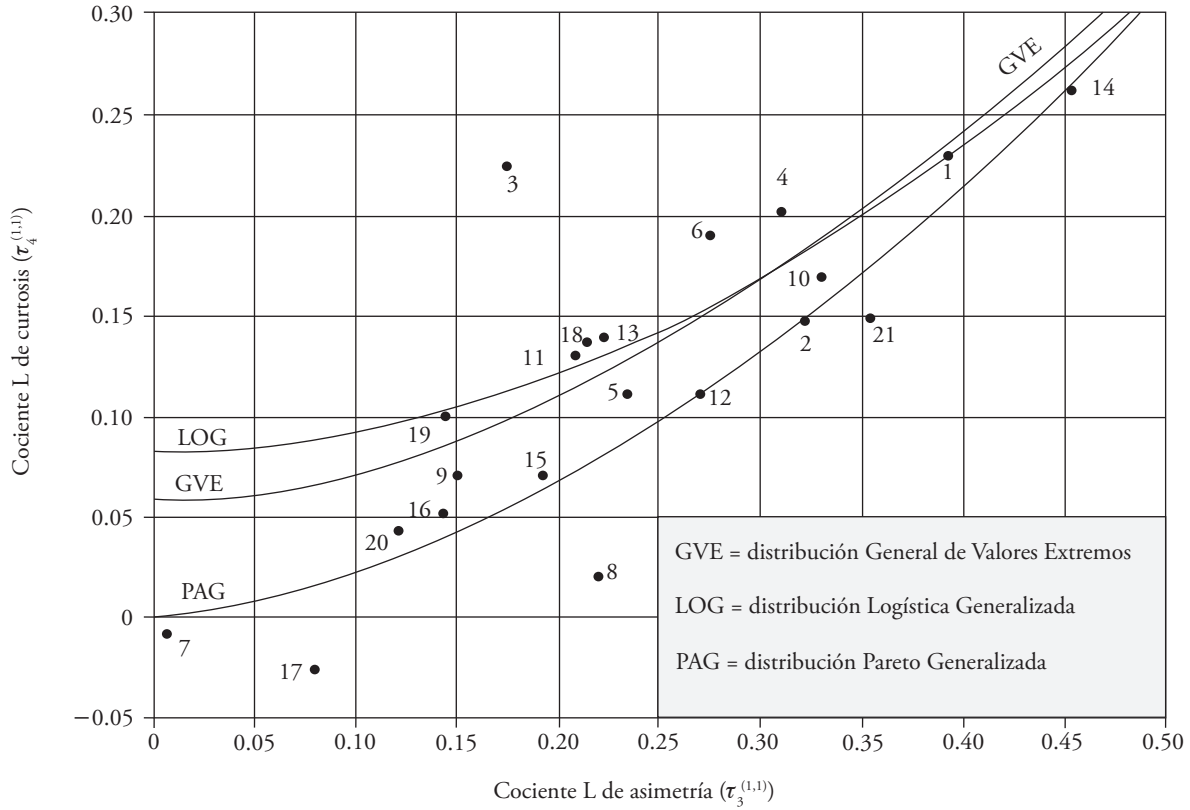


Figura 1. Diagrama de cocientes de momentos L depurados (1,1) de las distribuciones GVE, LOG y PAG según Shabri *et al.* (2013), y localización de 21 registros de crecientes de la Región Hidrológica No. 10, Sinaloa, México.

Figure 1. Diagram of quotients of trimmed L moments (1,1) of the GEV, GLO, and GPA distributions according to Shabri *et al.* (2013), and localization of flood records of the Hydrological Region No. 10, Sinaloa, México.

$$\text{Probabilidades } \left\{ \left[\frac{i}{n+1}, F(x_i) \right] : i = 1, 2, \dots, n \right\} \quad (49)$$

$$\text{Cantidades } \left\{ x_i, x\left(\frac{i}{n+1}\right) : i = 1, 2, \dots, n \right\} \quad (50)$$

Registros procesados de crecientes anuales

Entre los registros de gastos máximos anuales ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) de las estaciones hidrométricas de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa; México) existen 21 que no tienen régimen de escurrimiento afectado por embalses, cambios físicos drásticos o ambos en sus cuencas y muestran más de veinte años de datos en el sistema BANDAS (IMTA, 2002). Los registros de las estaciones de aforos Huites y Guamuchil llegan hasta el año en que la construcción del embalse respectivo afectó su escurrimiento. Los datos de la estación San Francisco proceden del Boletín Hidrológico No. 36 (SRH, 1975). Campos-Aranda (2014) verificó la calidad

and 31 for distributions GEV, GLO, and GPA. The graph for quantities indicates, on the horizontal axis, the value of the data observed $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$, and on the vertical, the value estimated using the reverse solution of the PDF using equations 18, 26, and 32 for functions GEV, GLO, and GPA, and the empirical probability, estimated using equation 48. In sum, the coordinates for x and y of each diagram are (Coles, 2001):

$$\text{Probabilidades } \left\{ \left[\frac{i}{n+1}, F(x_i) \right] : i = 1, 2, \dots, n \right\} \quad (49)$$

$$\text{Cantidades } \left\{ x_i, x\left(\frac{i}{n+1}\right) : i = 1, 2, \dots, n \right\} \quad (50)$$

Records processed of annual floods

Among the records for maximum annual discharge ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) in the hydrometric stations of the Hydrological Region No.

estadística de los registros citados y presenta sus momentos y cocientes L; además expone un mapa con la localización de las 21 estaciones hidrométricas y sus cuencas respectivas.

El registro más corto tiene 19 años y los más largos 56, con valor mediano de 33 años (Cuadro 2). Los momentos L depurados (1,1) estimados a través de la ecuación 14 y los cocientes de momentos calculados con la ecuación 8 se presentan en el Cuadro 2.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Selección de la FDP más conveniente

Cada registro de crecientes se llevó al diagrama de cocientes de momentos L depurados (1,1) para obtener la FDP más conveniente de acuerdo a sus valores de cocientes L de asimetría y curtosis (Cuadro 2). Once registros se aproximaron a la función PAG, siete a la LOG y tres pudieran ser representados por la distribución GVE (Figura 1) (Cuadro 3).

Error estándar de ajuste

Por medio de sus soluciones inversas de FDP (ecuaciones 18, 26 y 32) se obtuvieron las estimaciones $\hat{x}_i$ para aplicar la ecuación 47 del *EEA* (Cuadro 3, columnas moL).

Con los momentos y cocientes L depurados (1,1) (Cuadro 2) y las ecuaciones 37 a 45 se obtuvieron los tres parámetros de ajuste de las funciones GVE, LOG y PAG. En seguida, por medio de sus soluciones inversas (ecuaciones 18, 26 y 32) se estimaron los valores de $\hat{x}_i$ para calcular los respectivos *EEA* (Cuadro 3, columnas moLD).

El *EEA* menor de los seis calculados se identificó (Cuadro 3, en paréntesis circular) y valores iguales ocurrieron en los registros de Chinipas y Zopilote, seleccionando el ajuste que aportó las predicciones más grandes (Cuadro 3, en paréntesis rectangular). Los *EEA* mínimos definidos por las distribuciones GVE, LOG y PAG coincidieron con las FDP en once registros (Figura 1): San Francisco, Ixpalino, La Huerta, Tamazula, Naranjo, Acatitán, Zopilote, Chico Ruiz, El Bledal, La Tina y Bamícori.

El ajuste de las distribuciones GVE, LOG y PAG con base en los momentos L depurados (1,1) (Cuadro 3, último renglón) es una opción que puede abatir el *EEA* del método de momentos L de una manera sistemática, pues esto ocurrió en diez registros.

10 (Sinaloa; Mexico), 21 have no runoff regime affected by reservoirs, drastic physical changes or both in their basins, and they display data of over twenty years in the BANDAS system (IMTA, 2002). The records in the hydrometric stations Huites and Guamuchil reach up to the year in which the construction of the respective reservoir affected its runoff. The data from the San Francisco station come from the Hydrological Bulletin No. 36 (SRH, 1975). Campos-Aranda (2014) verified the statistical quality of the records cited and presents the L quotients and moments, and displays a map with the location of the 21 hydrometric stations and their respective basins.

The shortest record have 19 years old and the longest, 56, with an average value of 33 years (Table 2). The fitted L moments (1,1) estimated using equation 14 and the quotients of the moments calculated with equation 8 are shown in Table 2.

RESULTS AND DISCUSSION

Selection of the most convenient PDF

Each record of floods was taken into the diagram of quotients of trimmed L moments (1,1) to obtain the most convenient PDF according to its L quotients for asymmetry and kurtosis (Table 2). Eleven records came close to the GPA function, seven to GLO, and three could be represented with the GEV distribution (Figure 1) (Table 3).

Standard error of fit

Using the reverse solutions of PDF (equations 18, 26, and 32) the $\hat{x}_i$ estimations were obtained to apply equation 47 of the *SEF* (Table 3, columns moL).

With the trimmed L moments and quotients (1,1) (Table 2) and equations 37 to 45, the three fitting parameters were obtained for functions GEV, GLO, and GPA. Afterwards, using their reverse solutions (equations 18, 26, and 32) the values of $\hat{x}_i$ were estimated to calculate the respective *SEFs* (Table 3, columns moLD).

The lowest *SEF* of the six calculated was identified (Table 3, in circular parentheses) and equal values occurred in the records for Chinipas and Zopilote, selecting the adjustment that provided the largest predictions (Table 3, in rectangular parentheses). The minimum *SEFs* defined by distributions GEV, GLO, and GPA coincided with PDFs in eleven records (Figure 1): San Francisco, Ixpalino, La Huerta,

Cuadro 2. Características generales, momentos y cocientes L depurados (1,1), en 21 registros procesados de crecientes anuales de la Región Hidrológica No. 10, Sinaloa, México.
Table 2. General characteristics, trimmed L moments and quotients (1,1) in 21 processed records from annual floods of Hydrological Region No. 10, Sinaloa, Mexico.

No.	Estación hidrométrica	Área de cuenca (km ²)	Años de Registro (n)	$I_1^{(1,1)†}$	$I_2^{(1,1)}$	$I_3^{(1,1)}$	$I_4^{(1,1)}$	$\tau_3^{(1,1)‡}$	$\tau_4^{(1,1)}$
1	Huites	26 057	1942–1992 (51)	2578.9710	643.4111	252.0877	148.1874	0.39180	0.23032
2	San Francisco	17 531	1941–1973 (33)	1417.6250	334.2696	107.8858	49.8560	0.32275	0.14915
3	Santa Cruz	8919	1944–2002 (52)	825.6472	191.9839	33.6176	43.3249	0.17511	0.22567
4	Jaina	8179	1942–1998 (56)	789.5898	188.1527	58.7587	38.1695	0.31229	0.20286
5	Palo Dulce	6439	1958–1986 (21)	818.7865	145.9885	34.1639	16.8504	0.23402	0.11542
6	Ixpalino	6166	1953–1999 (45)	986.9792	186.6518	51.6721	35.2875	0.27684	0.18906
7	La Huerta	6149	1970–1999 (28)	927.6062	197.2018	1.4513	–1.7109	0.00736	–0.00868
8	Chinipas	5098	1965–2002 (24)	790.5296	159.9196	35.3124	3.2871	0.22081	0.02055
9	Tamazula	2241	1963–1999 (32)	531.4827	76.7720	11.5965	5.4135	0.15105	0.07051
10	Naranjo	2064	1939–1984 (45)	497.4072	157.6427	51.9003	26.6872	0.32923	0.16929
11	Acatitán	1884	1955–2002 (43)	664.8182	195.9668	40.7487	25.5050	0.20794	0.13015
12	Guamuchil	1645	1940–1971 (32)	577.3327	128.4394	34.5535	14.3540	0.26903	0.11176
13	Choix	1403	1956–2002 (38)	290.3594	55.7844	12.2758	7.7038	0.22006	0.13810
14	Badiraguato	1018	1974–1999 (26)	746.8054	239.1029	108.2557	62.7376	0.45276	0.26239
15	El Quelite	835	1961–2001 (33)	408.9254	109.0321	20.8927	7.7677	0.19162	0.07124
16	Zopilote	666	1939–2001 (56)	319.5128	89.7444	12.7530	4.5793	0.14210	0.05103
17	Chico Ruiz	391	1977–2002 (19)	196.6518	52.4802	4.1569	–1.4225	0.07921	–0.02711
18	El Bledal	371	1938–1994 (56)	241.8649	54.0593	11.5716	7.4244	0.21405	0.13734
19	Pericos	270	1961–1992 (30)	229.4434	44.2758	6.3602	4.4083	0.14365	0.09956
20	La Tina	254	1960–1983 (24)	75.5672	21.1883	2.5428	0.9513	0.12001	0.04490
21	Bamícori	223	1951–1983 (33)	153.8719	45.9496	16.1642	6.8401	0.35178	0.14886

† Momentos L depurados (1,1) de la muestra ♦ quotients of trimmed L moments (1,1) from the sample.

‡ Cocientes de momentos L depurados (1,1) de la muestra ♦ Trimmed L moments (1,1) from the sample.

Cuadro 3. Errores estándar de ajuste ($\text{m}^3\cdot\text{s}^{-1}$) obtenidos con los métodos de momentos L y momentos L depurados (1,1), en 21 registros de crecientes anuales de la Región Hidrológica No. 10, Sinaloa, México.**Table 3. Standard errors of fit ($\text{m}^3\cdot\text{s}^{-1}$) obtained using the L moment and trimmed L moment (1,1) methods in 21 annual flood records of Hydrological Region No. 10, Sinaloa, Mexico.**

No	Estación hidrométrica	FDP según DCM [‡]	Error Estándar de Ajuste (<i>EEA</i>) [†]					
			GVE		LOG		PAG	
			moL [§]	moLD [§]	moL	moLD	moL	moLD
1	Huites	LOG	979	1101	1061	1099	(834)	875
2	San Francisco	PAG	377	232	419	249	302	(200)
3	Santa Cruz	LOG	(406)	599	421	564	409	691
4	Jaina	GVE	360	285	382	(270)	346	382
5	Palo Dulce	GVE	895	1063	922	1056	(866)	1095
6	Ixpalino	LOG	346	349	367	(332)	334	432
7	La Huerta	PAG	96	111	124	148	(53)	63
8	Chinipas	PAG	139	98	154	[98]	126	117
9	Tamazula	GVE	(145)	189	150	179	147	216
10	Naranjo	PAG	156	185	173	193	(127)	132
11	Acatitán	LOG	227	219	239	(196)	231	293
12	Guamuchil	PAG	235	210	247	(202)	225	245
13	Choix	LOG	105	126	110	120	(101)	149
14	Badiraguato	PAG	1077	(791)	1130	860	1037	872
15	El Quelite	PAG	87	71	98	(69)	74	93
16	Zopilote	PAG	48	62	61	81	25	[25]
17	Chico Ruiz	PAG	28	30	34	36	(16)	17
18	El Bledal	LOG	64	72	67	(63)	68	100
19	Pericos	LOG	29	26	33	26	(24)	33
20	La Tina	PAG	90	116	92	114	(87)	122
21	Bamícori	PAG	52	77	57	77	(43)	64
	Número de mínimos		2	1	0	7	9	2

[†]En paréntesis circular o rectangular su valor mínimo de cada estación. ♦ In circular or rectangular parenthesis the minimum value of each station.

[‡]Diagrama de cocientes de momentos. ♦ Diagram of quotients of moments.

[§]moL: ajuste por momentos L y moLD: ajuste por momentos L depurados (1,1). ♦ moL: fittings by L moments and moLD: fitting by trimmed L moments (1,1).

Destaca el ajuste con tal método de la función LOG, el cual mostró los *EEA* menores en siete registros. También sobresalió la distribución PAG que condujo a los ajustes mayores en 11 de los 21 registros procesados, nueve de ellos con el método de momentos L.

El resultado último no debe guiar hacia la aplicación exclusiva de tal FDP, ya que en los registros de Santa Cruz, Palo Dulce, Tamazula, Choix, Badiraguato y La Tina, con las otras funciones se obtuvieron *EEA* mínimos, casi iguales, y en varios registros como: Ixpalino, Chinipas, Guamuchil, El Quelite y Pericos, se lograron *EEA* semejantes. Debido a lo anterior, se recomienda seguir aplicando bajo precepto a las distribuciones GVE y LOG.

Tamazula, Naranjo, Acatitán, Zopilote, Chico Ruiz, El Bledal, La Tina, and Bamícori.

The fitting of distributions GEV, GLO, and GPA, based on the trimmed L moments (1,1) (Table 3, last line) is an option that can systematically take down the *SEF* of the method of L moments, since this took place in ten records. The fitting using this method of the GLO function stands out, showing the lowest *SEFs* in seven records. The GPA distribution also stood out, which led to the highest fittings in eleven of the 21 records processed, nine of them with the method of L moments.

The final result must not guide to the exclusive application of such PDF, since the records for Santa

Predicciones obtenidas con el mejor ajuste

Las predicciones con cada uno de los mejores ajustes en los registros procesados (Cuadro 4, tercera columna) se obtuvieron según los resultados moLD (Cuadro 3). Para el registro de la estación hidrométrica Jaina, el método de momentos L produjo EEA del orden de $360 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ con las distribuciones GVE, LOG y PAG; en cambio, con el procedimiento de los momentos L depurados (1,1) se logró la reducción a $270 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ con la función LOG. Para este ajuste en los diagramas de diagnóstico respectivos se verificó el ajuste alcanzado (Figura 2 y 3).

CONCLUSIONES

La motivación para representar a los datos de gastos máximos anuales con una FDP consiste en

Cruz, Palo Dulce, Tamazula, Choix, Badiraguato, and La Tina, with the other functions, gave minimum $SEFs$, nearly equal, and in several records, such as Ixpalino, Chinipas, Guamuchil, El Quelite, and Pericos, similar $SEFs$ were obtained. Due to this, we recommend the application of under precepts to the distributions GEV and GLO.

Predictions obtained with the best fit

The predictions with each of the best adjustments in the records processed (third column in Table 4) were obtained according to the moLD results (Table 3). For the record of the Jaina hydrometric station, the method of L moments produced SEF of around $360 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ with distributions GEV, GLO, and GPA; on the other hand, using the procedure of the trimmed L moments (1,1) this was reduced to 270

Cuadro 4. Predicciones ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) obtenidas con los ajustes mejores en 21 registros de crecientes anuales de la Región Hidrológica No. 10, Sinaloa, México.

Table 4 . Predictions ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$) obtained with the best fittings in 21 annual floods records of Hydrological Region No. 10, Sinaloa, Mexico.

No.	Estación hidrométrica	FDP y MA [†]	Periodos de retorno en años					
			10	25	50	100	500	1000
1	Huites	PAG–moL	6710	10 581	14 355	19 056	34 919	44 673
2	San Francisco	PAG–moLD	3619	5771	7926	10 673	20 327	26 486
3	Santa Cruz	GVE–moL	2104	3258	4410	5883	11 118	14 497
4	Jaina	LOG–moLD	1990	3365	4967	7317	17 985	26 512
5	Palo Dulce	PAG–moL	1984	3386	4988	7282	17 183	24 745
6	Ixpalino	LOG–moLD	2141	3340	4665	6523	14 340	20 125
7	La Huerta	PAG–moL	1764	1935	2002	2041	2079	2085
8	Chinipas	LOG–moLD	1725	2553	3396	4495	8563	11 288
9	Tamazula	GVE–moL	1009	1390	1745	2173	3543	4349
10	Naranjo	PAG–moL	1449	2183	2815	3522	5506	6534
11	Acatitán	LOG–moLD	1793	2758	3720	4955	9396	12 297
12	Guamuchil	LOG–moLD	1365	2167	3042	4258	9262	12 944
13	Choix	PAG–moL	683	998	1275	1592	2514	3009
14	Badiraguato	GVE–moLD	2691	5510	9584	16776	62319	109 957
15	El Quelite	LOG–moLD	1025	1528	2017	2632	4765	6114
16	Zopilote	PAG–moLD	787	976	1087	1175	1319	1361
17	Chico Ruiz	PAG–moL	429	490	518	537	558	562
18	El Bledal	LOG–moLD	555	828	1102	1458	2752	3608
19	Pericos	PAG–moL	480	599	676	742	865	906
20	La Tina	PAG–moL	239	392	539	722	1335	1709
21	Bamícori	PAG–moL	418	610	769	942	1403	1630

[†]Método de ajuste: moL, por momentos L y moLD, por momentos L depurados (1,1). ♦ method of fitting: moL, by L and moments and moLD, by L moments and moLD, by trimmed L moments (1,1).

permitir realizar predicciones confiables o estimaciones de las crecientes de diseño, lo cual depende de la exactitud del ajuste logrado. Por lo anterior, el *EEA* es el elemento básico de selección.

Los resultados del contraste de las distribuciones GVE, LOG y PAG, en 21 registros de crecientes anuales de la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa, México), con los métodos de ajuste de momentos L y de momentos L depurados (1,1), destacan la conveniencia de aplicar sistemáticamente a la distribución PAG, ya que condujo a los *EEA* menores en once de las series procesadas. Con la función LOG se logran los *EEA* menores en siete registros y con la distribución GVE en tres.

El uso del método de momentos L depurados (1,1), para lograr mejores ajustes de las tres distribuciones aplicadas, permite sugerir su aplicación sistemática en los análisis de frecuencia de crecientes, ya que reduce el *EEA* en la mitad de los registros procesados. El ajuste de la distribución LOG con este procedimiento destacó, ya que también alcanza *EEA* menores, en siete registros.

LITERATURA CITADA

Ahmad, U. N., A. Shabri and Z. A. Zakaria. 2013. An analysis of annual maximum streamflows in Terengganu, Malaysia

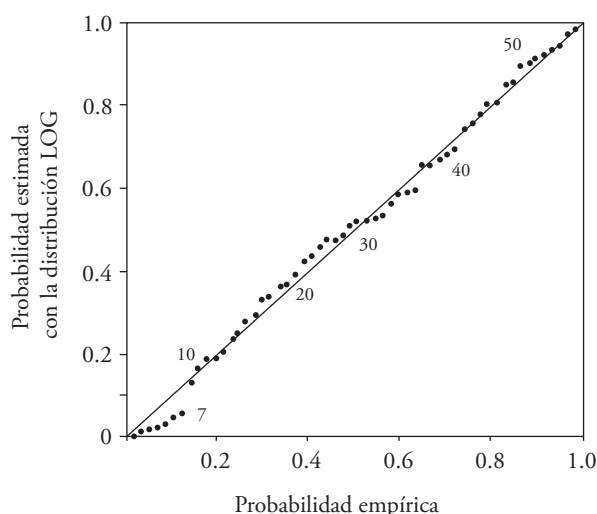


Figura 2. Diagrama de probabilidad para el registro de crecientes anuales de la estación hidrométrica Jaina, con ajuste de la distribución LOG ($EEA=270 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$).

Figure 2. Diagram of probability for the record of annual floods in the Jaina hydrometric station, with a fitting distribution GLO ($SEF=270 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$).

$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ with the function GLO. For this fitting in the respective diagnostic diagrams, the fitting reached was verified (Figures 2 and 3).

CONCLUSIONS

The motivation to represent the maximum annual discharge data with an PDF consisted in permitting to carry out reliable predictions or estimations of the design floods, which depends on the accuracy of the fitting achieved. Therefore, *SEF* is the basic selection element.

The results of the contrast of the distributions GEV, GLO, and GPA, in 21 annual flood records of Hydrological Region No. 10 (Sinaloa, Mexico), along with the methods of fitting L moments and trimmed L moments (1,1), highlight the convenience of systematically applying the distribution GPA, since it led to the lower *SEFs* in eleven of the series processed. With the function GLO the lowest *SEFs* are obtained in seven records and with the GEV distribution in three.

The use of the method of trimmed L moments (1,1) to achieve better fittings of the three distributions applied, helps suggest its systematic application in

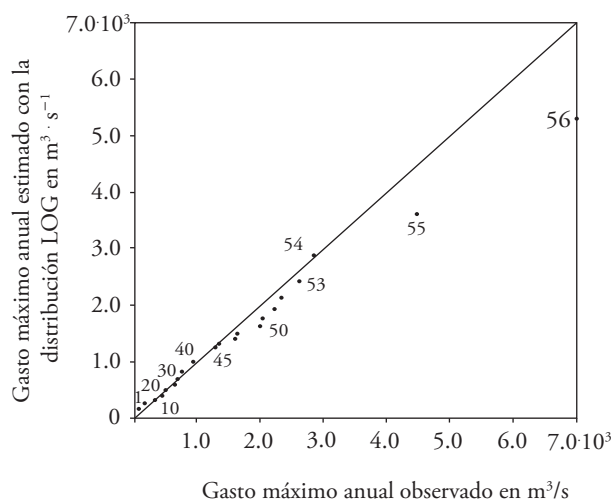


Figura 3. Diagrama de cantidades para el registro de crecientes anuales de la estación hidrométrica Jaina, con ajuste de la distribución LOG ($EEA=270 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$).

Figure 3. Diagram of quantities for the recording of annual floods for the Jaina hydrometric station, with a fitting distribution GLO ($SEF=270 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$).

- using TL-moments approach. *Theor. Appl. Climatol.* 111: 649-663.
- Asquith, W. H. 2011. Order Statistics. *In: Distributional Analysis with L-moment Statistics using the R Environment for Statistical Computing*. Author edition (ISBN-13: 978-1463508418). Texas, U.S.A. pp: 47-59.
- Benson, M. A. 1962. Plotting positions and economics of engineering planning. *J. Hydraulics Div.* 88: 57-71.
- Campos-Aranda, D. F. 2014. Análisis regional de frecuencia de crecientes en la Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa), México. 2: contraste de predicciones locales y regionales. *Agrociencia* 48: 255-270.
- Coles, S. 2001. Model diagnostics. *In: An introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer-Verlag London Limited. London, England. pp: 36-44.
- Davis, P. J. 1965. Gamma function and related functions. *In: Abramowitz M. and I. Stegun (ed). Handbook of Mathematical Functions*. Dover Publications. New York, U.S.A. pp: 253-296.
- Deka, S. and M. Borah. 2011. Statistical analysis of flood peak data of North Brahmaputra region of India based on the methods of TL-moment. *Theor. Appl. Climatol.* 104: 111-122.
- El Adlouni, S., B. Bobée and T. B. M. J. Ouarda. 2008. On the tails of extreme event distributions in hydrology. *J. Hydrol.* 355: 16-33.
- Elamir, E. A. H. and A. H. Seheult. 2003. Trimmed L-moments. *Computational Stat. & Data Analysis* 43: 299-314.
- Greenwood, J. A., J. M. Landwehr, N. C. Matalas and J. R. Wallis. 1979. Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *W. Res. Research* 15: 1049-1054.
- Hosking, J. R. M. 1990. L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *J. R. Stat. Soc. B.* 52: 105-124.
- Hosking, J. R. M. 2007. Some theory and practical uses of trimmed L-moments. *J. Stat. Plann. Inference* 137: 3024-3039.
- Hosking, J. R. M. and J. R. Wallis. 1997. *Regional Frequency Analysis. An Approach Based on L-moments*. Cambridge University Press. Cambridge, England. 224 p.
- IMTA (Instituto Mexicano de Tecnología del Agua). 2002. Banco Nacional de Datos de Aguas Superficiales (BANDAS). 8 CD's. Comisión Nacional del Agua-Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales-IMTA. Jiutepec, Morelos.
- Karvanen, J. 2006. Estimation of quantile mixtures via L-moments and trimmed L-moments. *Comp. Stat. Data Anal.* 51: 947-959.
- the analyses of frequency of floods, since it reduces the *SEF* in half of the records processed. The fitting of the distribution GLO with this procedure stood out, since it also obtains lower *SEFs* in seven records.
- End of the English version—
- *
- Kite, G. W. 1997. Comparison of frequency distributions. *In: Frequency and Risk Analyses in Hydrology*. Water Resources Publications. Fort Collins, Colorado, U.S.A. pp: 156-168.
- Kottogoda, N. T. and R. Rosso. 2008. Random variables and their properties. *In: Applied Statistics for Civil and Environmental Engineers*. Blackwell Publishing. Chichester, United Kingdom. pp: 83-164.
- Moisello, U. 2007. On the use of partial probability weighted moments in the analysis of hydrological extremes. *Hydrol. Proc.* 21: 1265-1279.
- Rao, A. R. and K. H. Hamed. 2000. The Logistic Distribution. *In: Flood Frequency Analysis*. CRC Press. Boca Raton, Florida, U.S.A. pp: 291-321.
- SRH (Secretaría de Recursos Hidráulicos). 1975. Boletín Hidrológico No. 36. Tomos I y VI. Región Hidrológica No. 10 (Sinaloa). Dirección de Hidrología. México, D. F.
- Shabri, A. B., Z. M. Daud and N. M. Ariff. 2011. Regional analysis of annual maximum rainfall using TL-moments method. *Theor. Appl. Climatol.* 104: 561-570.
- Stedinger, J. R., R. M. Vogel and E. Foufoula-Georgiou. 1993. Frequency analysis of extreme events. *In: Maidment, D. R. (ed). Handbook of Hydrology*. McGraw-Hill, Inc. New York, U.S.A. pp: 18.1-18.66.
- Wilks, D. S. 2011. Qualitative assessments of the goodness fit. *In: Statistical Methods in the Atmospheric Sciences*. Academic Press (Elsevier). San Diego, U.S.A. Third edition. pp: 112-116.

PRODUCTIVIDAD DE LA GENERACIÓN F_1 Y F_2 DE HÍBRIDOS DE MAÍZ (*Zea Mays* L.) DE VALLES ALTOS DE MÉXICO

PRODUCTIVITY OF F_1 AND F_2 MAIZE (*Zea mays* L.) HYBRIDS IN THE HIGHLAND OF MEXICO

Margarita Tadeo-Robledo¹, Job Zaragoza-Esparza¹, Alejandro Espinosa-Calderón^{2*}, Antonio Turrent-Fernández²,
Benjamín Zamudio-González², Juan Virgen-Vargas², K. Yazmine Mora-García¹, Roberto Valdivia-Bernal³

¹Facultad de Estudios Superiores Cuautitlán. UNAM. Carretera Cuautitlán - Teoloyucán, Km 2.5. Cuautitlán Izcalli, Estado de México. (tadeorobledo@yahoo.com), (jobzaragoza4920@yahoo.com), (megaberry@hotmail.com), ²Campo Experimental Valle de México. INIFAP. Km 13.5 Carretera Los Reyes - Texcoco. 56250, Coatlinchan, Texcoco, Estado de México, México. (espinoale@yahoo.com.mx), (aturrent37@yahoo.com.mx), (bzamudiog@yahoo.com.mx), (jvirgen_vargas@hotmail.com), ³Universidad Autónoma Nayarit, (beto49_2000@yahoo.com.mx).

RESUMEN

En México se siembran 8.5 millones ha de maíz (*Zea mays* L.) cada año, en 25 % de esta superficie se emplea semilla mejorada; y semillas nativas (50 % de maíces nativos genuinos y 25 % variedades mejoradas acriolladas o generaciones avanzadas de híbridos) en el resto. La semilla mejorada se concentra en áreas de potencial productivo alto, cada año hay resistencia a la adquisición de semilla nueva, por su costo elevado. Para verificar el rendimiento de las generaciones F_1 y F_2 , se evaluaron los híbridos H-40, H-51 AE, H-57 AE y Puma 1167, en el ciclo primavera-verano de 2013, en la Facultad de Estudios Superiores Cuautitlán, UNAM. El diseño experimental fue bloques completos al azar con cuatro repeticiones, el análisis estadístico se efectuó en forma factorial y los factores fueron: híbridos (4), densidades de población (2), generación F_1 y F_2 (2), así como las interacciones híbridos x F_1F_2 , híbridos x DP, F_1F_2 x DP, híbridos x F_1F_2 x DP. El análisis de varianza detectó diferencias altamente significativas para rendimiento entre híbridos, generaciones F_1 y F_2 y diferencias significativas entre densidades de población, y ninguna de las interacciones fue significativa. El CV fue 12.0 % y el valor promedio 8422 kg ha⁻¹. La generación F_1 en promedio rindió 9040 kg ha⁻¹ y la generación F_2 7804 kg ha⁻¹. Los híbridos con rendimiento mayor fueron Puma 1167 (9989 kg ha⁻¹) y H-57 AE (8334 kg ha⁻¹). Con la densidad de población de 70 000 plantas⁻¹ ha⁻¹ (8765 kg ha⁻¹) se obtuvo rendimiento mayor que con 55 000 plantas ha⁻¹. Los resultados confirmaron que no conviene el uso de semilla de generación F_2 , por el decremento en su productividad.

* Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: enero, 2015. Aprobado: octubre, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en Agrociencia 50: 33-41. 2016.

ABSTRACT

In Mexico 8.5 million ha of maize (*Zea mays* L.) are sown each year. Hybrid seed is used in about 25 % of this area, and in the rest, local varieties (50 % genuine maize landraces and 25 % locally adapted, improved varieties or advanced generations of hybrids). The hybrid seed use is concentrated in areas of high productive potential. Each year there is reluctance to acquire new seed due to its high cost. To verify the yield of F_1 and F_2 hybrids, an evaluation was made of varieties H-40, H-51 AE, H-57 AE and Puma 1167 in the spring –summer cycle of 2013 by the Cuautitlán Graduate Studies Department of UNAM. The experimental design was complete randomized blocks with four replicates. The statistical analysis was carried out in a factorial design with the following factors: hybrids (4), population densities (2), generation F_1 and F_2 (2), as well as the hybrid interactions x F_1F_2 , hybrids x PD, F_1F_2 x PD, hybrids x F_1F_2 x PD. The analysis of variance detected highly significant differences for yield among hybrids and generations F_1 and F_2 , and significant differences among population densities; none of the interactions was significant. The CV was 12.0 % and the average value was 8422 kg ha⁻¹. The F_1 generation yielded an average of 9040 kg ha⁻¹, and the F_2 , 7804 kg ha⁻¹. The hybrids with the highest yields were Puma 1167 (9989 kg ha⁻¹) and H-57 AE (8334 kg ha⁻¹). Compared to a population density of 70 000 plants ha⁻¹ (8765 kg ha⁻¹), a higher yield was obtained than with 55 000 plants ha⁻¹. The results confirm that the use of the F_2 generation of seed is not desirable, due to the decrease in productivity.

Key words: *Zea mays* L., improved seed, yield of F_1 and F_2 hybrids.

Palabras clave: *Zea mays* L., semilla mejorada, rendimiento generación F_1 y F_2 .

INTRODUCCIÓN

En México se siembran 8.5 millones ha de maíz (*Zea mays* L.) cada año, 25 % de ellas con semilla mejorada, y el 75 % con semillas nativas (maíces nativos genuinos en el 50 % y variedades mejoradas acriolladas, criollas que han recibido fuente germoplásmica de variedades mejoradas o bien generaciones avanzadas de híbridos en el otro 25 %). Esta influencia representa ventajas para los maíces nativos.

El uso de semilla mejorada se concentra en las áreas de potencial productivo mayor (riego o precipitación alta). Cada año los agricultores se resisten a adquirir semilla nueva, porque el precio de la semilla es el más elevado del mundo (Espinosa *et al.*, 2009; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a; Espinosa-Calderón *et al.*, 2014); y en el 6 % de los Valles Altos de México, 2200 a 2600 msnm, se emplea semilla mejorada (Espinosa *et al.*, 2012b).

Con el control del comercio de semillas por pocas empresas privadas, 1000 semillas alcanzan un precio de 2.71 dólares, pero en EE.UU. el precio es 1.34 dólares (Espinosa *et al.*, 2008; Espinosa *et al.*, 2009). Lo anterior se ha agudizado por la distorsión del sistema de semillas en México, que a la vez se debió al cierre de la Productora Nacional de Semillas (PRONASE). Por esto aumentó el dominio de oligopolios internacionales y empresas privadas (Espinosa *et al.*, 2003; Coutiño *et al.*, 2004; Luna *et al.*, 2012). Los productores han preferido no depender de otras semillas y controlar su manejo, como lo han hecho desde hace más de 330 generaciones (Boege, 2009; Turrent y Espinosa, 2006; Turrent, 2009). Por esto se emplea con frecuencia semilla de segunda generación (F_2) o de generaciones más avanzadas obtenidas de la propia parcela o de agricultores vecinos que hayan comprado semilla mejorada (Ortiz y Espinosa 1991; Coutiño *et al.*, 2004; Martínez-Gómez *et al.*, 2006). Lo anterior propicia el rendimiento menor en la segunda generación, con respecto a la primera (Ortiz y Espinosa, 1991; Espinosa *et al.*, 1998; De León *et al.*, 1998; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012 a). Por tanto, según Martínez-Gómez *et al.*, (2006) la siembra de generaciones avanzadas se ha extendido en varias regiones maiceras de México (Ramírez *et al.*, 1986; Coutiño *et al.*, 2004; Espinosa-Calderón *et al.*,

INTRODUCTION

In Mexico 8.5 million ha maize (*Zea mays* L.) are sown each year; 25 % of this surface with improved seed, and 75 % with local varieties (genuine landraces or 25 % with locally adapted, improved varieties, and landraces that have outcrossed with improved varieties or advanced generations of hybrids). The genetic influence of introduced improved varieties has provided advantages for the landrace maize varieties.

The use of improved seed is concentrated in the areas of high productive potential (irrigation or abundant rainfall). Each year the growers are reluctant to purchase new seed, because the cost is the highest in the world (Espinosa *et al.*, 2009; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a; Espinosa-Calderón *et al.*, 2014); improved seed is used in only 6 % of the area of the High Valleys of Mexico, 2200 to 2600 masl, improved seed is used (Espinosa *et al.*, 2012b).

As the seed market is controlled by a few private companies, 1000 seeds can cost as much as 2.71 dollars, whereas in the U.S. the price is 1.34 dollars (Espinosa *et al.*, 2008; Espinosa *et al.*, 2009). This is aggravated by the distortion of the seed system in Mexico due to the closing of the National Seed Producer (PRONASE). This resulted in the domination of large international companies and private companies (Espinosa *et al.*, 2003; Coutiño *et al.*, 2004; Luna *et al.*, 2012). Producers have preferred not to depend on commercial seeds but to control their own seed production, as they have done for more than 330 generations (Boege, 2009; Turrent and Espinosa, 2006; Turrent, 2009). For this reason, they frequently use second generation hybrid seed (F_2) or more advanced generations obtained from their own plot or from neighboring producers who have bought improved seed (Ortiz and Espinosa, 1991; Coutiño *et al.*, 2004; Martínez-Gómez *et al.*, 2006). The loss of heterosis causes a lower yield in the second generation with respect to the first (Ortiz and Espinosa, 1991; Espinosa *et al.*, 1998; De León *et al.*, 1998; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a). According to Martínez-Gómez *et al.* (2006), the sowing of advanced generations has spread in various maize growing regions of Mexico (Ramírez *et al.*, 1986; Coutiño *et al.*, 2004; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a), to a greater or lesser degree depending on the availability and supply of seed.

2012a), en mayor o menor medida dependiendo de la disponibilidad y abastecimiento de semillas.

La reducción del rendimiento de la generación F_2 puede depender de la estructura y conformación de cada híbrido (trilineal, simple o doble), de la naturaleza de los progenitores y del nivel de endogamia de sus líneas (De León, *et al.*, 1998; Espinosa *et al.*, 1998). Las diferentes áreas ecológicas de México también influyen en los genotipos que se usan (Ramírez *et al.*, 1986; Ortiz y Espinosa, 1991; Espinosa *et al.*, 1998; De León *et al.*, 1998). En la superficie mayor de los Valles Altos se han sembrado los híbridos H-48 y H-50 (González *et al.*, 2007; González *et al.*, 2008). En el Campo Experimental Valle de México (CEVAMEX) se han desarrollado, además de los maíces anteriores, los híbridos H-40, H-66, H-70 y H-51 AE, que posee el esquema de esterilidad masculina para aumentar semilla (Espinosa *et al.*, 2012b).

Aunque hay reducción del rendimiento de la generación F_1 respecto a la F_2 en maíz, es importante conocer el comportamiento específico de otros híbridos de maíz de los Valles Altos, en la generación F_2 con respecto a la generación F_1 ; es decir, debe establecerse el nivel de abatimiento de la productividad. En este estudio se evaluó el comportamiento de algunos materiales, con la hipótesis de que el rendimiento de la F_1 es suficientemente superior al de la F_2 para justificar la adquisición de semilla nueva cada ciclo.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los híbridos H-40, H-51 AE, H-57 AE y Puma 1167 en el ciclo primavera-verano 2013 se utilizaron para evaluar el rendimiento de las generaciones F_1 y F_2 . El estudio se condujo en terrenos de la Facultad de Estudios Superiores Cuautitlán (FESC), UNAM, México, en condiciones de secano y con 55 000 y 70 000 plantas ha^{-1} .

El diseño experimental fue bloques completos al azar con cuatro repeticiones, y el análisis estadístico se efectuó en forma factorial. Los factores fueron: híbridos (4), densidades de población (2), generación avanzada F_1 y F_2 (2), e interacciones híbridos x F_1F_2 , híbridos x DP, F_1F_2 x DP, híbridos x F_1F_2 x DP. Los valores promedio se compararon con la prueba de Tukey ($p \leq 0.05$) Tukey con una probabilidad de error del 0.05.

El terreno se preparó con maquinaria y consistió en barbecho, rastreo, cruza y surcado a 80 cm. La fórmula de fertilización 80-40-00 se empleó, aunque no es la recomendada en Valles Altos, sí se aplica en condiciones de siembras de mayo, en una sola aplicación. El N como urea (46 % de N) se usó para completar

The decrease in yield of generation F_2 may depend on the structure and conformation of each hybrid (trilinear, simple or double), of the nature of the parents and of the degree of endogamy of its lines (De León *et al.*, 1998; Espinosa *et al.*, 1998). The different ecological areas of Mexico also influence the genotypes that are used (Ramírez *et al.*, 1986; Ortiz and Espinosa, 1991; Espinosa *et al.*, 1998; De León *et al.*, 1998). In the largest area of the Highlands, the hybrids H-48 and H-50 have been sown (González *et al.*, 2007; González *et al.*, 2008). In the Valley of Mexico Experimental Field (CEVAMEX) other hybrids have been developed in addition to the above, such as H-40, H-66, H-70 and H-51 AE, which have adequate male sterility for producing hybrid seed (Espinosa *et al.*, 2012b).

Although there is a reduction in yield of the F_2 generation with respect to the F_1 generation in maize, it is important to understand the specific behavior of maize hybrids of the Highlands in the F_2 generation with respect to the F_1 ; that is, the level of yield loss should be established. In the present study an evaluation was made of some materials, with the hypothesis that the yield of F_1 is sufficiently higher than that of F_2 to justify the acquisition of new seed each cycle.

MATERIALS AND METHODS

In the 2013 spring-summer cycle, the hybrids H-40, H-51 AE, H-57 AE and Puma 1167 were used to evaluate the yield of their F_1 and F_2 generations. The study was carried out in the fields of the Facultad de Estudios Superiores Cuautitlán (FESC), UNAM, Mexico, under dry conditions and with 55 000 and 70 000 plants ha^{-1} .

The experimental design was complete randomized blocks with four replications, and the statistical analysis was factorial. The factors were as follows: hybrids (4), population densities (2), advanced F_1 and F_2 generations (2), and hybrid interactions x F_1F_2 x PD, hybrids x F_1F_2 x PD. Average values were compared made with Tukey test ($p \leq 0.05$).

The plot was prepared with machinery and consisted of clearing, harrowing, disking seeding with 80 cm spacing between rows. The NPK fertilization formula 80-40-00 was used. Although it is not recommended in the Highlands, the fertilizer is applied under May crop conditions, in a single basal application. Nitrogen as urea (46 % N) was used to complete the desired N units along with the diammonium phosphate (18-46-00 of P) which was the source of P. Sowing was carried out in the

las unidades correspondientes que en el fosfato diamónico (18-46-00 de P), con el que se aplicó el P. La siembra se hizo en la segunda quincena de mayo de 2013 a tapa pie, depositando tres semillas por sitio cada 50 cm, lo que generó 33 plantas por surco de 5 m, 82 500 plantas ha⁻¹, y la densidad de 70 000 plantas ha⁻¹; con raleo se obtuvieron 28 plantas por surco de 5 m y en las 55 000 por ha el raleo mantuvo 22 plantas por surco, 35 d después de la siembra.

El control de las malezas se hizo con aplicaciones de Hierbamina y Gesaprim en preemergencia, un día después de la siembra, en relación 3 L: 3 kg por ha; y en una segunda aplicación 20 d después de la siembra con una mezcla de 1 L de Sansón, 2 L de Hierbamina y 3 kg de Gesaprim por ha.

El tamaño de la parcela fue un surco de 5 m de longitud. La siembra fue en surcos con separación de 0.80 m, se depositaron tres semillas por sitio cada 0.50 m.

La cosecha se realizó manualmente en la segunda quincena de noviembre. Todas las mazorcas, incluidas las dañadas, se recolectaron. En una muestra representativa de cinco de ellas se cuantificó humedad de grano, con un determinador de humedad eléctrico tipo Stenlite; porcentaje de grano/olote se calculó después de desgranar las cinco mazorcas recién cosechadas y obtener el cociente peso de grano sobre peso de grano más olotes; también se obtuvieron los datos de las variables longitud de mazorca, hileras por mazorca y granos por hilera. Previamente, en cinco plantas por parcela se determinaron los días para la floración masculina, cuando 50 % de las plantas de la parcela liberaban polen, días para la floración femenina, cuando 50 % de las plantas, en la parcela habían expuesto por lo menos 3 cm los estigmas. La altura de la planta se midió desde la base del tallo hasta el nudo de inserción de la espiga y la altura de la mazorca se tomó de la base del tallo al nudo de inserción de la mazorca superior. Para calcular el rendimiento de grano se aplicó la fórmula siguiente (Espinosa *et al.*, 2012):

$$\text{Rendimiento} = (\text{PC} \times \% \text{MS} \times \% \text{G} \times \text{FC}) / 8600$$

donde PC=peso de campo del total de las mazorcas cosechadas por parcela expresada en kg; % MS=porcentaje de materia seca de la muestra de grano de cinco mazorcas recién cosechadas; % G=porcentaje de grano; FC=factor de conversión para obtener el rendimiento por ha obtenido al dividir 10000 m² / el tamaño de la parcela útil en m²; 8600=valor constante que permite estimar el rendimiento con una humedad al 14 %, que se usa para el grano en forma comercial.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El análisis estadístico factorial detectó diferencias altamente significativas para rendimiento entre híbridos

second quarter of May 2013, planting three seeds per site with a 50 cm spacing within the rows, which generated 33 plants per 5 m row, equal to 82 500 plants ha⁻¹, and a final plant density of 70 000 ha⁻¹. Thinning left 28 plants per 5 m row, and in the 55 000 per ha, thinning maintained 22 plants per row, 35 d after sowing.

Weed control was made with applications of Herbamina and Gesaprim in pre-emergence, one day after sowing, in a proportion of 3 L: 3 kg per ha; and a second application 20 d after sowing with a mixture of 1 L of Sansón, 2 L of Hierbamina and 3 kg of Gesaprim per ha.

Plot size consisted of a row of 5 m length. The rows were sown with a separation of 0.80 cm, depositing three seeds per site every 0.50 cm.

Harvesting was done manually in the second half of November. All of the ears, including the damaged ones, were collected. In a representative sample of five ears, grain moisture was quantified with a Stenlite electric determiner; percentage of grain/cob was calculated after shelling the recently harvested ears and obtaining the quotient of grain weight over the weight of grain with cobs; data was also obtained of the variables ear length, rows per ear and grains per row. Previously, days to male flowering were determined in five plants per plot, when 50 % of the plants in the plot release pollen, as well as days to female flowering, when 50 % of the plants had at least 3 cm of stigma exposed. Plant height was measured from the base of the stem to the spike insertion node; ear height was measured from the base of the stem to the insertion node of the top ear. Grain yield was calculated using the following formula:

$$\text{Yield} = (\text{FW} \times \% \text{DM} \times \% \text{G} \times \text{CF}) / 8600$$

where PC=field weight of the total of harvested ears per plot expressed in kg; % MS=percentage of dry matter of the grain sample of five recently harvested ears; % G=percentage of grain; FC=conversion factor for obtaining yield per ha which is obtained by dividing 10000 m² / useful plot size in m²; 8600=constant value which permits the estimation of yield with 14 % moisture, which is used for commercial grain.

RESULTS AND DISCUSSION

The factorial statistical analysis detected highly significant differences for yield between hybrids and F₁F₂ and significant differences between population densities. The interactions were not significant. The yield mean was 8422 kg ha⁻¹ and CV was 12 % (Table 1).

In plant height, ear height and volumetric weight, there were highly significant differences

y F₁F₂ y diferencias significativas entre densidades de población. Las interacciones no fueron significativas. La media de rendimiento fue 8422 kg ha⁻¹ y el CV fue de 12.0 % (Cuadro 1).

En altura de planta, altura de mazorca y peso volumétrico hubo diferencias altamente significativas entre híbridos, en floración masculina las diferencias fueron significativas, en las otras variables y factores de variación no hubo diferencias, incluyendo las interacciones (Cuadro 1).

El rendimiento mayor del híbrido Puma 1167 (9989 kg ha⁻¹) fue similar al de H-57 AE (8334 kg ha⁻¹), considerando la media de las generaciones F₁ y F₂, y las dos densidades de población en evaluación; ambos superaron estadísticamente a H-51 AE y H-40, y fueron similares entre sí (Cuadro 2). El H-57 AE sobresalió porque este híbrido, después de evaluarse en experimentos por varios años, está en la etapa última de su validación. Su registro se logró por el INIFAP en el Catálogo Nacional de Variedades Vegetales (CNVV); el nombre de registro es H-53 AE y se numeró 3153-MAZ-1658-300615/C (Espinosa *et al.*, 2012b). Los resultados ratifican las características favorables de este híbrido con esquema

among hybrids. In male flowering the differences were significant, in the other variables and factors of variation there was no differences, including the interactions (Table 1).

The highest yield of the hybrid Puma 1167 (9989 kg ha⁻¹) was similar to that of H-57 AE (8334 kg ha⁻¹), considering the mean of the F₁ and F₂ generations, and the two population densities under evaluation; both were statistically higher than H-51 AE and H-40, and were similar to each other (Table 2). H-57 AE was outstanding, because this hybrid, after evaluations in experiments for several years, is in the final stage of its validation. It was registered by INIFAP in the Colegio Nacional de Variedades Vegetales (CNVV); it is registered as H-53 AE with the number 3153-MAZ-1658-300615/C (Espinosa *et al.*, 2012b). The results confirm the favorable characteristics of this hybrid with androsterility (Espinosa *et al.*, 2009), given that it was superior to H-51 AE, which was released by INIFAP in 2012 (Espinosa *et al.*, 2012b).

The male flowering of H-51 AE occurred in fewer days (78) than the other hybrids (80). For female flowering, the weight of 200 seeds, ear length,

Cuadro 1. Cuadrados medios y significancia para el rendimiento (kg ha⁻¹) y otras variables evaluadas en la F₁ y F₂ de híbridos comerciales de Valles Altos. Ciclo primavera-verano 2013, FESC-UNAM, México.

Table 1. Mean squares and significance for yield (kg ha⁻¹) and other variables evaluated in F₁ and F₂ of commercial hybrids in the Highlands. Spring-summer cycle of 2013, FESC-UNAM, Mexico.

Variable	REND ¹	DFM ²	DFF ³	AP ⁴	AM ⁵	PHCO ⁶	GH ⁷	GM ⁸
REP	4990680*	2.90	11.9**	1654**	300.1	319**	0.26	4240
Híbridos	19605905**	6.85*	0.30	1916**	961**	21199**	1.64	6419
F ₁ F ₂ ⁹	24436611**	1.00	0.76	361.0	1.00	206.6	0.14	390
DP ¹⁰	7504398*	0.06	8.30	297.6	42.2	47.3	1.30	1580
Hx F ₁ F ₂ ¹¹	103497.1	1.40	2.43	87.54	30.6	173.3	0.43	1853
Hx DP ¹²	1502893	2.85	2.68	192.8	69.0	114.0	0.90	346
F ₁ F ₂ x DP ¹³	95339.0	0.01	0.39	289	289.0	0.40	1.26	361
Hx F ₁ F ₂ x DP ¹⁴	1540764	1.04	0.81	178.5	44.9	258.7	1.14	2813
CV (%) ¹⁵	12.0	1.70	2.10	7.35	8.83	2.17	6.80	10.9
Media	8422	79	80	207	114	759	16	449

*p≤0.05 y **p≤0.01 ♦ *p≤0.05 and **p≤0.01.

¹REND = rendimiento; ²DFM = número de días a floración masculina; ³DFF = número de días a floración femenina; ⁴AP=altura de planta; ⁵AM=altura de mazorca; ⁶PHCO=peso volumétrico; ⁷GH = granos por hilera; ⁸GM= granos por mazorca; ⁹F₁F₂= generación F₁F₂; ¹⁰DP= densidad de población; ¹¹Hx F₁F₂= interacción híbridos x F₁F₂; ¹²Hx DP= interacción híbridos x densidad de población; ¹³F₁F₂x DP= interacción generación F₁F₂ x densidad de población; ¹⁴Hx F₁F₂x DP= interacción híbridos x generación F₁F₂ x DP; ¹⁵CV (%)= coeficiente de variación ♦ ¹REND = yield; ²DMF = number of days to male flowering; ³DFF = number of days to female flowering; ⁴PH = plant height; ⁵EH = ear height; ⁶PHCO = volumetric weight; ⁷GR = grains per row; ⁸GE = grains per ear; ⁹F₁F₂ = generation F₁F₂; ¹⁰PD = population density; ¹¹Hx F₁F₂ = interaction hybrids x F₁F₂; ¹²Hx PD = interaction hybrids x population density; ¹³F₁F₂x PD = interaction generation F₁F₂ x population density; ¹⁴Hx F₁F₂x PD = interaction hybrids x generation F₁F₂ x PD; ¹⁵CV (%) = coefficient of variation.

Cuadro 2. Comparación de los promedios de cuatro híbridos, considerando los promedios de F_1 y F_2 , y dos densidades de población. Ciclo primavera-verano 2013, FESC-UNAM, México.**Table 2. Comparison of the averages of four hybrids, considering the averages of F_1 and F_2 and two population densities. Spring-summer cycle of 2013, FESC-UNAM, Mexico.**

Híbrido	REND (kg ha ⁻¹) ¹	DFM ²	DFF ³	AP ⁴	AM ⁵	PHCO ⁶	GH ⁷	GM ⁸
PUMA 1167	9989 a	80 a	80 a	221 a	118 a	776 a	30 a	467 a
H-57 AE	8334 a	80 a	80 a	202 bc	107 b	758 b	29 ab	465 a
H-51 AE	7927 b	78 b	80 a	211ba	123 a	753 b	26 c	427 a
H-40	7439 b	80 a	80 a	196c	107 b	750 b	27 bc	437 a
D.S.H. (0.05)	953	1.3	1.6	14.4	9.5	15.5	1.0	46.1

Medias con diferente letra son estadísticamente diferentes ($p \leq 0.05$) ♦ Means with different letter are statistically different ($p \leq 0.05$).

¹REND = rendimiento; ²DFM = número de días a floración masculina; ³DFF = número de días a floración femenina; ⁴AP = altura de planta; ⁵AM = altura de mazorca; ⁶PHCO = peso volumétrico; ⁷GH = granos por hilera; ⁸GM = granos por mazorca ♦ ¹REND = yield; ²DMF = number of days to male flowering; ³DFF = number of days to female flowering; ⁴PH = plant height; ⁵EH = ear height; ⁶PHCO = volumetric weight; ⁷GR = grains per row; ⁸GE = grains per ear.x

de androesterilidad (Espinosa *et al.*, 2009), ya que superó a H-51 AE, que fue liberado por el INIFAP en 2012 (Espinosa *et al.*, 2012 b).

La floración masculina de H-51 AE ocurrió en menos días (78) que en los otros híbridos (80). En la floración femenina, el peso de 200 semillas, la longitud de mazorca, el número de granos por mazorca, no hubo diferencias significativas. Pero en la altura de la planta, el peso volumétrico y los granos por hilera se definieron dos grupos (Cuadro 2).

La comparación de medias de las generaciones F_1F_2 , considerando a la media de los cuatro híbridos y la media de las dos densidades de población (Cuadro 3), mostró que la generación F_1 rindió 9,040 kg ha⁻¹, y fue diferente estadísticamente a la F_2 que rindió 7804 kg ha⁻¹; es decir F_1 representó 115.8 % respecto a la F_2 . Este resultado es similar al obtenido en otros estudios (Ortiz y Espinosa, 1991; Valdivia y Vidal, 1995; Espinosa *et al.*, 1998; Coutiño *et al.*, 2004; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a).

Los valores medios de las variables floración masculina, floración femenina, altura de planta, altura de mazorca, peso volumétrico, granos por hilera y granos por mazorca no fueron diferentes ($p > 0.05$) en las generaciones F_1 y F_2 . Así, es probable que la diferencia en el rendimiento de F_2 respecto a F_1 se debió a otros componentes no analizados en nuestro estudio. Estos resultados son diferentes a los obtenidos por Espinosa-Calderón *et al.* (2012a), quienes detectaron diferencias en la longitud de la mazorca y los granos por mazorca. En ambos casos fue superior la media de la generación F_1 con respecto a la F_2 (Cuadro 3).

number of grains per ear, there were no significant differences. However, in plant height, volumetric weight and grains per row, two groups were defined (Table 2).

The comparison of means of the F_1F_2 generations, considering the mean of the four hybrids and the mean of the two population densities (Table 3), showed that the F_1 generation yielded 9,040 kg ha⁻¹, and was statistically different from F_2 , which yielded 7,804 kg ha⁻¹; that is, F_1 represented 115.8 % with respect to F_2 . This result is similar to that obtained in other studies (Ortiz and Espinosa, 1991; Valdivia and Vidal, 1995; Espinosa *et al.*, 1998; Coutiño *et al.*, 2004; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a).

The mean values of the variables male flowering, female flowering, plant height, ear height, volumetric weight, grains per row and grains per ear were not different ($p > 0.05$) in the F_1 and F_2 generations. Therefore, probably the difference in yield of F_2 with respect to F_1 was due to other components which were not analyzed in the present study. These results are different from those obtained by Espinosa-Calderón *et al.* (2012a), because these authors detected differences in ear length and grains per ear. In both cases the mean of the F_1 generation was higher with respect to F_2 (Table 3).

Average yield of the four hybrids and the F_1 and F_2 generations was higher with the plant density of 70 000 plants ha⁻¹, compared to 50 000 plants ha⁻¹ (Table 4). These results coincided with those obtained with 70 000 plants per ha and other hybrids (Virgen *et al.*, 2010; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

Cuadro 3. Comparación de valores promedio de las generaciones F₁ y F₂ de cuatro híbridos de maíz para diversas variables evaluadas considerando el promedio de cuatro híbridos y dos densidades de población. Ciclo primavera-verano 2013, FESC-UNAM, México.**Table 3. Comparison of average values of the F₁ and F₂ generations of four maize hybrids for diverse variables evaluated considering the average of four hybrids and two population densities. Spring-summer cycle of 2013, FESC-UNAM, Mexico.**

F ₁ y F ₂	REND (kg ha ⁻¹) ¹	DFM ²	DFF ³	AP ⁴	AM ⁵	PHCO ⁶	GH ⁷	GM ⁸
F ₁	9040 a	79 a	80 a	210 a	114 a	761 a	28 a	451 a
F ₂	7804 b	79 a	80 a	205 a	114 a	757 a	28 a	446 a
D.S.H. (0.05)	509	0.7	0.8	7.7	5	8.3	1.1	25

Medias con diferente letra son estadísticamente diferentes ($p \leq 0.05$) ♦ Means with different letter are statistically different ($p \leq 0.05$).

¹REND = rendimiento; ²DFM = número de días a floración masculina; ³DFF = número de días a floración femenina; ⁴AP = altura de planta; ⁵AM = altura de mazorca; ⁶PHCO = peso volumétrico; ⁷GH = granos por hilera; ⁸GM = granos por mazorca ♦ ¹REND = yield; ²DMF = days to male flowering; ³DFF = days to female flowering; ⁴PH = plant height; ⁵EH = ear height; ⁶PHCO = volumetric weight; ⁷GR = grains per row; ⁸GE = grains per ear.

El rendimiento promedio de los cuatro híbridos y la generación F₁ y F₂ fue superior con la densidad de 70 000 plantas ha⁻¹, respecto a 50 000 plantas ha⁻¹ (Cuadro 4). Estos resultados coincidieron con los obtenidos con 70 000 plantas ha⁻¹ y otros híbridos (Virgen *et al.*, 2010; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

En todos los casos los rendimientos de la generación F₁ fueron superiores que los de la generación F₂, con 13.9 % en H-51 AE, hasta 119.4 % en H-40 (Cuadro 5). Estas diferencias entre F₁ y F₂ están documentado en otros estudios (Ramírez *et al.*, 1986; Ortiz y Espinosa, 1991; Valdivia y Vidal, 1995; De León *et al.*, 1998; Espinosa *et al.*, 1998; Coutiño *et al.*, 2004; Espinosa *et al.*, 2005; Martínez-Gómez *et al.*, 2006; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a).

In all cases the yields of the F₁ generation were higher than those of the F₂ generation, with 13.9 % in H-51 AE, and 119.4 % in H-40 (Table 5). These differences between F₁ and F₂ are documented in other studies (Ramírez *et al.*, 1986; Ortiz and Espinosa, 1991; Valdivia and Vidal, 1995; De León *et al.*, 1998; Espinosa *et al.*, 1998; Coutiño *et al.*, 2004; Espinosa *et al.*, 2005; Martínez-Gómez *et al.*, 2006; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a).

Yield varied from 1,029 kg in F₁ with respect to F₂, of the hybrid H-51 AE, to 1399 kg in the hybrid Puma 1167 (average in the four hybrids of 1236 kg), equivalent to (\$ 2500 per Mg of grain) a total of 3090 pesos for the commercialization of this grain. If new seed is acquired, the difference in favor of the

Cuadro 4. Comparación de promedios de dos densidades de población para diversas variables evaluadas considerando el valor medio de cuatro híbridos de maíz y la generación F₁ y F₂. Ciclo primavera-verano 2013. FESC-UNAM.**Table 4. Comparison of averages of two population densities for diverse variables evaluated considering the mean value of four maize hybrids and the F₁F₂ generation. Spring-summer cycle of 2013, FESC-UNAM, Mexico.**

DP (plantas/ha ⁻¹)	REND (kg ha ⁻¹) ¹	DFM ²	DFF ³	AP ⁴	AM ⁵	PHCO ⁶	GH ⁷	GM ⁸
55 000	8080 b	79 a	80 a	210 a	115 a	758 a	28 a	444 a
70 000	8765 a	79 a	80 a	206 a	113 a	760 a	28 a	454 a
D.S.H. (0.05)	509	1	1	8	5	8	1	25

Medias con diferente letra son estadísticamente diferentes ($p \leq 0.05$) ♦ Means with different letter are statistically different ($p \leq 0.05$).

¹REND = rendimiento; ²DFM = número de días a floración masculina; ³DFF = número de días a floración femenina; ⁴AP = altura de planta; ⁵AM = altura de mazorca; ⁶PHCO = peso volumétrico; ⁷GH = granos por hilera; ⁸GM = granos por mazorca ♦ ¹REND = yield; ²DMF = days to male flowering; ³DFF = days to female flowering; ⁴PH = plant height; ⁵EH = ear height; ⁶PHCO = volumetric weight; ⁷GR = grains per row; ⁸GE = grains per ear.

El rendimiento varió desde 1, 029 kg en la F_1 con respecto a la F_2 , del híbrido H-51 AE, hasta 1399 kg en el híbrido Puma 1167 (promedio en los cuatro híbridos de 1236 kg), equivalentes a (\$ 2500 por Mg de grano), un total de 3090 pesos por la comercialización de ese grano. Si la semilla nueva, se compra la diferencia a favor del productor sería 1690 pesos, aunque el costo del saco de semilla sea 1400 pesos; así, la compra de semilla sería redituable (Valdivia y Vidal, 1995; Espinosa *et al.*, 1998; Martínez-Gómez *et al.*, 2006; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a).

CONCLUSIONES

La hipótesis de que la generación F_1 en promedio exhibe rendimiento superior y diferente estadísticamente respecto a F_2 se confirmó. El híbrido trilineal Puma 1167 mostró un rendimiento promedio más elevado que H-40. Los resultados confirman que no es conveniente utilizar semilla de generación F_2 por su productividad menor, lo cual justifica la adquisición de semilla nueva cada ciclo. Si se adquiere semilla nueva cada ciclo, aun con costo actual elevado, habría una diferencia positiva para el productor.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen el apoyo financiero proporcionado por la UNAM a través del Programa de Apoyo a Proyectos de Investigación e Innovación Tecnológica (PAPIIT): IT201215.

LITERATURA CITADA

- Boege, E. 2009. El Patrimonio Biocultural de los Pueblos Indígenas de México: Hacia la Conservación *in situ* de la Biodiversidad y Agrodiversidad en los Territorios Indígenas. Instituto Nacional de Antropología e Historia. México, D.F. 342 p.
- Coutiño E., B., G. Sánchez, V., y A. Vidal M. 2004. El uso de semilla F_2 de híbridos de maíz en la Frailesca, Chiapas, reduce el rendimiento y las ganancias netas. *Rev. Fitotec. Mex.* 27: 261-266.
- De León H., J., A. Martínez G., y S. Rodríguez S. 1998. Híbridos dobles de maíz de baja depresión endogámica en F_2 . *Rev. Agron. Mesoamericana* 9: 38-41.
- Espinosa-Calderón, A., M. A. López-Pereira, y M. Tadeo-Robledo. 1998. Análisis agroeconómico del uso de semilla mejorada de maíz en los Valles Altos de México. *Agron. Mesoamericana* 9: 53-58.
- Espinosa-Calderón, A., M. Sierra M., y N. O. Gómez M. 2003. Producción y tecnología de semillas mejoradas de maíz por el INIFAP en el escenario sin la PRONASE. *Agron. Mesoamericana* 14: 117-121.

Cuadro 5. Rendimientos (kg ha^{-1}) obtenidos por híbridos de maíz en la generación F_1 y F_2 así como diferencias y porcentajes de la F_2 respecto a la F_1 , considerando el promedio de dos densidades de población bajo las cuales se evaluaron estos genotipos. Ciclo primavera-verano 2013.

Table 5. Yields (kg ha^{-1}) obtained by maize hybrids in generation F_1 F_2 as well as differences and percentages of F_2 with respect to F_1 , considering the average of the two population densities under which these genotypes were evaluated. Spring-summer cycle of 2013.

Híbridos	Generación		F_1 - F_2	
	F_1	F_2	$\text{kg} \cdot \text{ha}^{-1}$	%
Puma 1167	10689	9290	1399	115.0
H-57 AE	8933	7735	1198	115.4
H-51 AE	8441	7412	1029	113.9
H-40	8097	6780	1317	119.4
Promedio	9040	7804	1236	115.8

producer would be 1690 pesos, even though the cost of the bag of seed would be 1400 pesos; thus, the purchase of seed would be profitable (Valdivia and Vidal, 1995; Espinosa *et al.*, 1998; Martínez-Gómez *et al.*, 2006; Espinosa-Calderón *et al.*, 2012a).

CONCLUSIONS

The hypothesis that on the average the F_1 generation exhibited higher yield and statistical difference with respect to F_2 was confirmed. The trilinear hybrid Puma 1167 showed a higher average yield than H-40. The results confirm that it is not convenient to use seed of generation F_2 due to its lower yield, which justifies the acquisition of new seed each cycle. If new seed is acquired each cycle, even with its present high cost, there would be a positive difference for the producer's.

—End of the English version—

—*—

Espinosa C., A., M. Tadeo R., A. Mora B., R. Martínez M., D. Salazar H., M. Sierra M., A. Palafox C., F. Rodríguez M., y V. Esqueda E. 2005. Capacidad productiva de la generación F_1 y F_2 de híbridos de maíz androestériles y fértiles evaluados en dos localidades. *Memorias: VIII Congreso Internacional en Ciencias Agrícolas. Universidad Autónoma de Baja California, Mexicali, B. C.* pp: 160-165.

- Espinosa C., A., A. Turrent F., M. Tadeo R., N. O. Gómez M., M. Sierra M., y F. Caballero H. 2008. Importancia del uso de semilla de variedades mejoradas y nativas de maíz en México. *In*: Seefoó, J. L. (ed). Desde los Colores del Maíz, una Agenda para el Campo Mexicano. El Colegio de Michoacán, CONACYT. Zamora, Michoacán. Vol I: 233-255.
- Espinosa-Calderón, A., M. Tadeo-Robledo, A. Turrent-Fernández, M. Sierra-Macías, N. O. Gómez-Montiel, A. Palafox-Caballero, F. A. Rodríguez-Montalvo, F. Caballero-Hernández, R. Valdivia-Bernal, y B. Zamudio-González. 2009. Las semillas insumo fundamental para avanzar hacia la suficiencia alimentaria y reserva estratégica de granos. *In*: Ramírez C. A., B. Ramírez V., B. A. Cavalloti V., A. Cesín V. Reserva Estratégica de Alimentos: Una Alternativa para el Desarrollo del Campo Mexicano y la Soberanía Alimentaria. CEDRS-SA-SAGARPA- CP- UACH, pp: 77-90.
- Espinosa-Calderón, A., M. Tadeo-Robledo, I. Arteaga-Escamilla, A. Turrent-Fernández, M. Sierra-Macías, N. O. Gómez-Montiel, A. Palafox-Caballero, R. Valdivia-Bernal, V. Trejo-Pastor, y E. Canales-Islas. 2012a. Rendimiento de las generaciones F₁ y F₂ de híbridos trilineales de maíz en los Valles Altos de México. *Universidad y Ciencia* 28:57-64.
- Espinosa C., A., M. Tadeo R., J. Virgen V., I. Rojas M., N. O. Gómez M., M. Sierra M., A. Palafox C., G. Vázquez C., F. A. Rodríguez M., B. Zamudio G., I. Arteaga E., E. Canales I., B. Martínez Y., y R. Valdivia B. 2012b. H-51 AE, híbrido de maíz para áreas de humedad residual, buen temporal y riego en Valles Altos del Centro de México. *Rev. Fitotec. Mex.* 35: 347-349.
- Espinosa-Calderón, A., A. Turrent-Fernández, M. Tadeo-Robledo, A. San Vicente-Tello, N. Gómez-Montiel, R. Valdivia-Bernal, M. Sierra Macías, y B. Zamudio-González. 2014. Ley de semillas y Ley federal de variedades vegetales y transgénicos de maíz en México. *Rev. Mex. Ciencias Agrí.* 5: 293-308.
- González E. A., J. Islas G., A. Espinosa C., J. A. Vázquez C., y S. Wood. 2007. Impacto económico del mejoramiento genético del maíz en México: híbrido H-50. *Publicación Especial No. 24*. INIFAP. México, D. F. 83 p.
- González E., A., J. Islas G., A. Espinosa C., J. A. Vázquez C., y S. Wood. 2008. Impacto económico del mejoramiento genético del maíz en México: híbrido H-48. *Publicación Especial No. 25*. INIFAP. México, D.F. 88 p.
- Luna M., B. M., M. A. Hinojosa R., O. J. Ayala G., F. Castillo G., y J. A. Mejía C. 2012. Perspectivas de desarrollo de la industria semillera de maíz en México. *Rev. Fitotec. Mex.* 35: 1-7.
- Martínez-Gómez, M. I., R. Gaytán-Bautista, L. Reyes-Muro, N. Mayek-Pérez, J. S. Padilla-Ramírez, y M. Luna-Flores. 2006. Rentabilidad de las generaciones F₁, F₂ y F₃ de híbridos de maíz. *Agrociencia* 40: 677-685.
- Ortiz T., E., y A. Espinosa C. 1991. Rendimiento de híbridos de maíz de la Zona de Transición El Bajío-Valles Altos por efecto de la utilización de semilla de generación F₁ y F₂. *Rev. Chapingo* 71: 49-52.
- Ramírez V., P., M. Balderas M., y F. Gerón X. 1986. Potencial productivo de las generaciones avanzadas de los híbridos tropicales de maíz H-503, H-507 y H-510. *Rev. Fitotec. Mex.* 8: 20-34.
- Turrent F., A., y A. Espinosa C. 2006. Seguridad alimentaria y el mercado nacional de semillas. *In*: Memorias del ciclo de conferencias. 10 Años de Enlace, Innovación, Progreso. Fundación Hidalgo Produce. INIFAP, CIRCE. Campo Experimental Pachuca, Pachuca, Hidalgo. pp: 44- 50.
- Turrent F., A. 2009. Potencial productivo de maíz. *Rev. Ciencias* 92-93: 126-129.
- Valdivia B., R., y V. A. Vidal M. 1995. Efecto de generaciones avanzadas en la producción de diferentes tipos de híbridos de maíz. *Rev. Fitotec. Mex.* 18:69-76.
- Virgen V., J., J.L. Arellano V., I. Rojas M., M.A. Ávila P., y G.F. Gutiérrez. 2010. Producción de semilla de cruces simples de híbridos de maíz en Tlaxcala, México. *Rev. Fitotec Mex.* 33: 107-110.
- Virgen-Vargas, J., R. Zepeda-Bautista, M. A. Ávila-Perches, A. Espinosa-Calderón, J. L. Arellano-Vázquez, y A. J. Gámez-Vázquez. 2014. Producción de semilla de líneas progenitoras de maíz: densidad de población e interacción. *Agron. Mesoamericana* 25: 323-335.

DESESPIGAMIENTO EN CRUZAS SIMPLES PROGENITORAS DE HÍBRIDOS DE MAÍZ (*Zea mays* L.) PARA VALLES ALTOS DE MÉXICO

DETASSELING IN PARENTAL SINGLE CROSSES OF MAIZE (*Zea mays* L.) HYBRIDS FOR HIGH VALLEYS OF MEXICO

Juan Virgen-Vargas¹, Rosalba Zepeda-Bautista^{2*}, M. Angel Avila-Perches³, Israel Rojas-Martínez⁴,
Alejandro Espinosa-Calderón¹, A. Josué Gámez-Vázquez³

¹INIFAP-Campo Experimental Valle de México, Km. 13.5 Carretera Los Reyes-Textcoco, 56250. Coatlinchán, Textcoco, Estado de México. ²Instituto Politécnico Nacional, Sección de Posgrado e Investigación, Escuela Superior de Ingeniería Mecánica y Eléctrica Zacatenco. Unidad Profesional 'Adolfo López Mateos'. 07738. Colonia Lindavista, México, D.F. (rzb0509@hotmail.com). ³INIFAP-Campo Experimental Bajío, Km. 6.5 Carretera Celaya-San Miguel de Allende, 38110 Celaya, Guanajuato, México. ⁴INIFAP-Sitio Experimental Tlaxcala, Km. 2.5 Carretera Tlaxcala-Santa Ana, 90800. Tlaxcala, México.

RESUMEN

La semilla de calidad buena es insumo básico para aumentar productividad en maíz (*Zea mays* L.), debe producirse con procedimientos y controles estrictos. La tecnología para producir semilla híbrida es limitada; por ello, se evaluó el efecto de eliminar la espiga del progenitor hembra (desespigamiento) sobre la productividad y la calidad de semilla y la interacción con el ambiente de cruas simples progenitoras de híbridos para Valles Altos de México. Entre 2006 y 2008, en Textcoco, Estado de México (2250 msnm) se evaluaron 15 tratamientos: cinco cruas simples (CML-239xCML-242, M-43xM-44, M-47xM-46, CML-241xCML-243 y M-55xM-54) y tres niveles de desespigamiento (eliminación de la espiga, la espiga más la hoja bandera y sin eliminación de la espiga) en un diseño de bloques completos al azar con tres repeticiones. Diferencias ($p \leq 0.01$) se encontraron entre cruas simples, años, rendimiento y calidad física de semilla; no existió diferencia significativa para desespigamiento; y la interacción entre inicio de floración masculina y femenina sí fue significativa. Las cruas promediaron entre 70 y 72 d para el inicio de la floración masculina y femenina, con sincronía floral y dos días para iniciar el desespigue y evitar autofecundaciones; rindieron entre 4.79 y 9.43 t ha⁻¹, semilla grande entre 32 y 78 % y peso hectolítrico entre 62 y 68 kg hL⁻¹. Al eliminar la espiga aumentó 6.31 % el rendimiento y disminuyó la semilla chica (10.5 %) en comparación con el testigo. En 2006 hubo 4 d de diferencia para el inicio de la floración femenina y 2 d

ABSTRACT

Good quality seed is a crucial input for the increase of maize productivity (*Zea mays* L.), and must be produced using strict procedures and controls. Technology for the production of hybrid seed is limited and, therefore, the effect of removing the tassel of the female parent (detasseling) was evaluated on seed productivity and quality and the interaction with the environment of simple cross females in hybrids for the High Valleys OF Mexico. Between 2006 and 2008 in Textcoco, Estado de México (2250 masl), 15 treatments were evaluated: five simple crosses (CML-239xCML-242, M-43xM-44, M-47xM-46, CML-241xCML-243, and M-55xM-54) and three levels of detasseling (removing tassel, tassel and flag leaf and tassel not removed) in a randomized complete block design with three repetitions. Differences ($p \leq 0.01$) were found between simple crosses and years, yield and physical quality of seed; there were no significant differences for detasseling. The interaction was significant for the beginning of male flowering and yield. Crosses averaged 70 to 72 d for the start of male and female flowering, with floral synchrony, and two days to begin detasseling and avoid self-pollination; yields were 4.79 to 9.43 t ha⁻¹, 32 to 78 % for large seeds, and 62 to 68 kg hL⁻¹ test weight. Removing the tassel increased yield by 6.31 % and reduced the amount of small seed by 10.5 % in comparison to the control. In 2006 there was a difference of 4 d for the start of female flowering and 2 d in 2008 in comparison with 2007; in 2008 yield was 9.4 t ha⁻¹, and in 2006 it was 44.68 % lower. In 2008, M-43xM-44 yielded 11.24 t ha⁻¹, and in 2006 and 2007, yields were 42.32 and 14.11 % lower. To determine where, when, and how to produce hybrid seeds, one must know the parents, place of production, and interaction.

* Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: abril, 2015. Aprobado: noviembre, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en Agrociencia 50: 43-59. 2016.

en 2008 en comparación con 2007; en 2008 el rendimiento fue 9.4 t ha^{-1} y en 2006 fue 44.68 % menor. En 2008, M-43xM-44 rindió 11.24 t ha^{-1} y en 2006 y 2007 los rendimientos fueron 42.32 y 14.11 % menores. Para determinar dónde, cuándo y cómo producir semilla híbrida se debe conocer los progenitores, sitio de producción e interacción.

Palabras clave: *Zea mays* L., semilla, desespigamiento, interacción genotipo x ambiente, progenitores.

INTRODUCCIÓN

En 2014, en México se produjeron 23.27×10^6 Mg de maíz (*Zea mays* L.) en una superficie cosechada de $7.06 \text{ Mg} \times 10^6 \text{ ha}$, con un rendimiento promedio de 3.3 Mg ha^{-1} . En los Valles Altos centrales de México, a más de 2200 msnm, en los estados de Tlaxcala, Puebla, Hidalgo, Querétaro, Michoacán, Morelos, Distrito Federal y Estado de México se cosecharon 2 millones de ha de grano de maíz con un rendimiento de 2.82 Mg ha^{-1} , 83.21 % en seco, que representaron 28.46 % de la superficie cosechada nacional con maíz (SIAP, 2013). La productividad es baja y se requiere aumentarla; una alternativa es utilizar semillas de variedades mejoradas de maíz, con características agronómicas y de productividad sobresalientes para seco y riego adaptadas a esta región.

Las semillas con calidad alta son el insumo básico para aumentar la productividad del cultivo (Copeland y McDonald, 2001; Barrón, 2010). En México, durante el 2014 se cosecharon 9403 ha de semilla de maíz categoría certificada, con un rendimiento de semilla promedio de 5.7 Mg ha^{-1} y producción de 53 580 Mg, cantidad necesaria para sembrar 2 679 008 ha (considerando 20 kg de semilla categoría certificada por hectárea), que constituyen 36.07 % de la superficie sembrada con este cultivo (SIAP, 2014). En Valles Altos de México sólo en 6 % de la superficie cultivada con maíz se usan semillas certificadas (González *et al.*, 2008) y en la región de Amecameca, Estado de México, sólo 4 % (Jolalpa *et al.*, 2014).

Al respecto, el Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP) genera variedades mejoradas y produce semilla de maíz adaptada a las regiones diferentes de México. Entre 2005 y 2014, el Campo Experimental Valle de México (CEVAMEX) produjo y vendió semilla

Key words: *Zea mays* L., seed, detasseling, Genotype x Environment Interaction, parents.

INTRODUCTION

In 2014, Mexico produced 23.27×10^6 Mg of maize (*Zea mays* L.), covering a surface of $7.06 \times 10^6 \text{ ha}$, with an average yield of 3.3 t ha^{-1} . In the central High Valleys of Mexico, at over 2200 masl, in the states of Tlaxcala, Puebla, Hidalgo, Querétaro, Michoacán, Morelos, Distrito Federal, and Estado de México, 2 million ha of maize grain were harvested with a yield of 2.82 Mg ha^{-1} , 83.21 % of which was rainfed, representing 28.46 % of the surface harvested in the country with maize (SIAP, 2014). Productivity is low and needs increasing. An alternative for this is the use of improved variety maize seeds, with outstanding agronomic and productivity characteristics for rainfed and irrigation adapted to this region.

High-quality seeds are the basic input for the increase of crop productivity (Copeland and McDonald, 2001; Barrón, 2010). In Mexico, 9403 ha of certified category maize were harvested in 2014, with an average seed yield of 5.7 Mg ha^{-1} and a production of 53 580 Mg. This amount is required to plant around 2 679 008 hectares (considering 20 kg of certified category seed per hectare), or 36.07 % of the surface planted with this crop (SIAP, 2014). In the High Valleys of Mexico, certified seeds are only used in 6 % of the surface planted with maize (González *et al.*, 2008) and in the area of de Amecameca, Estado de México, in only 4 % (Jolalpa *et al.*, 2014).

In this regard, the Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP) generates improved varieties and produces maize seed adapted to the different regions of Mexico. Between 2005 and 2014, the Campo Experimental Valle de México (CEVAMEX) produced and sold registered category seed of hybrids H-40, H-48, H-50, H-52, H-66, H-70, and H-161, and of varieties VS-22, V-54A, and V-55A to 31 small seed companies and generated seed production technology (Virgen *et al.*, 2010; Larqué *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014). The production of certified seed carried out by small companies is an alternative for the adoption of technology and the production of grain in the High Valleys; Vallejo *et al.* (2008), Barrón *et al.* (2010), and Barillas *et al.* (2010) pointed out

de categoría registrada de los híbridos H-40, H-48, H-50, H-52, H-66, H-70 y H-161 y de las variedades VS-22, V-54A y V-55A a 31 microempresas de semilla y generó tecnología de producción de semilla (Virgen *et al.*, 2010; Larqué *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014). La producción de semilla certificada realizada por las microempresas es una alternativa para la adopción de la tecnología y la producción de grano en Valles Altos; Vallejo *et al.* (2008), Barrón *et al.* (2010) y Barillas *et al.* (2010) señalaron que en Michoacán, Guerrero y Tlaxcala hay grupos de productores de semillas organizados, que abastecen las necesidades de semilla certificada con variedades del INIFAP, lo cual es un ahorro de al menos 50 % en el costo de la semilla para el productor, en comparación con las empresas de capital extranjero. Domínguez y Donnet (2014) reportaron que 75 % de los híbridos y variedades de maíz generados para Valles Altos, que venden las empresas de semillas, son del INIFAP y representa 9.35 % de la superficie potencial para el cultivo de maíz en esta región (700 000 ha en riego y buen temporal), y 6.55 % del mercado potencial de semillas cuantificado por Donnet *et al.* (2012).

El estudio de los factores que determinan la productividad y calidad de semilla de los progenitores de híbridos de maíz, líneas y cruza simples, en los ambientes de producción es primordial en la producción de semilla híbrida categoría certificada. En híbridos el rendimiento potencial y calidad de semilla de los progenitores se evaluó (líneas y cruza simples), se identificaron sitios de producción (Ávila *et al.*, 2009; Virgen *et al.*, 2010), densidades de población (Rojas *et al.*, 2009; Espinosa-Calderón *et al.*, 2010a; Tadeo *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014), fechas de siembra (Virgen *et al.*, 2013), uso de androesterilidad en la producción de semilla híbrida (Martínez-Lázaro *et al.*, 2005; Tadeo *et al.*, 2007; Espinosa *et al.*, 2012), nutrición del cultivo (Zepeda *et al.*, 2002; Cervantes-Ortiz *et al.*, 2013) y la interacción genotipo x ambiente (Tadeo *et al.*, 2013; Virgen *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

En un lote de producción de semilla híbrida de maíz es esencial eliminar la espiga del progenitor hembra (desespigamiento) para mantener la calidad genética y evitar la contaminación por autofecundaciones. La actividad requiere, en promedio, entre 24 y 50 jornales ha^{-1} , según uniformidad del suelo y del progenitor femenino, presencia de hijos y facilidad para retirar la espiga (Martínez-Lázaro *et al.*, 2005).

that in Michoacán, Guerrero, and Tlaxcala there are organized groups of seed producers that supply the certified seeds with INIFAP varieties, which means saving at least 50 % in the cost of seeds for producers, in comparison with foreign companies. Domínguez and Donnet (2014) reported that 75 % of the maize hybrids and varieties generated for the High Valleys and sold by seed companies come from INIFAP and account for 9.35 % of the potential surface for maize plantation in this region (700 000 ha in irrigation and good rainfall), and 6.55 % of the potential seed market quantified by Donnet *et al.* (2012).

The study of the factors that determine the productivity and quality of seed of maize hybrid parents, lines and simple crosses, in the production environments is crucial in the production of certified category hybrid seed. In hybrids, the potential yield and seed quality of the parents were evaluated (lines and simple crosses), and production sites were identified (Ávila *et al.*, 2009; Virgen *et al.*, 2010), along with population densities (Rojas *et al.*, 2009; Espinosa-Calderón *et al.*, 2010a; Tadeo *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014), planting dates (Virgen *et al.*, 2013), use of androsterility in the production of hybrid seeds (Martínez-Lázaro *et al.*, 2005; Tadeo *et al.*, 2007; Espinosa *et al.*, 2012), crop nutrition (Zepeda *et al.*, 2002; Cervantes-Ortiz *et al.*, 2013), and their Genotype x Environment interaction (Tadeo *et al.*, 2013; Virgen *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

In a hybrid maize seed production lot it is essential to remove the tassel of the female parent (detasseling) to maintain genetic quality and avoid contamination by self-pollination. The activity requires, on average, 24 to 50 worker days ha^{-1} , depending on the uniformity of the soil and the female parent, the presence of offspring and the easy removal of the tassel (Martínez-Lázaro *et al.*, 2005). According to Espinosa-Calderón *et al.* (2010a), removing the tassel in the hybrid H-49 affected yield positively, while removing the tassel and three leaves affected it negatively. After detasseling in INIFAP and CIMMYT lines, Espinosa *et al.* (1999) observed an average increase of 30.3 % in yields and, in three lines, a decrease of 4.1, 14.7, and 32.9 %. In the parental single crosses of the hybrid H-47, androsterile and fertile, there was a reduction of 26 % in seed yield when detasseling (Espinosa-Calderón *et al.*, 2010b). In hybrids H-47 and H-49, the elimination of one or two leaves did not affect yield (Tadeo *et al.*, 2013).

Según Espinosa-Calderón *et al.* (2010a), la eliminación de la espiga en el híbrido H-49 afectó positivamente el rendimiento, y la eliminación de la espiga y tres hojas lo afectó negativamente. Con el desespigue, en líneas de INIFAP y CIMMYT, Espinosa *et al.* (1999) observaron un aumento promedio de 30.3 % en el rendimiento y en tres líneas una reducción de 4.1, 14.7 y 32.9 %. En las cruza simples progenitoras del híbrido H-47, androestéril y fértil, disminuyó 26 % el rendimiento de semilla al eliminar la espiga (Espinosa-Calderón *et al.*, 2010b). En los híbridos H-47 y H-49, la eliminación de una o dos hojas no afectó el rendimiento (Tadeo *et al.*, 2013).

Hay información específica sobre la tecnología de producción y calidad de semillas, categoría certificada, de cruza simples y líneas progenitoras de híbridos en localidades determinadas. Así, el objetivo de esta investigación fue determinar el efecto de niveles de eliminación de la espiga en el progenitor hembra (desespigamiento) en el rendimiento y calidad física de semilla de cruza simples progenitoras de híbridos de maíz en Valles Altos de México y su interacción con el ambiente. Las hipótesis fueron: 1) Las cruza simples progenitoras hembra tienen atributos genéticos deseables para la producción de semillas, y 2) la eliminación de la espiga más una hoja no afecta el rendimiento y calidad de la semilla.

MATERIALES Y MÉTODOS

La investigación fue parte de las actividades del proyecto “Generación de tecnología para la producción de semilla de maíz para Valles Altos y Zona de Transición”, que se realizaron en el Programa de Tecnología de Semillas del Campo Experimental Valle de México (CEVAMEX), Coatlinchán, Texcoco, Estado de México (19° 17' N, 98° 53' O y 2250 m de altitud). El clima es templado subhúmedo con lluvias en verano, temperatura media anual entre 12 y 18 °C, precipitación pluvial promedio anual de 645 mm (INIFAP, 2012). Los datos de temperatura y precipitación mensuales promedio de los años 2006, 2007 y 2008 se obtuvieron en la Estación Agrometeorológica del Colegio de Postgraduados (km 36.5 carretera federal Los Reyes-Texcoco, Montecillo, Texcoco, Estado de México, a 5 km de distancia del experimento) y se procesaron.

Durante los ciclos agrícolas primavera-verano de 2006, 2007 y 2008 se evaluaron 15 tratamientos de la combinación factorial 5x3: Cinco cruza simples (CML-239 x CML-242, M-43 x M-44, M-47 x M-46, CML-241 x CML-243 y M-55 x M-54) y tres niveles de desespigamiento (eliminación de la espiga,

There is specific information on the technology of seed production and quality, certified category, of simple crosses and parent hybrid lines in particular locations. Thus the aim of this investigation was to determine the effect of levels of removal of tassels in the female parent (detasseling) on the yield and physical seed quality of parental single crosses of maize hybrids in the High Valleys of Mexico and its interaction with the environment. Our hypotheses were: 1) The female parental single crosses have different desirable genetic attributes for seed production, and 2) removing the tassel plus one leaf does not affect the seed's yield and quality.

MATERIALS AND METHODS

The investigation was part of the activities of the project “Generación de tecnología para la producción de semilla de maíz para Valles Altos y Zona de Transición” (Generating technology for maize seed production in the High Valleys and Transition Zone), carried out in the Programa de Tecnología de Semillas of the Campo Experimental Valle de México (CEVAMEX), Coatlinchán, Texcoco, Estado de México (19° 17' N, 98° 53' W and 2250 m above sea level). The weather is temperate sub-humid with rainfall in the summer, an average annual temperature between 12 and 18 °C, average annual rainfalls of 645 mm (INIFAP, 2012). Average monthly temperature and rainfall data for the years 2006, 2007, and 2008 were retrieved and processed in the agro-weather station of the Colegio de Postgraduados (km 36.5 carretera federal Los Reyes-Texcoco, Montecillo, Texcoco, Estado de México, 5 km away from the experiment).

During the spring-summer agricultural cycles of 2006, 2007, and 2008, fifteen treatments, product of the 5x3 factorial combination, were evaluated: Five simple crosses (CML-239xCML-242, M-43xM-44, M-47xM-46, CML-241xCML-243, and M-55xM-54), and three levels of detasseling (removal of tassel, removal of tassel and flag leaf, and no removal of neither tassel nor flag leaf) in a randomized complete block design with three repetitions. The evaluation did not include the male parent. The experimental unit consisted of four rows, each 5 m long and separated by 0.80 m; the two central rows were used as the effective plot size. The CML crosses, generated by the Centro Internacional de Mejoramiento de Maíz y Trigo (CIMMYT), are homogenous and uniform, since they are formed with lines that have an average of six to eight self-pollinations in comparison to the M crosses, generated by INIFAP, with a higher variability and three to five self-pollinations (Espinosa *et al.*, 2003; Ávila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2011). The simple crosses are parents of the maize hybrids adapted to the Mexican High Valleys: H-44, H-52, H-66, H-68E, H-70, and H-153E, generated by INIFAP.

eliminación de la espiga más la hoja bandera y sin eliminación de la espiga u hoja bandera) en un diseño de bloques completos al azar con tres repeticiones. En la evaluación no se incluyó al progenitor masculino. La unidad experimental fue de cuatro surcos de 5 m de longitud, separados a 0.80 m; se usaron los dos surcos centrales como parcela útil. Las cruizas CML, generadas por el Centro Internacional de Mejoramiento de Maíz y Trigo (CIMMYT), son homogéneas y uniformes porque están formadas con líneas que tienen en promedio seis a ocho autofecundaciones en comparación con las cruizas M, generadas por el INIFAP, con variabilidad mayor y entre tres y cinco autofecundaciones (Espinoza *et al.*, 2003; Ávila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2011). Las cruizas simples son progenitoras de los híbridos de maíz adaptados a Valles Altos de México: H-44, H-52, H-66, H-68E, H-70 y H-153E generados por el INIFAP.

El manejo agronómico se hizo con base a las recomendaciones para el cultivo de maíz en el CEVAMEX. El terreno se preparó con un barbecho, rastra y surcado con maquinaria. La siembra se hizo manual, en suelo seco, los días 16, 11 y 21 de mayo de 2006, 2007 y 2008, respectivamente; a una densidad de población 62500 ha⁻¹, distancia entre plantas de 20 cm y una planta por mata. Para fertilizar se utilizó la fórmula 150-70-30 (NPK), la mitad de N y todo el P y el K se aplicó con maquinaria al momento de la siembra y el resto del N en la segunda escarda, y 326 kg ha⁻¹ de urea, 152 kg ha⁻¹ de superfosfato de calcio triple y 50 kg ha⁻¹ de cloruro de potasio se usaron como fuentes de N, P y K. Las malezas se controlaron con la aplicación en preemergencia de dosis de 1.5 L ha⁻¹ de Primagran gold® (*i. a.* Atrazina + S-metolaclor), y en postemergencia, cuando la maleza tenía 5 cm de altura, 2.0 L ha⁻¹ de Marvel® (*i. a.* Dicamba + Atrazina). En promedio, se aplicaron ocho riegos en la siembra y las etapas V3, V6, V10, V13, VT, R1 y R3 (Ritchie *et al.*, 1993); el riego fue por gravedad con una lámina de 12 cm, considerando la eficiencia de conducción y aplicación que se estimó en 65 % y evapotranspiración de la planta (Rendón y Fuentes, 1997) en ausencia de precipitación por un periodo de 8 d.

El desespigue (eliminación de la espiga del progenitor hembra) se hizo manual. Su inicio fue 3 a 5 d después de la aparición de la primera espiga (flor masculina), porque no había liberación de polen, en la parcela útil y continuó durante 10 a 15 d cada tercer día, hasta la eliminación total de las espigas. La cosecha fue manual cuando se observó la formación de la capa negra, indicador de madurez fisiológica. Los granos se muestrearon de la parte media de cinco mazorcas en cada unidad experimental y los muestreos se hicieron cuando la planta tuvo un aspecto seco, con contenido de humedad del grano de 24 %, y otro 15 d después. El secado fue natural y el beneficio de la semilla fue manual.

Las variables medidas fueron: 1) inicio de la floración masculina y femenina, los días a partir del primer riego se cuantificaron

Agronomic management was performed according to the recommendations for planting maize in the CEVAMEX. The land was prepared with a fallow, dredge, and furrow with machinery. Seeds were sown by hand on dry soil on May 16, 11, and 21, in 2006, 2007, and 2008, respectively, at a population density of 62,500 ha⁻¹, with a distance between plant and plant of 20 cm. To fertilize, we used the formula 150-70-30 (NPK), half of N and all the P and K was added using machinery while planting, and the rest of the N in the second hoeing, and 326 kg ha⁻¹ of urea, 152 kg ha⁻¹ of triple calcium superphosphate and 50 kg ha⁻¹ of potassium chloride were used as sources of N, P, and K. Weeds were controlled by applying a preemergence 1.5 L ha⁻¹ dose of Primagran gold® (*i. a.* Atrazina + S-metolaclor), and in postemergence, when the weeds were 5 cm in height, 2.0 L ha⁻¹ of Marvel® (*i. a.* Dicamba + Atrazina). An average of eight irrigations were performed during sowing and in stages V3, V6, V10, V13, VT, R1, and R3 (Ritchie *et al.*, 1993); gravity irrigation was performed using a 12 cm irrigation depth, considering the efficiency of conduction and application, which was estimated in 65 % and evapotranspiration of the plant (Rendón and Fuentes, 1997) in the absence of rainfall for a period of 8 d.

The process of detasseling (removal of the tassel from the female parent) was performed manually. It began 3 to 5 d after the appearance of the first tassel (male flower), since there was no pollen release in the effective plot size and continued during 10 to 15 d every third day, until all tassels were removed. The harvest was carried out by hand when the formation of a black layer was observed, which indicated physiological maturity; the grains of the middle section of five ears were sampled in each experimental unit. Samples were taken twice: First, when the plant looked dry, with a humidity of 24 % in the grain, and another one 15 d later. The drying process was natural and the cleaning of the seed was done manual.

The variables measured were: 1) beginning of male and female flowering, where the days were counted from the first irrigation to the appearance of the first tassel and first silking, measured in lateral rows of the experimental unit; 2) yield, Mg ha⁻¹ at 14 % humidity, calculated using the formula: REN=[(PC x MS % x G x FC %) / 8600] / 1000, where PC = ear field weight, in kg per effective plot size; MS % = percentage of dry matter, by means of the difference of 100 minus the percentage of humidity in the grain, obtained using the equipment Stenlite®; G % = percentage of grain, relation between the weight of grain and the weight of the ear without bracts, average of five ears, multiplied by 100; FC = correction factor, obtained by dividing 10000 m² (1 ha) by the effective plot area (8 m²); 8600 = factor to adjust the yield to 14 % humidity per hectare, parameter used in Mexico; and 3) physical quality of the seed by means of size and weight. Seed sizes were classified as: large (SG), medium

hasta la aparición de la primera espiga y primer estigma, se midió en los surcos laterales de la unidad experimental; 2) rendimiento, Mg ha^{-1} a 14 % de humedad, se calculó con la fórmula: $\text{REN} = [(\text{PC} \times \text{MS} \% \times \text{G} \times \text{FC} \%) / 8600] / 1000$, donde PC = peso de campo de mazorca, en kg por parcela útil; MS % = porcentaje de materia seca, mediante la diferencia de 100 menos el porcentaje de contenido de humedad del grano obtenido del aparato Sten-lite®; G % = porcentaje de grano, relación entre el peso de grano y el peso de mazorca desprovista de brácteas, promedio de cinco mazorcas, multiplicado por 100; FC = factor de corrección, obtenido al dividir 10000 m^2 (1 ha) entre la superficie útil de la parcela (8 m^2); 8600 = factor para ajustar el rendimiento al 14 % de humedad por hectárea, parámetro utilizado en México; y 3) calidad física de la semilla mediante tamaño y peso. Las semillas se clasificaron en: grande (SG), mediana (SM) y chica (SC), con cribas de perforación redonda de 8, 7 y 6 mm, y los valores se reportaron en porcentajes. Cinco grupos o repeticiones de 200 semillas (P200S) se pesaron en una balanza analítica (Ohaus) y se calculó el promedio; el peso hectolítrico (PH) se determinó en una báscula (OHAUS®) y se expresó en kg hL^{-1} .

Con los resultados se realizó un ANDEVA combinado con el procedimiento GLM (SAS, 1989) para los factores principales y las interacciones. La comparación de medias se hizo con la prueba de Tukey ($p \leq 0.05$). Los datos expresados en porcentaje se transformaron a valores de arcoseno.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Cruzas simples progenitoras de híbridos de maíz

Entre cruzas simples progenitoras de los híbridos: H-44, H-52, H-66, H-68E, H-70 y H-153E hubo diferencias significativas ($p \leq 0.01$) para inicio de floración masculina, rendimiento y calidad de semilla (Cuadro 1). Lo anterior debido a las características genéticas de cada una de las líneas que forman la cruce simple (Virgen-Vargas *et al.*, 2014) y a la respuesta de la planta al daño causado por la eliminación de la espiga (Espinosa-Calderón *et al.*, 2010a y b), principalmente la diferencia en número de autofecundaciones entre ellas (Espinosa *et al.*, 2003; Ávila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2011). Los resultados son similares a los obtenidos por Virgen *et al.* (2010) y Virgen *et al.* (2013) al evaluar cruza simples progenitoras de los híbridos de maíz: H-50, H-52, H-64, H-66, H-68 y H-70 en localidades del Estado de México y Tlaxcala.

Los días para el inicio de la floración masculina y femenina fueron en promedio 70 a 72 (Cuadro 1).

(SM), and small (SC), with round drilling jigger sized 8, 7, and 6 mm, and the values were reported as percentages. For the weight of 200 seeds (P200S), five groups or repetitions of 200 seeds were weighed using an analytic scale (Ohaus), and the average was calculated; the test weight (PH) was taken using an OHAUS® scale and expressed in kg hL^{-1} .

Data was used to perform ANOVA using GLM procedure (SAS, 1989) for the main factors and interactions. Treatments means were compared using Tukey ($p \leq 0.05$). The data expressed as percentages were previously transformed into arcsine values.

RESULTS AND DISCUSSION

Parental single crosses of maize hybrids

Between parental single crosses of the hybrids H-44, H-52, H-66, H-68E, H-70, and H-153E there were significant differences ($p \leq 0.01$) for the beginning of male flowering, yield, and seed quality (Table 1). This was due to the genetic characteristics of each one of the lines that form the simple cross (Virgen-Vargas *et al.*, 2014) and to the response of the plant to the damage caused by the removal of the tassel (Espinosa-Calderón *et al.*, 2010a and b); mainly the difference in the number of self-pollinations between them (Espinosa *et al.*, 2003; Ávila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2011). These results are similar to those obtained by Virgen *et al.* (2010) and Virgen *et al.* (2013) when evaluating parental single crosses of the maize hybrids H-50, H-52, H-64, H-66, H-68, and H-70 in Estado de México and Tlaxcala.

The number of days until male and female flowering were, on average, 70 and 72 (Table 1). This indicates that the simple crosses showed floral synchrony, which is why the female parent must be detasseled within no more than two days to avoid self-pollination and maintain the genetic quality of the certified category seed (Vallejo *et al.*, 2008). In the simple cross CML-241 x CML-243, the number of days until the beginning of male and female flowering was equal, therefore the exact moment in which to remove the tassel must be defined carefully. In M-43 x M-44 the difference between the beginning of flowering was 4 d, indicating more time to begin detasseling. Another factor to consider is the uniformity of the flowering of the female parent (Martínez-Lázaro *et al.*, 2005); the more uniformity there is, the lower the number of detasseling steps and the lower the cost of this activity in comparison

Cuadro 1. Floración y rendimiento, tamaño y peso de semilla promedio de cruas simples progenitoras de híbridos de maíz. Texcoco, Estado de México (2006-2008).**Table 1. Flowering and yield, average size and weight of seeds of parental single crosses of maize hybrids. Texcoco, Estado de México (2006-2008).**

Cruzas simples	IFM (días)	IFF (días)	REN (Mg ha ⁻¹)	Tamaño de semilla (%)			PH (kg hL ⁻¹)	P200S (g)
				SG	SM	SC		
CML-239xCML-242	70.1b	73.0a	7.3b	71.4b	19.4cd	8.9b	65.6b	67.7b
M-43xM-44	71.1b	75.0a	9.1a	70.4b	21.7c	7.9b	62.6c	85.5a
M-47xM-46	68.6c	71.3a	8.1b	49.8c	30.2b	19.9a	64.8b	71.2b
CML-241xCML-243	72.8a	72.7a	4.7c	32.4d	46.1a	21.5a	68.3a	48.3c
M-55xM-54	68.1c	70.5a	9.4a	78.3a	16.1d	5.6b	62.8c	88.7a
P > F	<0.01	0.08	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
DSH (0.05)	1.06	4.63	0.86	6.44	5.46	4.14	1.17	5.64
Media	70.19	72.53	7.79	60.51	26.74	12.78	64.87	72.33
CV (%)	2.00	8.46	14.73	11.68	17.97	26.29	2.38	10.31
R ²	0.74	0.29	0.87	0.94	0.88	0.94	0.92	0.92

p>F: Probabilidad; Medias con diferente letra en una columna son estadísticamente diferentes (Tukey, $p \leq 0.05$); DSH: diferencia significativa honesta; CV: coeficiente de variación; REN: rendimiento de semilla; IFM: inicio floración masculina; IFF: inicio floración femenina; SG: porcentaje de semilla grande; SM: porcentaje de semilla mediana; SC: porcentaje de semilla chica; PH: peso hectolítico, en kg hL⁻¹; P200S: peso de 200 semillas, en g. ♦ p>F: Probability; Means with different letter in a column are statistically different (Tukey, $p \leq 0.05$); DSH: honest significant difference; CV: coefficient of variation; REN: seed yield; IFM: male flowering begins; IFF: female flowering begins; SG: percentage of large seeds; SM: percentage of medium seeds; SC: percentage of small seeds; PH: test weight, in kg hL⁻¹; P200S: weight of 200 seeds, in g.

Esto indica que las cruas simples mostraron sincronía floral; por ello, se debe iniciar la eliminación de la espiga, en el progenitor femenino, en un periodo menor a dos días para evitar autofecundaciones y conservar la calidad genética de la semilla categoría certificada (Vallejo *et al.*, 2008). En la crua simple CML-241 x CML-243, el número de días para el inicio de la floración masculina y femenina fue igual, por lo que se requiere precisar el momento oportuno para realizar el desespigamiento. En M-43 x M-44 la diferencia entre el inicio de las floraciones fue 4 d, lo que indica tiempo mayor para iniciar el desespigue. Otro factor a considerar es la uniformidad de la floración del progenitor hembra (Martínez-Lázaro *et al.*, 2005), entre mayor uniformidad el número de pasos de desespigue será menor y menor el costo de esta actividad, en comparación con progenitores variables, cuyo periodo de floración masculina es amplio (10 a 20 d); las cruas CML-239 x CML-242 y CML-241 x CML-243 tienen mayor uniformidad porque están formadas con líneas entre seis y ocho autofecundaciones en comparación con las cruas M-43 x M-44, M-47 x M-46 y M-55 x M-54 que tienen mayor variabilidad (Espinosa *et al.*, 2003; Avila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2011).

to other parent variables, the male flowering period of which is broad (10 to 20 d). Crosses CML-239 x CML-242 and CML-241 x CML-243 have a greater uniformity, since they are formed with lines of six to eight self-pollinations, in comparison to crosses M-43 x M-44, M-47 x M-46, and M-55 x M-54, which have more variability (Espinosa *et al.*, 2003; Avila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2011).

Average seed yield was 7.79 Mg ha⁻¹ and 80 % of the parental single crosses of hybrids yielded between 7 and 9 Mg ha⁻¹ (Table 1). Crosses M-43 x M-44 and M-55 x M-54, parents of hybrids H-52, H-66, and H-70, had the highest yields, with 9.1 and 9.4 Mg ha⁻¹, and the lowest yield was in CML-241 x CML-243, parent of the H-68E, with 4.79 Mg ha⁻¹. These results are similar to those reported by Avila *et al.* (2009) and Espinosa *et al.* (2012). The results were obtained in experimental lots, as opposed to a hybrid seed detasseling lot, where yield is lower due to factors such as asynchrony in male and female flowering between parents, scarce control of weeds, pests, and diseases, and genetic quality, as well as losses during the cleaning of the seed. In this regard, Barrón (2010) pointed out that in the production of certified seeds of hybrids H-515 and H-516 they obtained 3 Mg

El rendimiento promedio de semilla fue 7.79 Mg ha⁻¹, 80 % de las cruza simples progenitoras de los híbridos rindieron entre 7 y 9 Mg ha⁻¹ (Cuadro 1). Las cruza M-43 x M-44 y M-55 x M-54, progenitoras de los híbridos H-52, H-66 y H-70, tuvieron los rendimientos mayores (9.1 y 9.4 Mg ha⁻¹) y la menos rendidora fue CML-241 x CML-243, progenitor del H-68E, con 4.79 Mg ha⁻¹. Estos resultados son similares a los publicados por Avila *et al.* (2009) y Espinosa *et al.* (2012). Los resultados se obtuvieron en lotes de experimentación, en comparación con un lote de desespigamiento de semilla híbrida, donde el rendimiento es menor debido a factores como asincronía en la floración masculina y femenina entre progenitores, falta de control de malezas, plagas y enfermedades y calidad genética, y pérdidas durante el beneficio de semilla. Al respecto, Barrón (2010) señaló que en la producción de semilla certificada de los híbridos H-515 y H-516 obtuvieron 3 Mg ha⁻¹ de semilla comercializable, y en el híbrido H-318 fue 4 y 7 Mg ha⁻¹ (Vallejo *et al.*, 2008). Los rendimientos de semilla de las cruza simples hembra de los híbridos H-44, H-52, H-66, H-68E, H-70 y H-153E hacen rentable la producción de semilla para las empresas de capital nacional porque la relación costo beneficio es >1; es 1.9 para producir un híbrido trilineal, y por cada peso invertido se obtienen 2.9 pesos (Vallejo *et al.*, 2008; Virgen *et al.*, 2013).

Las cruza simples tuvieron, en promedio 60, 27 y 13 % de semilla grande, mediana y chica (Cuadro 1). CML-239 x CML-242, M-43 x M-44 y M-55 x M-54 presentaron porcentajes de semilla grande (8 mm) mayores a 70 % y de semilla chica (6 mm) entre 5 y 8 % porque tienen mazorca cónica (Avila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2011); mientras M-47 x M-46 y CML-241 x CML-243 tuvieron entre 49 y 39 % de semilla grande, entre 30 y 46 % de semilla mediana (7 mm) y entre 19 y 21 % de semilla chica, como en una mazorca cónico-cilíndrica. El tamaño de semilla es una característica importante para la comercialización y rentabilidad para las empresas productoras de semilla debido a que los productores prefieren semilla grande y mediana, aunque la semilla chica tiene calidad fisiológica buena. Laynez-Garsaball *et al.* (2007) y Tadeo-Robledo *et al.* (2010) no detectaron diferencias significativas en el vigor de las plántulas entre tamaños de semilla de variedades de maíz. Sin embargo, al inicio del crecimiento de la semilla chica la

ha⁻¹ of marketable seeds, and for the hybrid H-318 between 4 and 7 Mg ha⁻¹ were obtained (Vallejo *et al.*, 2008). The yields of seeds from female simple crosses of hybrids H-44, H-52, H-66, H-68E, H-70, and H-153E make seed production profitable for domestic businesses, since the cost-benefit is >1; it is 1.9 to produce a trilinear hybrid, indicating that for each peso invested, one can recover this plus another 1.9 pesos (Vallejo *et al.*, 2008; Virgen *et al.*, 2013).

Simple crosses had, on average, 60, 27, and 13 % large, medium, and small seeds, respectively (Table 1). CML-239 x CML-242, M-43 x M-44, and M-55 x M-54 displayed percentages of large seeds (8 mm) of over 70 % and of small seeds (6 mm) of 5 to 8 %, since they have conical ears (Avila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2011), whereas M-47 x M-46 and CML-241 x CML-243 had between 49 and 39 % large seeds, 30 to 46 % of small seeds (7 mm), and 19 to 21 % small seeds, indicating a conical-cylindrical ear. Seed size is an important characteristic for the sale and profitability for seed companies, since producers prefer large and medium seeds, although small seeds have good physiological quality. Laynez-Garsaball *et al.* (2007) and Tadeo-Robledo *et al.* (2010) did not find significant differences in the vigor of plantlets between sizes of maize seed varieties. However, at the beginning of growth of the small seeds there was a lower accumulation of dry matter than in large seeds (López-Santillán *et al.*, 2004).

The test weight and weight of 200 seeds were, on average, 64 kg hL⁻¹, and 72.33 g, the cross CML-241 x CML-243 had the highest test weight (68.33 kg hL⁻¹) and the lowest weight for 200 seeds with 48.33 g, whereas crosses M-55 x M-54 and M-43 x M-44 had the lowest weight of 200 seeds with 88.64 and 85.59 g and the lowest test weight (62.88 and 62.66 kg hL⁻¹) (Table 1). These figures are similar to those obtained by Zepeda *et al.* (2002) with simple crosses H-14 and H-214. The seeds with the highest weight have the least number of seeds, and vice-versa. The number of seeds per kilogram is important when establishing a detasseling lot to determine the population density of both parents, and for the sowing ratio of male and female rows, as well as the greater amount of seeds of the male parent that can be used in case planting more rows is required to obtain more pollen or as border for isolation, in compliance with seed certification regulations (SAG, 1975).

acumulación de materia seca es menor, comparando con la semilla grande (López-Santillán *et al.*, 2004).

El peso hectolítrico y de 200 semillas fue en promedio 64 kg hL⁻¹ y 72.33 g, la cruza CML-241 x CML-243 tuvo el peso hectolítrico mayor hL⁻¹ y el menor peso de 200 semillas con 48.33 g, las cruzas M-55 x M-54 y M-43 x M-44 tuvieron el peso mayor de 200 semillas con 88.64 y 85.59 g y el menor peso hectolítrico (62.88 y 62.66 kg hL⁻¹) (Cuadro 1). Estos valores son similares a los documentados por Zepeda *et al.* (2002) con las cruzas simples H-14 y H-214. Las semillas con peso mayor representan número menor de semillas y viceversa. El número de semillas por kilogramo en el establecimiento de un lote de desespigamiento es importante para determinar la densidad de población de los dos progenitores y la relación de siembra de surcos hembra y macho, y por la cantidad mayor de semilla del progenitor macho que puede utilizarse en caso de requerir sembrar más surcos para obtener más polen o como bordo para el aislamiento, en cumplimiento con las normas de certificación de semillas (SAG, 1975).

Efecto de eliminar la espiga en el progenitor hembra (desespigamiento)

No hubo diferencias significativas ($p > 0.05$) en el rendimiento y calidad física de semilla entre los niveles de desespigamiento (Cuadro 2), debido probablemente a que la espiga demanda nutrimentos, que al eliminarse no alteró la fisiología de la planta, al contrario propició que los fotosíntatos fueran dirigidos al llenado de la semilla (Martínez *et al.*, 2005). Al eliminar la espiga y la hoja bandera no disminuyó ($p > 0.05$) el rendimiento porque la capacidad fotosintética de la planta no se afectó pues el área de la hoja bandera eliminada fue menor en comparación con las otras hojas, y fueron suficientes para realizar la fotosíntesis. De Brito (2011) indicó que reducciones mayores a 41.01 % del área foliar en plantas de maíz comprometen su productividad. Resultados similares fueron observados por Espinosa-Calderón *et al.* (2010b) al eliminar la espiga sin o con diferente número de hojas en el híbrido de maíz H-49; y en el híbrido H-47 disminuyó 26 % el rendimiento de semilla al eliminar de la espiga (Espinosa-Calderón *et al.*, 2010a). Para la eliminación de una o dos hojas en ambos híbridos no afectó el rendimiento (Tadeo *et al.*, 2013).

Effect of removing the tassel in the female parent (detasseling)

There were no significant differences ($p > 0.05$) in yield and physical seed quality between levels of detasseling (Table 2), due probably to the fact that the tassel demands nutrients, and removing it did not alter the physiology of the plant, but rather contributed to photosynthates being directed at filling the seeds (Martínez *et al.*, 2005). There was no significant reduction ($p > 0.05$) in yield when removing the tassel and flag leaf because the photosynthetic capacity of the plant was not affected, since the area of the flag leaf removed was less than in comparison to other leaves, which were enough to carry out photosynthesis. De Brito (2011) pointed out that reductions of over 41.01 % of the foliar area in maize plants jeopardize their productivity. Similar results were observed by Espinosa-Calderón *et al.* (2010b) when removing the tassel with or without a different number of leaves in maize hybrid H-49; and in hybrid H-47 was reduced seed yield of 26 % with the removal of the tassel (Espinosa-Calderón *et al.*, 2010a). But removing one or two leaves in both hybrids did not affect yield (Tadeo *et al.*, 2013).

In a hybrid maize seed production lot, it is crucial to remove the tassel of the female parent (Martínez-Lázaro *et al.*, 2005), which is why it is important to count the days until the beginning and male and female mean flowering in both parents. Simple crosses had an average of 70 d to begin male flowering, and 72 d for female flowering (Table 2). There is a period of two days to remove the tassel from the female parent, so as to maintain genetic quality and avoid self-pollination. It is recommendable to begin 2 to 4 d after the appearance of the first tassel (male flower) and continue for 10 and 20 d every third day until all tassels have been removed, depending on the genetic characteristics of both parents, the effect of the environment and their interaction in a detasseling lot (Virgen *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

Seed yield increased 6.31 % (480 kg ha⁻¹) with the removal of the plant's tassel in comparison to the control (tassel not removed). This could be due to the fact that by removing the source of demand, nutrients were translocated to the cobs and used for plant growth, and reduced the percentage of small seeds (10.5 %). Removing the tassel, and the tassel and flag leaf had no significant negative effects on

Cuadro 2. Floración y rendimiento, tamaño y peso de semilla por efecto de eliminar la espiga en cruza simples progenitoras de híbridos de maíz, Texcoco, Estado de México (2006-2008).**Table 2. Flowering and yield, effect on size and yield of seed from eliminating the spike in parental single crosses of maize hybrids. Texcoco, Estado de México (2006-2008).**

Eliminación de espiga	IFM (días)	IFF (días)	REN (Mg ha ⁻¹)	Tamaño de semilla (%)			PH (kg hL ⁻¹)	P200S (g)
				SG	SM	SC		
Sin eliminar	70.42	73.04	7.61	59.91	26.20	14.00	65.00	72.02
Espiga	69.93	71.44	8.09	60.71	26.64	12.53	64.73	71.42
Espiga + hoja bandera	70.20	73.09	7.66	60.93	27.38	11.82	64.89	73.56
P > F	0.26	0.35	0.09	0.73	0.64	0.31	0.71	0.37
DSH (0.05)	0.71	3.08	0.57	4.27	3.62	2.74	0.77	3.74

p>F: Probabilidad; Medias con diferente letra en una columna son estadísticamente diferentes (Tukey, $p \leq 0.05$); DSH: diferencia significativa honesta; REN: rendimiento de semilla; IFM: inicio floración masculina; IFF: inicio floración femenina; SG: porcentaje de semilla grande; SM: porcentaje de semilla mediana; SC: porcentaje de semilla chica; PH: peso hectolítico, en kg hL⁻¹; P200S: peso de 200 semillas, en g. ♦ p>F: Probability; Means with different letter in a column are different (Tukey, $p \leq 0.05$); DSH: honest significant difference; REN: seed yield; IFM: male flowering begins; IFF: female flowering begins; SG: percentage of large seeds; SM: percentage of medium seeds; SC: percentage of small seeds; PH: test weight, in kg hL⁻¹; P200S: weight of 200 seeds, in g.

En un lote de producción de semilla híbrida de maíz es primordial eliminar la espiga del progenitor hembra (Martínez-Lázaro *et al.*, 2005). Por ello es importante cuantificar los días para el inicio y floración media masculina y femenina de ambos progenitores. Las cruza simples, en promedio, iniciaron la floración masculina y femenina en 70 y 72 d (Cuadro 2), y el período para eliminar la espiga del progenitor hembra, para conservar la calidad genética y evitar las autofecundaciones es 2 d. Es recomendable iniciar entre 2 y 4 d después de la aparición de la primera espiga (flor masculina) y continuar durante 10 y 20 d, cada tercer día hasta eliminar todas las espigas, en dependencia de las características genéticas de los progenitores, el efecto del ambiente y su interacción (Virgen *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

El rendimiento de semilla aumentó 6.31 % (480 kg ha⁻¹) con la eliminación de la espiga de la planta, comparado con el testigo (sin eliminar la espiga). Esto pudo deberse a que al eliminar la fuente demandante los nutrimentos fueron traslocados al jilote y usados en el desarrollo de la semilla, y disminuyó el porcentaje de semilla chica (10.5 %). Eliminar la espiga y la espiga más la hoja bandera no tuvo efectos negativos significativos en el rendimiento y calidad de semilla. Espinosa-Calderón *et al.* (2010b) también observaron efecto positivo en el rendimiento al eliminar la espiga en el progenitor hembra. Esto indica la posibilidad de reducir por lo menos un paso para desespigar lotes de producción de semilla, o bien la

the yield and quality of the seed. Espinosa-Calderón *et al.* (2010b) also observed a positive effect on yield when removing the tassel from the female parent. This indicates the possibility of reducing at least one step towards detasseling seed production lots or the possibility of calibrating machinery to make the cut in the point of insertion of the flag leaf. However, in each female parent it is important to know the effect of eliminating the tassel along with one, two, or three leaves, because in some parents, seed yield is affected (Espinosa-Calderón *et al.*, 2010a).

Effect of the environment (years of production)

Significant differences ($p \leq 0.01$) were observed between the spring-summer planting cycles of the years 2006, 2007, and 2008 for the beginning of male and female flowering, yield, and physical quality in seeds (Table 3). This indicated that at least one characteristic was different from one year to the next, perhaps due to the difference in temperature (average of 16 °C in each year) and amount and distribution of rainfall; the rainy season covered between June and September, and rainfall was 722.7 mm in 2007, and 20 and 32 % higher than in 2006 (583 mm) and 2008 (495.2 mm) (Figure 1, Agro-Weather Station of the Colegio de Postgraduados, 2013). These differences probably contributed to the differences in both days for the beginning of flowering, yield, and the physical quality in seeds for

posibilidad de calibrar la maquinaria para hacer el corte en el punto de inserción de la hoja bandera. Pero en cada progenitor hembra deberá conocer el efecto de eliminar la espiga más una, dos o tres hojas, ya que en algunos progenitores el rendimiento de la semilla es afectado (Espinosa-Calderón *et al.*, 2010a).

Efecto del ambiente (años de producción)

Entre ciclos agrícolas de producción primavera-verano de 2006, 2007 y 2008 hubo diferencias significativas ($p \leq 0.01$) en el inicio de la floración masculina y femenina, rendimiento y calidad física de semilla (Cuadro 3). Esto indicó que por lo menos una característica fue diferente de un año a otro, debido quizá a la diferencia en la temperatura (promedio de 16 °C en cada año) y cantidad y distribución de la precipitación; la temporada de lluvia se estableció entre junio y septiembre y la precipitación fue 722.7 mm en 2007, y fue 20 y 32 % mayor a las de 2006 (583 mm) y 2008 (495.2 mm) (Figura 1, Estación Agrometeorológica del Colegio de Postgraduados, 2013). Estas diferencias pueden contribuir a las diferencias en los días para el inicio de la floración, el rendimiento y la calidad física de semilla de las cruza simples. Efectos similares de los factores ambientales sobre las plantas de maíz fueron observados por Boomsma *et al.* (2009) y Ramírez *et al.* (2010).

Entre años hubo 4 d de diferencia para el inicio de la floración femenina, en 2006 se observó el número

simple crosses. Similar effects of the environmental factors on maize plants were observed by Boomsma *et al.* (2009) and Ramírez *et al.* (2010).

Between years there was a difference of 4 d for the beginning of female flowering; 2006 displayed the most days, and 2007, the least (Table 3). This may be due to the fact that during the stages of germination, vegetative stage, and floral differentiation of the maize plant, temperatures fell between 2.4 and 0.5 °C, causing lower growth and development of the plant. Similar results were observed by Zepeda-Bautista *et al.* (2009) and Virgen *et al.* (2013) in parental single crosses of maize hybrids for the High Valleys of Mexico.

Average seed yield was 7.79 t ha⁻¹; in 2008 it was 17.12 % higher, and in 2006, 33.24 % lower (Table 3). This may be due to the greater availability of water in the stages of flowering and grain filling, due to rainfall; in 2008, rainfall was highest in September (week 40, 53.50 mm) in comparison to 2006 (week 40, 12.40 mm) (Figure 1). This confirms the effect of the environment on the productivity of female parental single crosses in maize hybrids (Virgen *et al.*, 2010; Virgen *et al.*, 2013), which is useful to determine the location, date, and how to establish a seed production lot. Avila *et al.* (2009) observed a similar environmental effect when increasing the female simple cross of the hybrid H-52 in the Texcoco Valley; production was between 9 and 10 Mg ha⁻¹ with 70 % of large seed, and in Tlaxcala, 6.5 Mg ha⁻¹

Cuadro 3. Efecto del ambiente en floración y rendimiento, tamaño y peso promedio de semilla en cruza simples progenitoras de híbridos de maíz, Texcoco, Estado de México (2006-2008).

Table 3. Effect of the environment on flowering and yield, size and weight of seeds in parental single crosses of maize hybrids. Texcoco, Estado de México (2006-2008).

Años	IFM (días)	IFF (días)	REN (Mg ha ⁻¹)	Tamaño de semilla (%)			PH (kg hL ⁻¹)	P200S (g)
				SG	SM	SC		
2006	71.4a	74.6a	5.2c	26.5b	41.7a	31.5a	64.1b	49.2b
2007	69.6b	70.1b	8.5b	79.3a	20.0b	0.6c	60.5c	82.3a
2008	69.4b	72.9ab	9.4a	75.6a	18.4b	6.1b	70.0a	85.3a
P > F	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01	<0.01
DSH (0.05)	0.71	3.08	0.57	4.27	3.62	2.74	0.77	3.74

p>F: Probabilidad; Medias con diferente letra en una columna son estadísticamente diferentes (Tukey, $p \leq 0.05$); DSH: diferencia significativa honesta; REN: rendimiento de semilla; IFM: inicio floración masculina; IFF: inicio floración femenina; SG: porcentaje de semilla grande; SM: porcentaje de semilla mediana; SC: porcentaje de semilla chica; PH: peso hectolítrico, en kg hL⁻¹; P200S: peso de 200 semillas, en g. ♦ p>F:= Probability; Means with different letter in a column are statistically different (Tukey, $p \leq 0.05$); DSH: honest significant difference; REN: seed yield; IFM: male flowering begins; IFF: female flowering begins; SG: percentage of large seeds; SM: percentage of medium seeds; SC: percentage of small seeds; PH: test weight in kg hL⁻¹; P200S: weight of 200 seeds, in g.

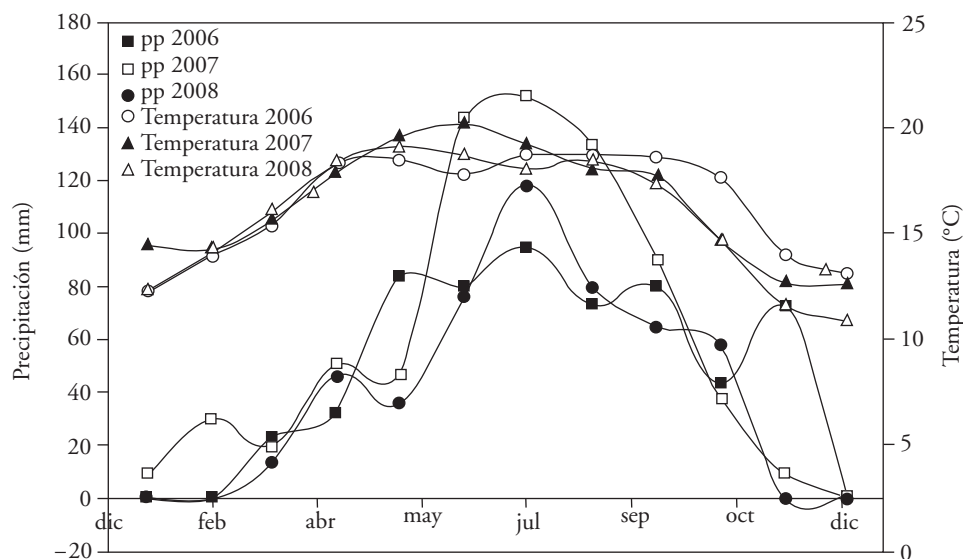


Figura 1. Temperatura y precipitación promedio mensual durante 2006 y 2008 (Estación Agrometeorológica del Colegio de Postgraduados, 2013).

Figure 1. Average monthly temperature and rainfall for 2006 and 2008 (Agro- Weather Station of the Colegio de Postgraduados, 2013).

mayor de días y el menor en 2007 (Cuadro 3). Esto puede atribuirse a que durante las etapas de germinación, desarrollo vegetativo y diferenciación floral de la planta de maíz la temperatura disminuyó entre 2.4 y 0.5 °C, lo que ocasionó crecimiento y desarrollo menores de la planta. Resultados similares fueron observados por Zepeda-Bautista *et al.* (2009) y Virgen *et al.* (2013) en cruza simples progenitoras de híbridos de maíz para Valles Altos de México.

El rendimiento de semilla promedio fue 7.79 Mg ha⁻¹, en 2008 fue 17.12 % mayor y en 2006 33.24 % menor (Cuadro 3). Esto puede atribuirse a la disponibilidad mayor de humedad, en las etapas de floración y llenado de grano, debido a la precipitación; en 2008 la precipitación fue mayor en septiembre (semana 40, 53.50 mm), comparado con 2006 (semana 40, 12.40 mm) (Figura 1). Esto confirma el efecto del ambiente en la productividad de las cruza simples hembra progenitoras de híbridos de maíz (Virgen *et al.*, 2010; Virgen *et al.*, 2013), lo cual es útil para determinar el sitio, la fecha y cómo establecer un lote de producción de semilla. Avila *et al.* (2009) observaron un efecto ambiental similar al incrementar la cruza simple hembra del híbrido H-52 en el Valle de Texcoco; la producción fue 9 a 10 t ha⁻¹ con 70 % de semilla grande y en Tlaxcala 6.5 t ha⁻¹ de rendimiento de semilla. En 2008 el tamaño de semilla fue

in yield for registered seed. In 2008 a greater seed size was observed than in 2006 (Table 3), in which large seeds along with the test weight and the weight of 200 seeds were 64.94, 8.42, and 42.32 % smaller.

Genotype x environment interaction

The interactions parental single crosses x years of evaluation were significant ($p \leq 0.01$) for the beginning of male flowering and seed yield, as well as the percentage of large, medium, and small seeds, test weight and the weight of 200 seeds (data not shown), since at least one simple cross had a different behavior in each agricultural year. This was due to their genetic characteristics and agroclimatic conditions that determine the production and quality of the hybrid seed (Virgen *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

Days until the beginning of male flowering

Between years, a change in the number of days until the beginning of male flowering was observed in 100 % of the simple crosses (Figure 2). This parameter is important to define the moment in which to remove the tassel of the female parent and the synchrony of male and female flowering, for pollination and formation of the seed. Similar results were observed

mayor en comparación con 2006 (Cuadro 3), año en el cual la semilla grande, el peso hectolítrico y el peso de 200 semillas fueron 64.94, 8.42 y 42.32 % menores.

Interacción genotipo x ambiente

Las interacciones cruza simples progenitoras x años de evaluación fueron significativas ($p \leq 0.01$) para el inicio de la floración masculina y rendimiento de semilla; así como el porcentaje de semilla grande, mediana y chica, peso hectolítrico y peso de 200 semillas (datos no presentados), pues por lo menos una cruza simple tuvo un comportamiento diferente en cada año agrícola. Esto se debió a sus características genéticas y a las condiciones agroclimáticas que determinan la producción y calidad de la semilla híbrida (Virgen *et al.*, 2013; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

Días para el inicio de la floración masculina

Entre años, en 100 % de las cruza simples se observó un cambio en el número de días para el inicio de la floración masculina (Figura 2). Éste es un parámetro importante para definir el momento de eliminar la espiga del progenitor hembra y la sincronía de la floración masculina y femenina, para la polinización y formación de la semilla. Resultados similares fueron observados por Virgen *et al.* (2010) al evaluar cruza simples progenitoras de híbridos en localidades de Tlaxcala. La cruza simple M-55 x M-54, progenitora hembra del híbrido H-70, presentó diferencia de 2 d para el inicio de la floración masculina (67 a 69 d). CML-239 x CML-242 presentó variación mayor en los días para el inicio de la floración masculina. En 2007 floreció a los 68 d y 5 d después en 2006; esta diferencia ocasiona problemas al establecer un lote de desespigamiento, porque puede causar desfase de la polinización y en consecuencia la falta de formación de la semilla, la pérdida de calidad genética por la contaminación de polen extraño y autofecundaciones de la hembra por el desespigamiento inoportuno.

Rendimiento de semilla

En todas las cruza simples progenitoras de híbridos entre los años se obtuvo rendimiento de semilla diferente, porque es un carácter determinado por

by Virgen *et al.* (2010) after evaluating parental single crosses of hybrids in locations in Tlaxcala. The simple cross M-55 x M-54, female parent of the hybrid H-70, displayed a difference of 2 d until the beginning of male flowering (67 to 69 d). CML-239 x CML-242 displayed a higher variation in days until the beginning of male flowering. In 2007 it flowered at 68 d and 5 d later in 2006. This difference causes problems when establishing a detasseling lot, since it may cause synchronicity problems, and in consequence, a lack of seed formation, the loss of genetic quality due to pollution of foreign pollen, and self-pollination of the female due to badly-timed pollination.

Seed yield

In all the parental single crosses between years, different seed yields were obtained, since it is a trait determined by many genes and influenced by the environment (Poehlman, 1979; Márquez, 1988). The simple cross CML-241 x CML-243 had the lowest variation in seed yield: in 2007 and 2008, it produced an average of 5.16 Mg ha⁻¹, which could be due to the higher rainfalls during flowering and grain filling (Figura 1); in 2006 yield was 21.45 % lower (1.11 Mg ha⁻¹). The cross CML-239 x CML-242 had its highest yield (10.28 Mg ha⁻¹) in 2008, and its lowest, 14.19 and 70.55%, in 2007 and 2006 (Figure 3).

The simple cross M-43 x M-44, female parent of hybrids H-52 and H-66 (Avila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2010), displayed its highest yield (11.24 Mg ha⁻¹) in 2008. In 2007 and 2006, they were lower by 14.11 and 42.32 % (Figure 3). Avila *et al.* (2009) observed seed yield of 9 to 10 Mg ha⁻¹ for the cross M-43 x M-44 in a detasseling lot located in the Texcoco Valley, at altitudes of 2300 masl; and the Valle de Mexico Experimental Field, at 2250 masl. During the spring-summer 2011 cycle 3.79 and 3.52 Mg ha⁻¹ were obtained of the direct (M-43 x M-44) and reciprocal crosses (Virgen *et al.*, 2013). Simple cross M-55 x M-54 displayed a lower variation in seed yield, in 2007 and 2008, it yielded an average of 10.75 Mg ha⁻¹, and in 2006, yield was 36.77 % lower (3.95 Mg ha⁻¹). Virgen *et al.* (2013) produced, in the Valle de Mexico Experimental Field, in the spring-summer 2011 cycle, 1.55 and 3.19 Mg ha⁻¹ of the direct (M-54 x M-55) and reciprocal (M-55 x

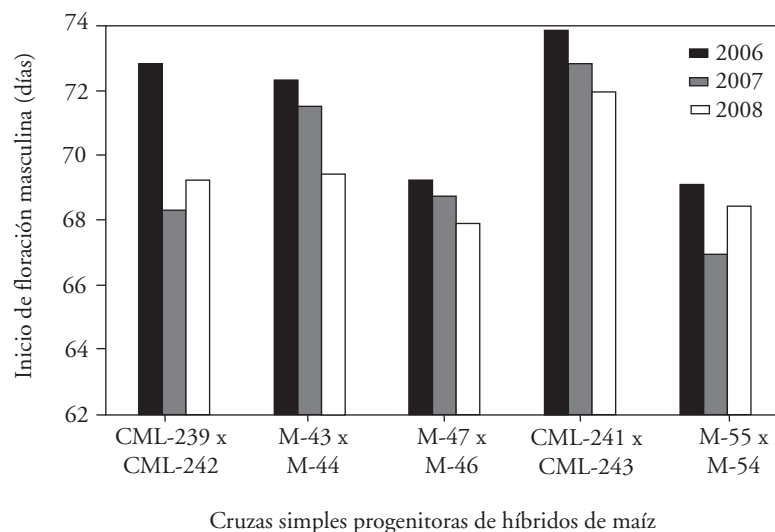


Figura 2. Interacción genotipo x ambiente (años) para inicio de la floración masculina de cruzas simples progenitoras de híbridos de maíz. Texcoco, Estado de México (2006-2008).

Figure 2. Genotype x environment interaction (years) until beginning of male flowering in parental single crosses in male hybrids. Texcoco, Estado de México (2006-2008).

muchos genes e influido por el ambiente (Poehlman, 1979; Márquez, 1988). La cruza simple CML-241 x CML-243 tuvo la variación menor en el rendimiento de semilla, en 2007 y 2008 produjo en promedio 5.16 Mg ha⁻¹, lo que pudo deberse a la cantidad mayor de precipitación durante la floración y llenado de grano (Figura 1); en 2006 fue 21.45 % menor el rendimiento (1.11 Mg ha⁻¹). La cruza CML-239 x CML-242 tuvo su rendimiento mayor (10.28 Mg ha⁻¹) en 2008 y menores en 14.19 y 70.55 % en 2007 y 2006 (Figura 3).

La cruza simple M-43 x M-44, progenitor hembra de los híbridos H-52 y H-66 (Avila *et al.*, 2009; Arellano *et al.*, 2010), en 2008 presentó su máximo rendimiento (11.24 Mg ha⁻¹), y en 2007 y 2006 fueron menores en 14.11 y 42.32 % (Figura 3). Avila *et al.* (2009) obtuvieron rendimientos de semilla entre 9 y 10 Mg ha⁻¹ de la cruza M-43 x M-44 en un lote de desespigamiento ubicado en el Valle de Texcoco, en altitudes de 2300 msnm; y en el Campo Experimental Valle de México, 2250 msnm, durante el ciclo agrícola primavera-verano 2011 se obtuvieron 3.79 y 3.52 Mg ha⁻¹ de la cruza directa (M-43 x M-44) y recíproca, (Virgen *et al.*, 2013). La cruza simple M-55 x M-54 tuvo variación menor en el rendimiento de semilla, en 2007 y 2008 rindió en

M-54) crosses. This shows the unstable behavior of the female parents, which as a direct effect on yield and seed quality, crucial for success in production, economic and technical profitability in domestic businesses (Vallejo *et al.*, 2008; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

CONCLUSIONS

In the production of hybrid seeds, the removal of tassels in female parental single crosses of maize hybrids for the Mexican High Valleys increases seed yield and reduces the percentage of small seeds. Removing the tassel or the tassel and the flag leaf does not have a negative effect on yield or seed weight or size.

The female parental single crosses of maize hybrids have an unstable behavior regarding yield and physical seed quality, and the beginning of male flowering in the female to begin detasseling (removal of the tassel in the female parent) between production years.

The female parental single crosses of maize hybrids H-44, H-52, H-66, H-68E, H-70, and H-153E, generated by INIFAP for the High Valleys of Mexico have desirable productivity, size and test weight characteristics for the production of hybrid seed.

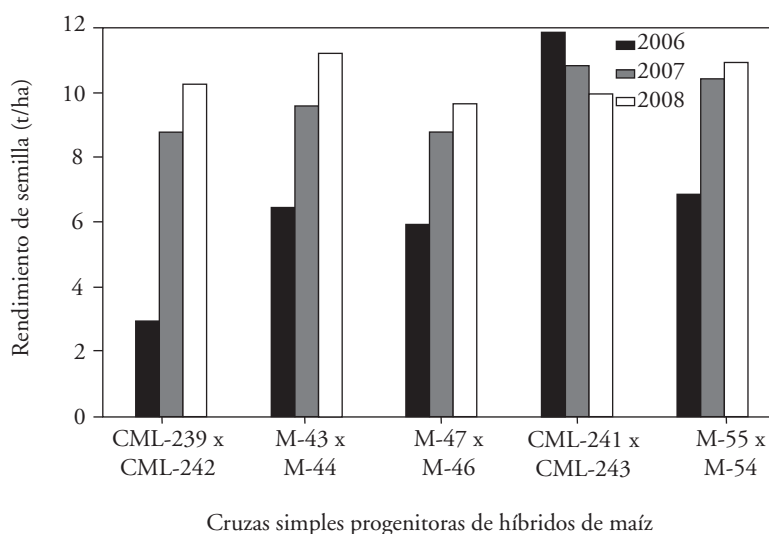


Figura 3. Interacción genotipo x ambiente (años) para rendimiento de semilla de cruzas simples progenitoras de híbridos de maíz. Texcoco, Edo. de México. 2006-2008.

Figure 3. Genotype x environment interaction (years) for seed yield in parental single crosses of maize hybrids. Texcoco, Estado de México. 2006-2008.

promedio 10.75 Mg ha^{-1} ; y en 2006 fue menor en 36.77 % el rendimiento (3.95 Mg ha^{-1}). Virgen *et al.* (2013) produjeron en el Campo Experimental Valle de México durante el ciclo agrícola primavera-verano 2011, 1.55 y 3.19 Mg ha^{-1} de la cruz directa (M-54 x M-55) y recíproca (M-55 x M-54). Esto evidencia el comportamiento no estable de los progenitores hembra, que afecta directamente el rendimiento y la calidad de la semilla, aspecto fundamental para el éxito de la producción, rentabilidad económica y técnica en las empresas de capital nacional (Vallejo *et al.*, 2008; Virgen-Vargas *et al.*, 2014).

CONCLUSIONES

En la producción de semilla híbrida, la eliminación de la espiga en las cruzas simples progenitoras hembra de híbridos de maíz para Valles Altos de México aumenta el rendimiento de semilla y disminuye el porcentaje de semilla chica. La eliminación de la espiga o la espiga y la hoja bandera no afecta negativamente el rendimiento, tamaño ni peso de la semilla.

Las cruzas simples progenitoras hembra de híbridos de maíz tienen un comportamiento no estable del rendimiento y la calidad física de la semilla, y el inicio de la floración masculina en la hembra para iniciar el desespigue (eliminación de espiga en el progenitor hembra) entre años de producción agrícola.

Las cruzas simples progenitoras hembra de los híbridos de maíz: H-44, H-52, H-66, H-68E, H-70 y H-153E, generados por el INIFAP para los Valles Altos de México, poseen características de productividad, tamaño y peso hectolítrico de semilla deseables para la producción de semilla híbrida.

LITERATURA CITADA

- Arellano V., J. L., J. Virgen V., y M. A. Avila P. 2010. H-66 Híbrido de maíz para los Valles Altos de los estados de México y Tlaxcala. *Rev. Mex. Cienc. Agríc.* 1: 257-262.
- Arellano V., J. L., J. Virgen V., I. Rojas M., y M. A. Avila P. 2011. H-70 híbrido de maíz de alto rendimiento para temporal y riego del Altiplano Central de México. *Rev. Mex. Cienc. Agríc.* 2: 619-626.
- Avila P., M. A., J. L. Arellano V., J. Virgen V., A. J. Gámez V., y A. María R. 2009. H-52 Híbrido de maíz para Valles Altos de la Mesa Central de México. *Agríc. Téc. Méx.* 35: 237-240.
- Barillas S., M. E. 2010. Producción de semilla certificada de maíz en Tlaxcala. Fundación Produce Tlaxcala A. C., México. IICA, México. 43 p.
- Barrón C., E. 2010. Producción de semilla certificada de maíz por pequeñas organizaciones de productores: el caso de Impulsora Agrícola El Progreso SPR de RL. Fundación Produce Guerrero. Guerrero, México. 65 p. <http://www.siac.org.mx/fichas/49%20Guerrero%20Maiz.pdf>. (Consulta: Octubre 2013).

- Boomsma, C. R., J. B. Santini, M. Tollenaar, and T. J. Vyn. 2009. Maize morphophysiological responses to intense crowding and low nitrogen availability: An analysis and review. *Agron. J.* 101: 1426-1452.
- Cervantes-Ortíz, F., J. Covarrubias-Prieto, J. A. Rangel-Lucio, A. D. Terrón-Ibarra, M. Mendoza-Elos, y R. E. Preciado-Ortiz. 2013. Densidad de población y fertilización nitrogenada en la producción de semilla híbrida de maíz. *Agron. Mesoam.* 24: 101-110.
- Colegio de Postgraduados. 2013. Estación Agrometeorológica de Montecillo. México. <http://www.cm.colpos.mx./meteo/repote/index4.htm>. (Consulta: Octubre 2013).
- Copeland, L. O., and B. M. McDonald. 2001. *Principles of Seed Science and Technology*. 4th ed. Kluwer Academic Publishers. Massachusetts, USA. 467 p.
- De Brito C., H., D. Lima S., A. María B., L. Savelli G., y M. T. Gomes L. 2011. Reducción del área foliar en maíz en una región tropical en Brasil y sus efectos en caracteres agrónomos. *Interciencia* 36: 291-295.
- Domínguez, C. y L. Donnet. 2014. Modelos de negocio de las empresas semilleras de maíz del consorcio MasAgro. Enlace: La Revista de la Agricultura de Conservación V: 44-47.
- Donnet, L., D. López, J. Arista, F. Carrión, V. Hernández, y A. González. 2012. El potencial de mercado de semillas mejoradas de maíz en México. México. CIMMYT. 30 p.
- Espinosa-Calderón A., J. Ortiz-Cereceres, A. Ramírez-Fonseca, N. Gómez-Montiel, y A. Martínez-Garza. 1999. Productividad de semilla de líneas tropicales de maíz (*Zea mays* L.) del CIMMYT e INIFAP. *Agric. Téc. Méx.* 25: 53-58.
- Espinosa C., A., M. Tadeo R., J. Lothrop., S. Azpiroz R., C. Tut y Couoh, y Y. Salinas M. 2003. H-50 Híbrido de maíz de temporal para los Valles Altos de México (2200-2600 msnm). *Agric. Téc. Méx.* 29: 89-92.
- Espinosa-Calderón, A., M. Tadeo-Robledo, M. Sierra-Macías, F. Caballero-Hernández, R. Valdivia-Bernal, y N. Gómez-Montiel. 2010a. Despanojado y densidad de población en una cruz simple androestéril y fértil de maíz. *Agron. Mesoam.* 21: 159-165.
- Espinosa-Calderón A., M. Tadeo-Robledo, L. D. Meza-Guzmán, I. Arteaga-Escamilla, R. Matías-Bautista, R. Valdivia-Bernal, M. Sierra-Macías, N. Gómez-Montiel, A. Palafox-Caballero, y B. Zamudio-González. 2010b. Eliminación de espiga y hojas en un híbrido de maíz androestéril y fértil. *Universidad y Ciencia* 26: 215-224.
- Espinosa C., A., M. Tadeo R., J. Virgen V., I. Rojas M., N. Gómez M., M. Sierra M., A. Palafox C., G. Vázquez C., F. A. Rodríguez M., B. Zamudio G., I. Arteaga E., E. I. Canales I., B. Martínez Y., y R. Valdivia B. 2012. H-51 AE, Híbrido de maíz para áreas de humedad residual, buen temporal y riego en Valles Altos Centrales de México. *Rev. Fitotec. Mex.* 35: 347-349.
- González E., A., J. Islas G., A. Espinosa C., J. A. Vázquez C., y S. Wood. 2008. Impacto económico del mejoramiento genético del maíz en México: Híbrido H-48. *Publicación Especial No. 25*, INIFAP, México, D. F. 88 p.
- INIFAP. Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. 2012. Redes de estaciones del INIFAP. México. <http://clima.inifap.gob.mx/redinifap/>. (Consulta: Septiembre 2014).
- Jolalpa B., J. L., G. Moctezuma L., J. J. Espinoza A., R. Zepeda B., y I. Rentería G. 2014. Uso de semillas mejoradas de maíz en Amecameca, Estado de México. Enlace: La Revista de la Agricultura de Conservación V: 50-53.
- Larque S., B. S., J. Islas E., A. Gonzalez E., y J. L. Jolalpa B. 2013. Mercado de semillas de maíz en el Estado de México. INIFAP-CIRCE-CEVAMEX. Folleto Técnico No. 57. 76 p.
- Layne-Garsaball, J. A., J. R. Méndez-Natera, y J. Mayz-Figueroa. 2007. Influencia del tamaño de la semilla de maíz (*Zea mays* L.) en el crecimiento de la plántula en condiciones de salinidad. *Idesia* 25: 23-35.
- López-Santillán, J. A., S. Castro-Nava, C. Trejo-López, M. C. Mendoza-Castillo, y J. Ortiz-Cereceres. 2004. Biomasa acumulada e intercambio gaseoso en maíz proveniente de semilla de diferente tamaño bajo humedad favorable y restringida. *Phyton* 73: 234-248.
- Márquez S., F. 1988. *Genotecnia Vegetal: Métodos, Teoría, Resultados*. Tomo II. Ed. AGT Editor, México, D. F. 665 p.
- Martínez-Lázaro, C., L. E. Mendoza-Onofre, S. G. García-Santos, M. C. Mendoza-Castillo, y A. Martínez-Garza. 2005. Producción de semilla híbrida de maíz con líneas androestériles y androestériles isogénicas, y su respuesta a la fertilización y densidad de población. *Rev. Fitotec. Mex.* 28: 127-133.
- Poehlman J., M. 1979. *Mejoramiento Genético de las Cosechas*. Ed. Limusa, México, D. F. 453 p.
- Ramírez D., J. L., J. J. Wong P., J. A. Ruiz C., y M. Chuela B. 2010. Cambio de fecha de siembra del maíz en Culiacán, Sinaloa, México. *Rev. Fitotec. Mex.* 33: 61-68.
- Rendón P., L. y C. Fuentes R. 1997. Eficiencias de riego. In: *Manual para Diseño de Zonas de Riego Pequeñas*. Hernández S., F. R. y J. R. Sánchez B. (eds.). Chapingo, México. Universidad Autónoma Chapingo. pp: 41-48.
- Ritchie, W. S., G. O. Benson, S. J. Lupkes, and R. J. Salvador. 1993. How a corn plant develops. Cooperative Extension Service Ames, Iowa. Iowa State University of Science and Technology. <http://www.ag.iastate.edu/departments/agronomy/corngrows.html>. (Consulta: Mayo 2002).
- Rojas M., I., J. Virgen V., A. Espinosa C., y R. Fernández S. 2009. Tecnología para la producción de semilla certificada de maíz del híbrido H-48 en Tlaxcala. Folleto Técnico No. 39. CIRCE-INIFAP. Tlaxcala, México. 33 p.
- SAG. Secretaría de Agricultura y Ganadería. 1975. Normas para la certificación de semillas. Dirección General de Agricultura, SAG, México. 95 p.
- SAS. Statistical Analysis System Institute. 1989. *SAS/SAT User's Guide*. Version 6. Fourth Edition. SAS Institute Inc. Cary, N.C. 943 p.
- SIAP. Servicio de Información y Estadística Agroalimentaria y Pesquera. 2014. Producción anual de cultivos año agrícola 2014 en México. <http://www.siap.gob.mx/cierre-de-la-produccion-agricola-por-estado/>. (Consulta: Julio 2015).
- Tadeo R., M., A. Espinosa C., D. Beck y J. L. Torres. 2007. Rendimiento de semilla de cruza simples fértiles y androestériles progenitoras de híbridos de maíz. *Agric. Téc. Méx.* 33: 175-180.
- Tadeo-Robledo, M., A. Espinosa-Calderón, R. Valdivia-Bernal, N. Gómez-Montiel, M. Sierra-Macías, y B. Zamudio-González. 2010. Vigor de las semillas y productividad de variedades de maíz. *Agron. Mesoam.* 21: 31-38.

- Tadeo R., M., A. Espinosa C., V. Trejo P., I. Arteaga E., E. Canales I., A. Turrent F., M. Sierra M., R. Valdivia B., N. O. Gómez M., A. Palafox C. y B. Zamudio G. 2013. Eliminación de espiga y hojas en progenitores androestériles y fértiles de los híbridos trilineales de maíz H-47 y H-49. *Rev. Fitotec. Mex.* 36: 245- 250.
- Vallejo D., H. L., J. L. Ramírez D., M. Chuela B. y R. Ramírez Z. 2008. Manual de Producción de Semilla de Maíz. Estudio de Caso. Folleto Técnico Núm. 14. Campo Experimental Uruapan. INIFAP, CIRPAC. Guadalajara, Jalisco, México. 96 p.
- Virgen V., J., J. L. Arellano V., I. Rojas M., M. A. Ávila P., y G. F. Gutiérrez H. 2010. Producción de semilla de cruas simples de híbridos de maíz en Tlaxcala, México. *Rev. Fitotec. Mex.* 33: 107-110.
- Virgen V., J., R. Zepeda B., J. L. Arellano V., M. A. Ávila P., y I. Rojas M. 2013. Producción de semilla de progenitores e híbridos de maíz de Valles Altos en dos fechas de siembra. *Rev. Ciencia y Tecnol. Agrop. Méxic.* 1: 26-32.
- Virgen-Vargas, J., R. Zepeda-Bautista, M.A. Avila-Perches, A. Espinosa-Calderón, J. L. Arellano-Vázquez, y A. J. Gámez-Vázquez. 2014. Producción de semilla de líneas progenitoras de maíz: densidad de población e interacción. *Agron. Mesoam.* 25: 01-13.
- Zepeda B., R., A. Carballo C., G. Alcántar G., A. Hernández L., y J. A. Hernández G. 2002. Efecto de la fertilización foliar en el rendimiento y calidad de semilla de cruas simples en maíz. *Rev. Fitotec. Mex.* 25: 419-426.
- Zepeda-Bautista, R., A. Carballo-Carballo, C. Hernández-Aguilar. 2009. Interacción genotipo-ambiente en la estructura y calidad del nixtamal-tortilla del grano en híbridos de maíz. *Agrociencia* 43: 695-706.

FENOLOGÍA REPRODUCTIVA, RENDIMIENTO Y CALIDAD DEL FRUTO DE PITAHAYA (*Hylocereus undatus* (How.) Britton and Rose) EN EL VALLE DE CULIACÁN, SINALOA, MÉXICO

REPRODUCTIVE PHENOLOGY, YIELD AND FRUIT QUALITY OF PITAHAYA (*Hylocereus undatus* (How.) Britton and Rose) IN CULIACAN VALLEY, SINALOA, MEXICO

Tomás Osuna-Enciso^{1*}, José B. Valdez-Torres¹, Josefa A. Sañudo-Barajas¹, Ma. Dolores Muy-Rangel¹, Sergio Hernández-Verdugo², Manuel Villarreal-Romero², José M. Osuna-Rodríguez²

¹Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo, A. C. Unidad Culiacán. Carretera a El dorado, km 5.5. 80110. Culiacán, Sinaloa, México. ²Facultad de Agronomía, Universidad Autónoma de Sinaloa. Carretera a Eldorado, km 17.5. Culiacán, Sinaloa, México. (osuna@ciad.mx).

RESUMEN

En Sinaloa, México, la irregularidad y escasez de las lluvias han disminuido la disponibilidad de agua en las presas y modificado el patrón de los cultivos. La pitahaya (*Hylocereus undatus* (Haw.) Britton and Rose) demanda poca agua, se adapta a tipos diversos de suelo y es una opción en la reconversión de cultivos. El objetivo del estudio fue determinar el comportamiento fenológico reproductivo, la productividad y la calidad del fruto de la pitahaya en el Valle de Culiacán, Sinaloa, México. El estudio se realizó en 2008, 2009 y 2010, en una plantación de 2 ha de pitahaya plantada a 3.0×3.0 m de distancia, con densidad de 1111 plantas ha⁻¹ y sombra (irradiación=420 W/m²) proporcionada por árboles de guamúchil [*Pithecellobium dulce* (Roxb.) Benth]. Las plantas tuvieron entre cinco y siete floraciones en el año, la floración inició en junio y concluyó en septiembre y octubre. El inicio de la floración se asoció con el incremento de la temperatura y humedad relativa; en verano, las flores llegaron a antesis en 2 semanas y en otoño en 3 semanas. Un comportamiento similar se observó en el desarrollo de los frutos; en verano el periodo de antesis a madurez fue de 4 semanas y en otoño el proceso duró 6 semanas. Los frutos fueron oblongos y con 372 a 638 g de peso del cual la pulpa ocupó entre 55.1 y 72.2 %. Los rendimientos en el tercer, cuarto y quinto año de edad del huerto fueron 10.9, 13.4 y 10 Mg ha⁻¹. Los frutos cumplieron con indicadores de calidad en color externo (14.4 H*), sólidos solubles totales (14 °Brix), acidez titulable (0.6 % de ácido málico) y relación sólidos/acidez (26.2). El rendimiento y

ABSTRACT

In Sinaloa, Mexico, irregularity and shortage of rainfall has decreased water availability in dams and modified crops pattern. The pitahaya (*Hylocereus undatus* (Haw.) Britton and Rose) demands few amounts of water, is capable to adapt to different soil types and is an option for crop reconversion. The objective in this study was to determine the reproductive phenological behavior, productivity and quality of pitahaya fruits from the Culiacán Valley, Sinaloa, Mexico. This study was conducted throughout 2008, 2009 and 2010, on a 2 ha plantation of pitahayas planted 3.0×3.0 m away, with a density of 1111 plants ha⁻¹ and shade (irradiance=420 W m⁻²) provided by "Guamuchil" trees [*Pithecellobium dulce* (Roxb.) Benth]. Plants had between five and seven blooms in the year; flowering started in June and was completed during September and October. The flowering onset was associated with the temperature and relative humidity increase; in summer and autumn the flowers reached anthesis on 2 and 3 weeks. Similar behavior was observed in the fruit development; during the summer the period from anthesis to maturity was 4 weeks and in autumn the process lasted 6 weeks. Fruits were oblong and their weight ranged between 372 to 638 g, from which the pulp weighted between 55.1 and 72.2 %. Yields during the third, fourth and fifth years of the plantation were 10.9, 13.4 and 10 Mg ha⁻¹. The fruits met quality indicators of external color (14.4 H*), total soluble solids (14 °Brix), titratable acidity (0.6 % malic acid) and total soluble solids/titratable acidity ratio (26.2). Yield and physical and chemical characteristics of the fruit quality were similar to those of other producing regions in Mexico and abroad.

*Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: julio, 2014. Aprobado: septiembre, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en Agrobiencia 50: 61-78. 2016.

Key words: *Hylocereus undatus* (Haw.) Britton and Rose, phenological stage, flowering cycle, anthesis, harvest, fruit quality.

las características físicas y químicas de calidad de los frutos fueron similares a los de otras regiones productoras del país y el extranjero.

Palabras clave: *Hylocereus undatus* (Haw.) Britton and Rose, etapa fenológica, ciclos de floración, antesis, cosecha, calidad de fruto.

INTRODUCCIÓN

En el estado de Sinaloa, México, se han presentado problemas diversos en la agricultura, entre los más importantes está la irregularidad y escasez de las lluvias, que ha disminuido la disponibilidad de agua en las presas y modificado el patrón de los cultivos. Debido a que la pitahaya (*Hylocereus undatus*) demanda poca agua y se adapta a tipos diversos de suelo (Mizrahi *et al.*, 2007) es una opción para la reconversión de los cultivos (Castillo, 2006).

Las pitahayas pertenecen a la familia de las cactáceas y su distribución en México es amplia. Su importancia como cultivo se debe a la demanda de sus frutos en el mercado nacional e internacional (García y Quirós, 2010). El género *Hylocereus* tiene un potencial alto como ornamental y cultivo frutícola, puede ser una fuente de compuestos para uso industrial y su cultivo podría crear puestos de trabajo e ingresos al país (Ortiz y Castillo, 2012).

Las plantas de pitahaya son perennes y requieren soporte porque su morfología les impide sostenerse (Nerd *et al.*, 2002); son resistentes a la sequía y prosperan desde el nivel del mar hasta 1850 m, requieren temperaturas de 18 a 26 °C, con precipitaciones de 650 a 1500 mm anuales, y su desarrollo mejor se logra en climas cálidos subhúmedos (Cáliz de Dios *et al.*, 2005). Las pitahayas florecen en verano durante el periodo de lluvias y pueden ocurrir entre cuatro y siete ciclos de floración en un periodo de 8 meses (Pushpakumara *et al.*, 2005). *Hylocereus undatus* requiere días largos para florecer (Jiang *et al.*, 2012) y según Mizrahi *et al.* (2002) en Israel se obtienen de uno a ocho ciclos de floración por temporada y algunas especies producen flores continuamente. En Brasil, Marques *et al.* (2011) distinguieron tres a cuatro ciclos de floración entre verano y otoño, y la precipitación y las temperaturas altas promueven la floración. Castillo *et al.* (2005) señalan que la floración coincide

INTRODUCTION

In the state of Sinaloa, Mexico, there have been various problems in agriculture, the most important been irregularity and lack of rainfall, which has reduced the water availability in dams and changed the crops pattern. Because the pitahaya plant (*Hylocereus undatus*) has low water requirements and adapts to different soil types (Mizrahi *et al.*, 2007), it is an option for crops conversion (Castillo, 2006).

Pitahayas belong to the cacti family, which distribution throughout Mexico is vast. Its importance as a crop is due to the demand for its fruits in both domestic and international markets (García and Quirós, 2010). The *Hylocereus* genus has a high potential as an ornamental and fruit crop plants, can be a source for industrial compounds and its cultivation could create jobs and increase the income to the country (Ortiz and Castillo, 2012).

Pitahaya plants are perennial and require mechanical support because their morphology prevents them from holding themselves (Nerd *et al.*, 2002); they are drought resistant and thrive between the sea level and up to 1850 m and require temperatures between 18 and 26 °C, rainfall between 650 to 1500 mm per year, and best development is achieved in sub-humid warm climates (Cáliz de Dios *et al.*, 2005). Pitahayas bloom in summer during the rainy season and can have four to seven blooming cycles over an 8 months period (Pushpakumara *et al.*, 2005). *Hylocereus undatus* require long days to flower (Jiang *et al.*, 2012), and according to Mizrahi *et al.* (2002) in Israel one to eight blooming cycles are obtained by season and some species continuously produce flowers. In Brazil, Marques *et al.* (2011) distinguished three to four flowering cycles between summer and autumn, and that the rainfall and high temperatures promoted flowering. Castillo *et al.* (2005) reported that the blooming coincides with the beginning of the rainy season in May and lasts until September; during this time three flowering cycles happen. Besides, depending on the conditions of the region, each year can register four to six overlapping flowering cycles (Cáliz de Dios *et al.*, 2005) (Figure 1).

At the stems margin, groups of three to five buds are formed, and between two and three of these reached anthesis in the next 17 d (Gunaseena *et al.*,

con el inicio del periodo de lluvias en mayo y se prolonga hasta septiembre, durante este tiempo se presentan tres ciclos de floración. Además, dependiendo de las condiciones de la región, cada año pueden registrarse de cuatro a seis ciclos de floración, que se traslapan (Cáliz de Dios *et al.*, 2005) (Figura 1).

En el margen de los tallos se forman grupos de tres a cinco botones florales y entre dos y tres llegan a antesis en los 17 d siguientes (Gunaseena *et al.*, 2007). Según Jiang *et al.* (2011) hay siete ciclos de floración en pitahaya amarilla (*Selenicereus megalanthus*) en Taiwán. La flor de *H. undatus* es grande, con forma acampanulada, tubular, hermafrodita, blanca o rosada, mide de 20 a 35 cm de longitud y 34 cm de diámetro, con antesis nocturna (Barbeau, 1990). Centurión *et al.* (2008) describieron al fruto como una baya con forma elipsoidal a óvalo, con alrededor de 10 cm de diámetro y 12 cm de longitud; la cáscara varía de rojo a rojo-púrpura y está cubierta por brácteas carnosas (Figura 2).

El fruto de *H. undatus* no es climatérico, tiene pulpa blanca con semillas negras abundantes, y el número de sus semillas está correlacionado con el tamaño del fruto (Mizrahi *et al.*, 2002). En Israel y Vietnam el tiempo entre antesis y cosecha es de 28 a 30 d (Mizrahi *et al.*, 2002; To *et al.*, 2002), y



Figura 1. Plantas de pitahaya mantenidas en un sistema tipo “hilo telegráfico”, con traslape de flores y frutos en los ciclos de floración en el Valle de Culiacán, Sinaloa, México.

Figure 1. Pitahaya plants kept in a type system “telegraph wire”, with flowers and fruits overlapping in cycles bloom in Culiacán Valley, Sinaloa, México.

2007). According to Jiang *et al.* (2011) there are seven cycles of flowering yellow pitahaya (*Selenicereus megalanthus*) in Taiwan. *Hylocereus undatus* flowers are big, bell-shaped, tubular, hermafrodite, white or pink, measuring 20 to 35 cm in length and 34 cm in diameter, with nocturnal anthesis (Barbeau, 1990). Centurión *et al.* (2008) described the fruit as an ellipsoidal to oval berry, with about 10 cm in diameter and 12 cm long; shell varies from red to red-purple and is covered by fleshy bracts (Figure 2).

The fruit of *H. undatus* is not climacteric, has white pulp with abundant black seeds, which number of seeds is correlated with its fruit size (Mizrahi *et al.*, 2002). In Israel and Vietnam the time between anthesis and harvest is 28 to 30 d (Mizrahi *et al.*, 2002; To *et al.*, 2002), and in California, USA, the process takes between 40 and 45 d (Merten, 2003). This is similar to that reported by Gunaseena *et al.* (2007) in Sri Lanka. Centurión *et al.* (2008) stated that pitahaya fruit in Mexico reaches largest size (463.7 g) at 31 d after anthesis (daa), with 8.2 cm in diameter and 8.9 cm in length, a pulp/peel relationship of 3.9, firmness of 6.3 newtons, 0.4 % of titratable acidity (TA), expressed as percentage of malic acid at harvest, 12.6 total soluble solids (TSS), expressed in °Brix, and total soluble solids/titratable acidity ratio (TSS/TA) of 33.5. These authors assessed the characteristics in pitahaya fruits when the shell covering the fruit was all red (hue angle=51). In another study with *H. undatus*, Balois-Morales *et al.* (2013) obtained hue angle of 38 and TSS between 9 and 11 °Brix, whereas Esquivel and Araya (2012) reported between 7 and 11 °Brix and 0.31 to 0.36 % of TA in *H. undatus* fruits in Costa Rica.



Figura 2. Fruto de pitahaya (*Hylocereus undatus*) en el Valle de Culiacán, Sinaloa, México.

Figure 2. Pitaya fruit (*Hylocereus undatus*) in Culiacán Valley, Sinaloa, México.

en California, EE.UU., el proceso tarda entre 40 y 45 d (Merten, 2003), similar al documentado por Gunasena *et al.* (2007) en Sri Lanka. Centurión *et al.* (2008) afirmaron que el fruto de pitahaya en México adquiere el tamaño mayor (463.7 g) a los 31 d después de antesis (dda), con 8.2 cm de diámetro y 8.9 cm de longitud, relación pulpa/cáscara de 3.9, firmeza de 6.3 newtons, 0.4 % de acidez titulable (AT), expresada como porcentaje de ácido málico, en la cosecha, 12.6 de sólidos solubles totales, expresados en °Brix, y relación sólidos/acidez (RSA) de 33.5. Estos autores registraron las características en los frutos de pitahaya cuando el color rojo de la cáscara cubrió todo el fruto (Ángulo de matiz=51). En otro estudio con *H. undatus*, Balois-Morales *et al.* (2013) obtuvieron ángulo de matiz de 38 y 9 a 11 °Brix SST, mientras que Esquivel y Araya (2012) reportaron 7 a 11 de °Brix y entre 0.31 a 0.36 % de AT para frutos de *H. undatus* en Costa Rica.

Según Bárcenas *et al.* (2002), la temperatura base para el crecimiento de *Hylocereus* spp. es de 7 °C y la umbral máxima es de 40 °C. Estos autores indicaron que el estado de Sinaloa, México, presenta condiciones óptimas para el cultivo de pitahaya y sólo quedan fuera algunas zonas serranas con presencia de heladas. Nerd *et al.* (2002) reportaron que la temperatura máxima de 38 °C durante la etapa productiva de la pitahaya afecta la producción, y la adecuada para obtener el rendimiento máximo es 32 °C.

El rendimiento por hectárea de *H. undatus* depende del tipo de tecnología utilizada. En México, en un sistema tradicional, una planta produce 40 frutos con peso promedio de 250 g y el rendimiento puede ser 14 Mg ha⁻¹ desde el séptimo año (Rodríguez, 2000). El rendimiento en Israel es 16 Mg ha⁻¹ el segundo año de plantación en sistemas con tecnología avanzada, como casa sombra y fertirriego; mientras que en los campos vietnamitas las plantas maduras producen 30 Mg ha⁻¹. El rendimiento en Nicaragua es de 10 a 12 Mg ha⁻¹ al quinto año productivo (Merten, 2003).

El objetivo del presente estudio fue determinar el comportamiento fenológico reproductivo de la pitahaya (*H. undatus*), evaluar su productividad y calidad del fruto en el Valle de Culiacán, Sinaloa, México.

According to Bárcenas *et al.* (2002), the base temperature for *Hylocereus* spp. to growth is 7 °C and their maximum threshold is 40 °C. These authors reported that the state of Sinaloa, Mexico, presents optimal conditions for growing pitahaya fruit with exception of some mountainous areas with frost. Nerd *et al.* (2002) pointed out that a maximum temperature of 38 °C during the reproductive stage of pitahaya production affects its yield and the optimum temperature for maximum yield is 32 °C.

The yield of *H. undatus* per hectare depends on the type of technology applied. In Mexico, in a traditional system, a plant will produce 40 fruits with an average weight of 250 g and the yield can be 14 Mg ha⁻¹ by its seventh year (Rodríguez, 2000). The yield in Israel is 16 Mg ha⁻¹ in the second year of planting in systems with advanced technology, such as shade and fertigation house; whereas in the Vietnamese fields mature plants produce 30 Mg ha⁻¹. Yield in Nicaragua is 10 to 12 Mg ha⁻¹ after the fifth year of production (Merten, 2003).

The aim of this study was to determine the phenologic and reproductive behavior of the pitahaya (*H. undatus*), assess its productivity and fruit quality in the Culiacán Valley, Sinaloa, Mexico.

MATERIALS AND METHODS

Location of experimental orchard

The study was conducted during 2008, 2009 and 2010 on a 2 ha pitahaya plantation. This had introduced plants from the state of Puebla, Mexico. Plants were separated 3.0×3.0 m and planting density was of 1111 plants per hectare, shaded (irradiance=420 W m⁻²) provided by guamúchil trees [*Pithecellobium dulce* (Roxb.) Benth.]. At the beginning of the study, the orchard was three years old. It is located 59 masl at the Amapas Ranch, Culiacán, Sinaloa, (24° 34' 56" N and 107° 16' 51" W).

According to the Köppen classification modified by García (1988), the climate in the Culiacán Valley is semiarid BSi(h')w(w) (e) and corresponds to warm dry weather with rains in summer and light rain in winter. Its annual average temperature is 24.9 °C, with 32.8 °C maximum and 17.1 °C minimum; the annual average relative humidity is 70 % with 75 % as a maximum in August and September and 64 % as minimum in April; the annual rainfall is 690 mm (Figure 3). Weather information was obtained from the Weather Station of the Culiacán Valley

MATERIALES Y MÉTODOS

Localización del huerto experimental

El estudio se realizó en 2008, 2009 y 2010 en una plantación de 2 ha de pitahaya, con plantas introducidas del estado de Puebla. Las plantas estaban separadas 3.0×3.0 m y la densidad de plantación era 1111 plantas por ha, con sombra (irradiancia = 420 W/m^2) proporcionada por árboles de guamúchil [*Pithecellobium dulce* (Roxb.) Benth.]. Al inicio del estudio el huerto tenía tres años de edad y se localiza a 59 msnm en el Rancho las Amapas, Culiacán, Sinaloa, ($24^\circ 34' 56'' \text{ N}$ y $107^\circ 16' 51'' \text{ O}$).

Según la clasificación de Köppen, modificada por García (1988), el clima en el Valle de Culiacán es semiárido $BS_1(h') w(w)(e)$ y corresponde a clima cálido seco con lluvias en verano y ligeras en invierno. La temperatura promedio anual es 24.9°C , con máxima de 32.8°C y mínima de 17.1°C ; la humedad relativa promedio anual es 70 % con máxima de 75 % en agosto y septiembre y mínima de 64 % en abril; la precipitación media anual es 690 mm (Figura 3). La información del clima se obtuvo de la Estación Climatológica del Campo Experimental Valle de Culiacán, del Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias, localizada a 17.5 km del huerto de pitahaya.

Fenología reproductiva

El comportamiento fenológico reproductivo se obtuvo de una muestra de 20 plantas, con características uniformes. Durante los años 2008, 2009 y 2010 se registró la fecha de inicio

Experimental Field, from the National Institute of Forestry, Agriculture and Livestock, located 17.5 km from the pitahaya orchards.

Reproductive phenology

The reproductive phenology behavior was obtained from a 20 plants sample, with uniform characteristics. During 2008, 2009 and 2010 the starting date of flowering cycles was set when the meristem of reproductive areoles was observed to have a globular shape and had about 1.5 cm diameter and 2.0 cm length (Castillo and Ortiz, 1994). Also, the anthesis and harvesting dates were recorded to establish the flowers and fruits growth period.

Yield components

The number of flower per plant (data recorded at the anthesis) and the number of harvested fruits was quantified during each flowering cycles, the relation of number of flowers/number of fruit was calculated with the data. The yield per plant was obtained by the weight of harvested fruits using a scale (Torrey, PCR 40, México). The yield per flowering cycle was estimated by multiplying the average yield per plant value, and the product obtained by the planting density. The annual yield per hectare was obtained with the sum of the crops of the flowering cycles.

Physical and chemical characteristics of fruits

In a 20 plants sample during the 2009 and 2010 crop flowering cycles, 20 mature fruits were randomly selected

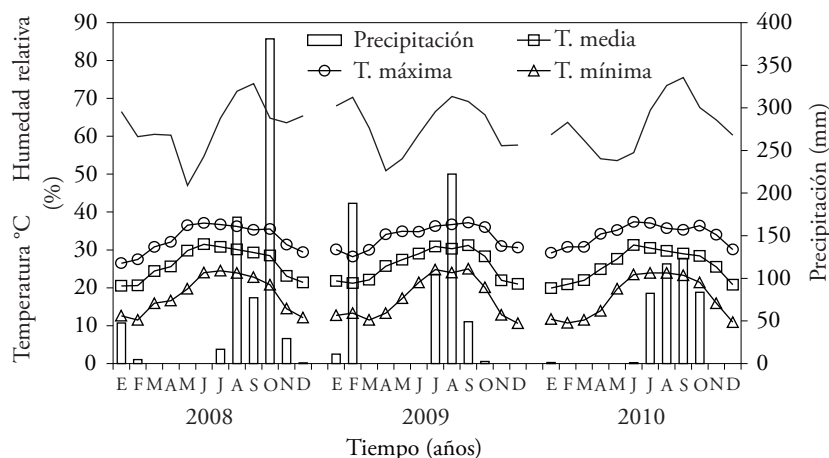


Figura 3. Temperatura, humedad relativa y precipitación mensual registradas en 2008, 2009 y 2010 en el Valle de Culiacán, Sinaloa, México.

Figure 3. Temperature, relative humidity and monthly rainfall recorded in 2008, 2009 and 2010 in the Culiacán Valley, Sinaloa, México.

de los ciclos de floración, cuando el meristemo reproductivo de las areolas se observó de forma globular y tenía alrededor de 1.5 cm de diámetro y 2.0 cm de longitud (Castillo y Ortiz, 1994). Además se registraron las fechas de antesis y cosecha para obtener el periodo de crecimiento de las flores y los frutos.

Componentes del rendimiento

El número de flores emitidas por planta (dato registrado al momento de antesis) y el número de frutos cosechados se cuantificó en cada uno de los ciclos de floración, con los datos se calculó la relación número de flores/número de frutos. El rendimiento por planta se obtuvo de los frutos cosechados y pesados en una báscula (Torrey, PCR 40; México). El rendimiento por ciclo de floración se estimó multiplicando el valor promedio del rendimiento por planta, y el producto obtenido por la densidad de plantación. El rendimiento anual por hectárea se obtuvo con la sumatoria de las cosechas de los ciclos de floración.

Características físicas y químicas de los frutos

En una muestra de 20 plantas, en la cosecha de los ciclos de floración de 2009 y 2010 se tomaron al azar 20 frutos maduros (cáscara con 100 % de color rojo), se midió diámetro y longitud con un vernier digital (Caliper, DC002-300; México) y con los valores se calculó la relación longitud/diámetro. En el mismo grupo de frutos se midió el color externo con un colorímetro (Minolta CR-300; EE.UU.) y los resultados se expresaron en ángulo de matiz (H^*). La biomasa del fruto, la cáscara y la pulpa se registró en una balanza digital (Sartorius AND GF-2000; Alemania) y con estos valores se calculó el porcentaje de pulpa.

El análisis de acidez titulable (AT) y sólidos solubles totales (SST) se realizó con los métodos descritos por la AOAC (1998). En cada ciclo de fructificación se obtuvo una muestra de 20 frutos maduros y se licuaron 10 g de pulpa de cada fruto en 50 mL de agua destilada, la mezcla se filtró en tela de organza; en 50 mL del filtrado se determinó AT con un titulador (Mettler Toledo, DL-50; Suiza); los resultados se expresaron en porcentaje de ácido málico. Del residuo del filtrado se tomó una muestra para determinar el contenido de SST con un refractómetro (Mettler Toledo, RE40D; Suiza). Los valores de SST se obtuvieron considerando la dilución y se expresaron en °Brix. La relación sólidos/acidez (RSA) se obtuvo con los valores de ambas variables.

Análisis estadístico

Para las variables componentes del rendimiento el diseño experimental fue completamente al azar con un factor (año de

(100 % red shell), their diameter and length was measured with a digital vernier (Caliper, DC002-300, Mexico). The values were used to calculate the length/diameter ratio. In the same group of fruits, the external color was measured with a colorimeter (Minolta CR-300, USA) and the results were reported in hue angle (H^*). The fruit, peel and pulp biomass was recorded on a digital scale (Sartorial AND GF-2000; Germany). These results were used to calculate the pulp percentage.

Analysis of titratable acidity (TA) and total soluble solids (TSS) was performed following the methods set by the AOAC (1998). In each fruiting cycle a 20 ripe fruits sample was obtained and 10 g of each fruit pulp blended in 50 mL of distilled water. The mixture was filtered with organza fabric; TA was determined in 50 mL of the filtrate solution with a titrator (Mettler Toledo DL-50; Switzerland); results are reported as malic acid percentage. From the filtrate residue a sample was taken to determine the TSS content with a refractometer (Mettler Toledo, RE40D, Switzerland). TSS values were obtained considering the dilution and were expressed as Brix°. The total soluble solids/titratable acidity ratio (TSS/TA) was obtained with the values of both variables.

Statistical analysis

For variables of yield components the experimental design was completely randomized with one factor (year of evaluation). Levels or treatments were 2008 (five cycles), 2009 (seven cycles) and 2010 (six cycles) flowering cycles. The experimental unit consisted on 20 plants. For the analysis of the physical and chemical variables of the fruit the design was completely randomized, the treatments were the 2009 (seven harvests) and 2010 (six harvests) crops. The experimental unit at each harvest date was 20 fruits obtained from a sample of 20 plants. With data of each variable an analysis of variance was performed independent for each year, and for significant differences between treatments, the effects were determined with the Tukey test ($p \leq 0.05$) and using Minitab 16 (Minitab, 2011).

RESULTS AND DISCUSSION

Reproductive phenology

In pitahaya plants buds appeared from the second half of June and end in September, on 2008 and 2010. In 2009 the first flowering occurred in the first week of July and the last began in early October (Table 1).

evaluación), los niveles o tratamientos fueron los ciclos de floración de 2008 (cinco ciclos), 2009 (siete ciclos) y 2010 (seis ciclos); la unidad experimental la constituyeron 20 plantas. Para el análisis de las variables físicas y químicas del fruto se utilizó el diseño completamente al azar, los tratamientos fueron las cosechas en 2009 (siete cosechas) y 2010 (seis cosechas). La unidad experimental en cada fecha de cosecha fue de 20 frutos obtenidos en una muestra de 20 plantas. Con los datos de cada variable se realizó análisis de varianza, independiente para cada año, y para efectos significativos se determinaron las diferencias entre tratamientos con la prueba Tukey ($p \leq 0.05$) y se usó Minitab 16 (Minitab, 2011).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Fenología reproductiva

La emergencia de los botones florales en las pitahayas ocurrió a partir de la segunda quincena de junio y concluyó en septiembre en 2008 y 2010. En 2009 la primera floración ocurrió en la primera semana de julio y la última inició en los primeros días de octubre (Cuadro 1).

El retraso de la etapa reproductiva en 2009 puede deberse a que las temperaturas máximas y mínimas fueron menores que en 2008 y 2010 al inicio de la floración. De acuerdo con Gunasena *et al.* (2007) y Jaya (2010), *H. undatus* florece con temperaturas alrededor de 30 °C y humedad relativa alta. Nerd *et al.* (2002) señalaron que la humedad relativa adecuada en la etapa reproductiva de la pitahaya es 60 a 80 %. Además de la temperatura y humedad relativa, la pitahaya responde al fotoperiodo y la floración es inducida por días largos (Le Bellec *et al.*, 2006; Gunasena *et al.*, 2007; Jiang *et al.*, 2012). La información climatológica mostró el inicio de las lluvias e incremento de la temperatura y la humedad relativa en junio y julio (Figura 3), lo que coincidió con el inicio de la floración y el fotoperiodo largo de los días de verano en el Valle de Culiacán. Esto coincide con lo reportado para regiones productoras de pitahaya en México (Rodríguez, 2000; Meráz *et al.*, 2003; Calix *et al.*, 2005) y otros países (Gunasena *et al.*, 2007; Marques *et al.*, 2011).

Las plantas presentaron cinco, siete y seis ciclos de floración en 2008, 2009 y 2010. El periodo de floración duró entre 3.5 y 4 meses. En mayo y la primera semana de junio se observó emergencia

The delay in the reproductive stage in 2009 may be because the maximum and minimum temperatures were lower than in 2008 and 2010 at the beginning of flowering stage. According to Gunasena *et al.* (2007) and Jaya (2010), *H. undatus* blooms when temperatures are around 30 °C and relative humidity is high. Nerd *et al.* (2002) pointed out that the adequate relative humidity in the reproductive stage of the pitahaya is between 60 and 80 %. In addition to temperature and humidity, pitahaya responds to the photoperiod and flowering is induced by long days (Le Bellec *et al.*, 2006; Gunasena *et al.*, 2007; Jiang *et al.*, 2012). Climatological information showed the onset of rains, increased temperature and relative humidity in June and July (Figure 3), which coincided with the beginning of flowering and long photoperiod summer days in the Culiacán Valley. That is consistent with that reported for pitahaya producing regions in México (Rodríguez, 2000; Meráz *et al.*, 2003; Calix *et al.*, 2005) and other countries (Gunasena *et al.*, 2007; Marques *et al.*, 2011).

The plants had five, seven and six flowering cycles during 2008, 2009 and 2010 each. The flowering period lasted between 3.5 and 4 months. In May and the first week of June sporadic emergence of some flowers was observed, which were not quantified as flowering cycles (Table 1).

Pushpakumara *et al.* (2005) indicated that in Sri Lanka flowering occurs from April to November and sometimes extends to December, and presented four to seven flowering cycles. According to Le Bellec *et al.* (2006), in the northern hemisphere *H. undatus* blooms from May to October, and has five or six flowering cycles. Flowering occurs in Israel between May and November with one to eight cycles (Mizrahi and Nerd, 1999). In Oaxaca and Puebla, México, flowering coincides with the beginning of the rainy season in May and lasts until September and depending on weather conditions, each year between four to six overlapping blooming cycles can happen (Castillo *et al.*, 1996; Calix de Dios *et al.*, 2005). The phenology of the reproductive stage of the pitahayas in our study was similar to other regions of México (Castillo *et al.*, 1996; Calix de Dios *et al.*, 2005) and other countries (Mizrahi and Nerd, 1999; Le Bellec *et al.*, 2006).

The growth and development of the flower of the pitahaya since the exposure of the floral button until

Cuadro 1. Etapas fenológicas reproductivas de plantas de pitahaya (*Hylocereus undatus*) en los ciclos de floración 2008, 2009 y 2010 en el Valle de Culiacán, Sinaloa, México.**Table 1. Reproductive phenological stages of pitahaya (*Hylocereus undatus*) plants in 2008, 2009 and 2010 flowering cycles in the Culiacán Valley, Sinaloa, México.**

Ciclos de floración anual	Inicio de botón floral	Antesis	Cosecha	Días de botón floral a antesis	Días de antesis a cosecha
2008					
1	Jun 21	Jul 05	Ago 02	15	28
2	Jul 12	Jul 27	Ago 24	15	28
3	Ago 16	Ago 31	Sep 27	15	27
4	Ago 31	Sep 14	Oct 14	14	30
5	Sep 25	Oct 11	Nov 19	16	39
2009					
1	Jul 07	Jul 22	Ago 19	16	29
2	Jul 18	Ago 02	Sep 05	15	34
3	Jul 28	Ago 13	Sep 12	16	30
4	Ago 15	Sep 01	Sep 30	17	29
5	Sep 05	Sep 20	Oct 21	15	31
6	Sep 20	Oct 08	Nov 14	18	37
7	Oct 02	Oct 23	Dic 10	21	48
2010					
1	Jun 29	Jul 16	Ago 15	17	30
2	Jul 06	Jul 22	Ago 19	16	28
3	Jul 28	Ago 12	Sep 10	15	29
4	Ago 27	Sep 13	Oct 11	18	28
5	Sep 07	Sep 22	Oct 26	16	34
6	Sep 27	Oct 15	Nov 23	18	39

Jun: junio; Jul: julio; Ago: agosto; Sep: septiembre; Oct: octubre; Nov: noviembre; Dic: diciembre ❖ Jun: June; Jul: July; Aug: August; Sep: September; Oct: October.

esporádica de algunas flores, que no se cuantificaron como ciclos de floración (Cuadro 1).

Pushpakumara *et al.* (2005) indicaron que en Sri Lanka la floración se presenta de abril a noviembre y algunas veces se extiende a diciembre, y se presentan entre cuatro y siete ciclos de floración. Según Le Bellec *et al.* (2006), en el hemisferio norte *H. undatus* florece de mayo a octubre, y presenta cinco o seis ciclos de floración, y en Israel su floración ocurre entre mayo y noviembre con uno a ocho ciclos (Mizrahi y Nerd, 1999). En Oaxaca y Puebla, México, la floración coincide con el inicio del periodo de lluvias en mayo y se prolonga hasta septiembre y en dependencia de las condiciones climatológicas, cada año pueden registrarse de cuatro a seis ciclos de floración que se traslapan (Castillo *et al.*, 1996; Cáliz de Dios *et al.*, 2005). La fenología de la etapa reproductiva de las pitahayas en nuestro estudio fue similar al de otras regiones de México (Castillo *et al.*, 1996; Cáliz de Dios *et al.*,

the anthesis took 14 to 17 d in the summer flowering cycles. The ovary came to maturity within 27 to 34 daa. In the following blooms (autumn), it took up to 3 weeks for the anthesis, there after the ovary reached its maturity between 39 and 48 d (Table 1).

The longest for the ripening of fruits in the later blooming period was due to their growth coinciding with the drop in temperature between October and December (Figure 3). Several studies point out the influence of temperature on growth and fruit development in *H. undatus*. In warm weather conditions, between anthesis and harvest 28 to 31 d elapse (Mizrahi and Nerd, 1999; Nerd *et al.*, 2002; To *et al.*, 2002; Centurion *et al.*, 2008) and in temperate climate process occurs within 40 to 50 d (Merten, 2003; Pushpakumara *et al.*, 2005; Gunasena *et al.*, 2007). Both behaviors were observed in pitahaya plants in the Culiacán Valley. The harvest period began in summer (August) and concluded in autumn (November-December).

2005) y otros países (Mizrahi y Nerd, 1999; Le Bellec *et al.*, 2006).

El crecimiento y desarrollo de la flor de la pitahaya desde la exposición del botón floral hasta la antesis tomó de 14 a 17 d en los ciclos de floración de verano, y el ovario llegó a la madurez en 27 a 34 dda. En las floraciones siguientes (otoño), transcurrieron hasta 3 semanas para la antesis, después el ovario llegó a su madurez entre 39 y 48 d (Cuadro 1).

El periodo más largo para la maduración de los frutos en las floraciones más tardías se debió a que su crecimiento coincidió con el descenso de la temperatura, entre octubre y diciembre (Figura 3). Varios estudios señalan la influencia de la temperatura en el crecimiento y desarrollo del fruto de *H. undatus*. En clima cálido, entre antesis y cosecha transcurren 28 a 31 d (Mizrahi y Nerd, 1999; Nerd *et al.*, 2002; To *et al.*, 2002; Centurión *et al.*, 2008) y en clima templado ocurre de 40 a 50 d (Merten, 2003; Pushpakumara *et al.*, 2005; Gunasena *et al.*, 2007). Ambos comportamientos se observaron en las plantas de pitahaya en el Valle de Culiacán. El periodo de cosecha inició en verano (agosto) y concluyó en otoño (noviembre-diciembre).

Componentes del rendimiento

Flores y frutos por planta

El número de flores por planta fue diferente entre los años de evaluación. En 2009 se registraron 69.4 flores por planta y 44.5 y 35.2 en 2008 y 2010. Entre los ciclos de floración hubo diferencias significativas. En 2008 la floración se concentró en el segundo ciclo de floración (20.7 flores por planta), en 2009 en el tercero (36.5 flores por planta) y en 2010 el número mayor de flores se concentró en el segundo y el tercer ciclo de floración (12.5 y 12.6 flores por planta). El número menor de flores se observó en 2010, en el primero y el sexto ciclo de floración, con 0.5 y 0.3 flores por planta (Cuadro 2).

El número de flores por planta varió ampliamente entre los ciclos de floración. Resultados similares de uno a ocho ciclos de floración, con número de flores diferente por ciclo, fueron observados por Mizrahi y Nerd (1999) en Israel, en seis clones de *H. undatus*, y el número total de flores por planta fue de 17 a 74. En nuestro estudio,

Yield components

Flowers and fruits per plant

The number of flowers per plant was different between assessed years. In 2009, 69.4 flowers per plant were recorded, and 44.5 and 35.2 in 2008 and 2010. Significant differences were recorded among the flowering cycles. Bloom in 2008 was focused on the second flowering cycle (20.7 flowers per plant), in 2009 in the third (36.5 flowers per plant) and in 2010 the largest number of flowers were concentrated in the second and third flowering cycles (12.5 and 12.6 flowers per plant). The least number of flowers was observed in 2010, in the first and sixth flowering cycle, with 0.5 and 0.3 flowers per plant (Table 2).

The number of flowers per plant widely varied between flowering cycles. Similar results from one to eight flowering cycles, with different number of flowers per cycle, were observed by Mizrahi and Nerd (1999) in Israel, in six clones of *H. undatus*. In that study the total number of flowers per plant was 17 to 74. In our study, 55.2 % of the flowers of the year belonged to the second and third flowering cycles, between July and August. The flowering concentration in a short period of the annual cycle was documented by Jiang *et al.* (2011) in yellow pitahaya (*Selenicereus megalanthus*), with 85 % of the flowers set out in the first 4 months of a total of eight that lasts the annual period.

In 2009, 33 to 41 % more fruits per plant were harvest than in 2008 and 2010 (Table 2). The number of fruits per plant in flowering cycles followed a similar number of flowers per plant pattern. In 2008, the second flowering cycle had the highest number of fruits per plant, in 2009 was the third flowering cycle, and in 2010, the fruits were concentrated in the second and third cycle.

A pitahaya plant produces three to four fruits during their first 2 years and between the fifth and sixth year the yield is stabilized to 50 fruits per plant (Meráz *et al.*, 2003). Castillo *et al.* (1996) observed that pitahaya plants of 3, 4 and 5 years had 7, 16 and 27 fruits in the year. The progressive trend was not maintained in 2008, 2009 and 2010 of our study. The lack of pruning at the end of the second year of evaluation may have restricted flowering and fruit formation the following year. Gunasena *et al.* (2007) noted that pitahayas plants require pruning of the

Cuadro 2. Rendimiento de pitahaya (*Hylocereus undatus*) en las cosechas de 2008, 2009 y 2010 en el Valle de Culiacán, Sinaloa, México.**Table 2. Yield of pitahaya fruit (*Hylocereus undatus*) harvested in 2008, 2009 and 2010 in the Culiacán Valley, Sinaloa, México .**

Ciclos de floración anual	Flores planta ⁻¹	Frutos planta ⁻¹	RFF	Producción kg planta ⁻¹	Producción Mg ha ⁻¹
2008					
1	0.8 b	0.7 c	1.0 b	0.3 c	0.3
2	20.7 a	9.0 a	2.9 a	4.0 a	4.5
3	4.3 b	2.3 bc	1.7 ab	1.0 bc	1.1
4	12.4 ab	5.8 ab	1.6 b	2.6 ab	2.9
5	6.3 b	4.3 bc	1.4 b	1.9 bc	2.1
Σ	44.5	22.1		9.8	10.9
DMSH	9.5	4.4	1.2	1.9	
CV (%)	144	128	91	128	
2009					
1	0.6 c	0.6 c	1.0 a	0.3 b	0.3
2	4.9 bc	3.2 bc	1.6 a	1.4 b	1.5
3	36.5 a	14.6 a	4.0 a	5.0 a	5.5
4	7.4 bc	2.8 c	3.1 a	1.2 b	1.3
5	7.6 bc	1.6 c	2.4 a	0.7 b	0.7
6	0.7 c	0.4 c	1.1 a	0.2 b	0.2
7	11.7 b	8.1 ab	1.4 a	3.5 a	3.9
Σ	69.4	33.1		12.3	13.4
DMSH	10.9	5.3	3.1	2.1	
CV (%)	163	162	161	157	
2010					
1	0.5 b	0.2 c	1.1 ab	0.1 b	0.1
2	12.5 a	6.7 a	1.5 ab	2.9 a	3.2
3	12.6 a	6.1 ab	3.1 a	2.8 a	3.1
4	3.8 b	2.2 bc	1.9 ab	0.8 ab	0.9
5	5.5 ab	4.0 abc	1.2 ab	2.0 ab	2.3
6	0.3 b	0.3 c	1.0 b	0.3 b	0.4
Σ	35.2	19.6		8.9	10.0
DMSH	7.4	4.5	2.1	2.1	
CV (%)	161	170	144	174	

RFF: relación flor/fruto; Σ: sumatoria; DMSH: diferencia mínima significativa honesta; CV: coeficiente de variación. Medias con letra distinta en una columna son estadísticamente diferentes (Tukey, $p \leq 0.05$) ♦ RFF: flower/fruit relationship; Σ: sum; DMSH: least honest significant difference; CV: coefficient of variation. Means with different letter in a column are statistically different (Tukey, $p \leq 0.05$).

55.2 % de las flores del año pertenecieron a los ciclos de floración dos y tres, entre julio y agosto. La concentración de la floración en un periodo corto del ciclo anual de floración fue documentada por Jiang *et al.* (2011) en pitahaya amarilla (*Selenicereus megalanthus*), con 85 % de las flores expuestas en los primeros cuatro meses de ocho que dura el periodo anual.

En 2009 se cosecharon 33 y 41 % más frutos por planta que en 2008 y 2010 (Cuadro 2). El número

side shoots after harvest to promote vegetative buds and to multiply the areola, as pitahaya flowers form on the areolas of the last sprouting stems (Castillo and Ortiz, 1994).

Flowers/fruits ratio

The flowers/fruits ratio increases with the number of flowers per bloom cycle; therefore, the second flowering cycle in 2008, third in 2009 and

de frutos por planta en los ciclos de floración siguió un patrón similar al número de flores por planta. En 2008, el segundo ciclo de floración tuvo el número mayor de frutos por planta, en 2009 fue el tercer ciclo de floración, y en 2010, los frutos se concentraron en el segundo y tercer ciclo.

Una planta de pitahaya produce entre tres y cuatro frutos en los primeros 2 años y entre el quinto y sexto año la producción se estabiliza hasta producir 50 frutos por planta (Meráz *et al.*, 2003). Castillo *et al.* (1996) observaron que las plantas de pitahaya de 3, 4 y 5 años produjeron 7, 16 y 27 frutos en el año, la tendencia progresiva no se mantuvo en 2008, 2009 y 2010 de nuestro estudio. La falta de poda al finalizar el segundo año de evaluación pudo haber restringido la floración y la formación de frutos al siguiente año. Gunasena *et al.* (2007) señalaron que las plantas de pitahayas requieren poda de los tallos laterales después de la cosecha para promover brotes vegetativos y multiplicar las areolas, pues las flores de pitahaya se forman en las areolas de los tallos de la última brotación (Castillo y Ortiz, 1994).

Relación flores/frutos

La relación flores/frutos se incrementó con el número de flores por ciclo de floración; por ello, el segundo ciclo de floración en 2008 y el tercero en 2009 y 2010 tuvieron los valores mayores (2.9, 4.0 y 3.1) (Cuadro 2). El índice menor (alrededor de 1) se obtuvo en el primer ciclo de floración en los tres años del estudio.

Castillo *et al.* (2005) indicaron que uno de los problemas de *H. undatus* es el número reducido de frutos bien desarrollados en relación al total de flores producidas. Castillo *et al.* (2005) y Ortiz y Castillo (2012) atribuyen la formación baja de frutos a la incompatibilidad sexual de *H. undatus*. La relación alta de flores/frutos también se atribuye a la competencia por fotosintatos. Jiang *et al.* (2011) afirman que en pitahaya amarilla (*S. megalanthus*) (Schum. ex. Vaupel) la competencia por fotosintatos de flores y frutos afecta el crecimiento y desarrollo de ambos órganos. El traslapeo en el crecimiento de flores y frutos es común en las plantas de *H. undatus* (Cáliz de Dios *et al.*, 2005). En la abscisión de las flores pueden estar involucradas las lluvias, ya que favorecen la presencia de enfermedades que ocasionan pudrición de las flores (Castillo, 2006;

2010 had the highest values (2.9, 4.0 and 3.1) (Table 2). The lower rate (about 1) was obtained in the first flowering cycle during the three years of the study.

Castillo *et al.* (2005) indicated that one of the problems of *H. undatus* is the reduced number of well-developed fruits in relation to the total number of produced flowers. Castillo *et al.* (2005) and Ortiz and Castillo (2012) attribute the low fruit formation to sexual incompatibility of *H. undatus*. The high flowers/fruits ratio is also attributed to photosynthates competition. Jiang *et al.* (2011) stated that in yellow pitahaya (*S. megalanthus*) (Schum. ex. Vaupel) competition for photosynthates of flowers and fruits affects growth and development of both plant organs. The overlap in the flowers and fruit growth is common in *H. undatus* plants (Cáliz de Dios *et al.*, 2005). Rains may be involved in the flowers abscission, since they increase diseases that cause flower rotting (Castillo, 2006; Gunasena *et al.*, 2007). Once the fruit resumes growth after anthesis, does not undergo abscission, as it joins the stem as woody tissue (Le Bellec *et al.*, 2006). In our study we observed that the percentage of transformed flower to fruit was 70 to 80 %, which is similar to that reported by Jiang *et al.* (2011) in yellow pitahaya.

Yield

The yield per plant was higher in 2009 than in 2008 and 2010 (Table 2), and represented 25 and 24 % less yield in 2008 and 2010. In 2008, the second harvest had the highest yield (4.0 kg per plant), and was significantly different from other crops; the third harvest in 2009 was the most productive and significantly different from the other five. This amounted to a concentration of 42 % of the production in the 2008 flowering cycle and 47 % in 2009. In 2010 the highest yield was obtained in the second and third harvest, and concentrated 67 % of production. In the three years of evaluation, the production was accumulated during August and September.

In Israel pitahaya fruit production is concentrated in one or two harvest cycles, as observed in our study (Nerd *et al.*, 2002). This behavior affects crop marketing, as markets demand a continuous and uniform product flow (Mizrahi and Nerd, 1999; Castillo, 2006; Jaya, 2010).

Gunasena *et al.*, 2007). Una vez que el fruto reanuda su crecimiento después de antesis, no sufre abscisión, pues se une al tallo con tejido leñoso (Le Bellec *et al.*, 2006). En nuestro estudio el porcentaje de flores transformadas a fruto fue entre 70 y 80 %, lo que es similar a lo informado por Jiang *et al.* (2011) en pitahaya amarilla.

Rendimiento

El rendimiento por planta fue mayor en 2009 que en 2008 y 2010 (Cuadro 2), y representó 25 y 24 % menos rendimiento en 2008 y 2010. En 2008 la segunda cosecha tuvo el rendimiento mayor (4.0 kg por planta), y fue significativamente diferente al resto de las cosechas; en 2009 la tercera cosecha fue la más productiva y significativamente diferente a las otras cinco. Lo anterior representó una concentración de la producción de 42 % en un ciclo de floración en 2008 y de 47 % en 2009. En 2010 el rendimiento mayor se obtuvo en la segunda y tercera cosecha, y concentraron 67 % de la producción. En los tres años de evaluación, la producción se acumuló en agosto y septiembre.

En Israel la producción de frutos de pitahaya se concentra en uno o dos ciclos de cosecha, como se observó en nuestro estudio (Nerd *et al.*, 2002). Este comportamiento de la cosecha afecta la comercialización, ya que los mercados demandan un flujo continuo y uniforme del producto (Mizrahi y Nerd, 1999; Castillo, 2006; Jaya, 2010).

El rendimiento anual de pitahaya en 2008, 2009 y 2010 fue de 10.9, 13.4 y 10.0 Mg ha⁻¹, respectivamente (Cuadro 2). Esta producción se obtuvo cuando el huerto tenía 3, 4 y 5 años de edad, respectivamente.

Meráz *et al.* (2003) opinan que los registros de rendimiento de pitahaya son variables y difíciles de estimar. Los factores que afectan la productividad de las plantas son la edad, el manejo, los sistemas y distancias de plantación, la incompatibilidad sexual y el clima (Mizrahi y Nerd, 1999; Nerd *et al.*, 2002; Meráz *et al.*, 2003; Castillo, 2006). En los primeros dos años una planta de pitahaya produce 1.0 kg (1.0 Mg ha⁻¹); entre el quinto y sexto año, el rendimiento se estabiliza en 18 kg por planta y 20 Mg ha⁻¹ (Meráz *et al.*, 2003). Al respecto, Castillo *et al.* (1996) indican que plantas de pitahaya de 3, 4 y 5 años tuvieron rendimiento de 2.5, 5.6 y 9.5 Mg

The annual yield of pitahaya in 2008, 2009 and 2010 was 10.9, 13.4 and 10.0 Mg ha⁻¹, respectively (Table 2). This yield was obtained when the orchard was 3, 4 and 5 years, respectively.

Meráz *et al.* (2003) argue that the pitahaya yield records are variable and difficult to estimate. Factors affecting productivity of plants are age, management, systems and planting distances, sexual incompatibility and climate (Mizrahi and Nerd, 1999; Nerd *et al.*, 2002; Meráz *et al.*, 2003; Castillo, 2006). In its first two years, pitahaya plants produce 1.0 kg (1.0 Mg ha⁻¹); between the fifth and sixth year, their yield is stabilized at 18 kg per plant and 20 Mg ha⁻¹ (Meráz *et al.*, 2003). In this regard, Castillo *et al.* (1996) indicate that pitahaya plants of 3, 4 and 5 years had yield of 2.5, 5.6 and 9.5 Mg ha⁻¹; these results are lower to those reported in our study. In Vietnamese orchards, up to 30 Mg ha⁻¹ are obtained (Merten, 2003). In Nicaragua yield is between 10 and 12 Mg ha⁻¹. According to Merten (2003), the yield of our evaluated orchard is medium.

Physical and chemical characteristics of fruits

Length, diameter, length/diameter ratio, weight, percentage of pulp and external color

In 2010, fruit size, length, diameter and weight were higher (13.4 cm, 8.8 cm and 481 g) than in 2009 (12.9 cm, 7.7 cm and 434 g). The length of the fruit did not differ between crops of the bloom cycles, but the diameter and weight were higher in the first and sixth harvests in 2009 and the sixth in 2010 (Table 3).

The fact that the fruit harvested in 2010 achieved greater length, diameter and weight than those of 2009 could be due to differences in the stems photosynthates production and its distribution to the fruit. Díaz (2002) noted that the growth of the fruits is a result of the photosynthates, water and minerals availability, and that the final fruit size is related to the number of them on the plant, so that the lower its number the higher resulting size will be at harvest. The same competition principle would explain the size difference (diameter and weight) in the fruits of the 2009 and 2010 harvests. Zegbe and Mena (2009) reduced competition among prickly pear fruit (*Opuntia ficus-indica* Mill.) by fruit thinning, and they obtained 70 % of marketable

ha⁻¹; estos resultados son inferiores a los de nuestro estudio. En huertos vietnamitas se obtienen hasta 30 Mg ha⁻¹ (Merten, 2003) y en los de Nicaragua entre 10 y 12 Mg ha⁻¹. De acuerdo con Merten (2003), la producción del huerto de nuestro estudio es de rendimiento mediano.

Características físicas y químicas de los frutos

Longitud, diámetro, relación longitud/diámetro, peso, porcentaje de pulpa y color externo

En 2010 el tamaño de fruto, la longitud, el diámetro y el peso, fueron mayores, (13.4 cm, 8.8 cm y 481 g) que en 2009 (12.9 cm, 7.7 cm y 434 g). La longitud del fruto no varió entre las cosechas de los ciclos de floración, pero el diámetro y el peso fueron mayores en la primera y sexta cosechas en 2009 y en la sexta en 2010 (Cuadro 3).

El hecho de que los frutos cosechados en 2010 alcanzaron longitud, diámetro y peso mayores que los de 2009, pudo deberse a diferencias en la producción de fotosintatos en los tallos y su distribución a los frutos. Díaz (2002) señaló que el crecimiento de los frutos es resultado de la disponibilidad de fotosintatos, agua y minerales, y que el tamaño final de los frutos está relacionado con la cantidad de ellos en la planta, por lo que entre más bajo sea su número mayor será el tamaño en la cosecha. El mismo principio de competencia explicaría la diferencia de tamaño (diámetro y peso) en los frutos de las cosechas de 2009 y 2010. Zegbe y Mena (2009) redujeron la competencia entre frutos de tuna (*Opuntia ficus-indica* Mill.) mediante el raleo de frutos, y obtuvieron 70 % de frutos comercializables (>5.0 cm de diámetro) en las plantas con raleo y 59 % en las plantas sin raleo.

Centurión *et al.* (2008) en un estudio realizado en Yucatán, México, obtuvieron frutos de pitahaya con 8.8 cm de longitud y 8.2 cm de diámetro, ambas medidas son menores a las de los frutos de nuestro estudio. El peso de los frutos analizados superó en muchos casos los valores entre 350 y 469 g reportados en otros estudios en México, (Castillo *et al.*, 1996; Centurión *et al.*, 2008) y en otros países, como Brasil (415 y 534 g) (Brunini y Cardoso, 2011), Vietnam (446 a 482 g) (Hoa *et al.*, 2006), Australia (150 y 600 g) (McMahon, 2003), Israel (425 y 550 g) (Nerd *et*

fruit (>5.0 cm in diameter) in plants with fruit thinning and 59 % in plants without thinning.

Centurion *et al.* (2008) in a study in Yucatan, México, obtained pitahaya fruits 8.8 cm long and 8.2 cm in diameter, both measures are lower than those of the fruits in our study. The weight of the analyzed fruits in many cases exceeded the values between 350 and 469 g reported for other studies in Mexico (Castillo *et al.*, 1996; Centurion *et al.*, 2008) and other countries such as Brazil (415 and 534 g) (Brunini and Cardoso, 2011), Vietnam (446 and 482 g) (Hoa *et al.*, 2006), Australia (150 and 600 g) (McMahon, 2003), Israel (425 to 550 g) (Nerd *et al.*, 1999) and Florida in the US (141 and 397 g) (Crane and Balerdi, 2005).

The length/diameter ratio showed no variation in the evaluated years (between 1.6 and 1.8); this reveals that these are oval fruits. Castillo *et al.* (2005) noted that the fruits are oval or balloon-like and that this feature is defined by the genotype.

The pulp percentage of the pitahaya fruits was similar in the evaluated years. In 2009, the fruits with most pulp were obtained in the first four crops, with least in the last three crops. In 2010 the fruits with the greater pulp proportion were obtained in the first two crops (Table 3).

Pulp contents between 70 and 80 % in fruits of *H. undatus* documented by Gunasena *et al.* (2007) and Centurion *et al.* (2008), are higher values than those obtained in our study. In other studies (Castillo *et al.*, 1996; Mizrahi *et al.*, 2007) the pulp proportion (60 and 70 %) was similar to that obtained in our study. The number of seeds in the pitahaya fruit is related with the development of edible tissue (Castillo *et al.*, 2005; Pushpakumara *et al.*, 2005; Gunasena *et al.*, 2007). The pulp of the pitahaya fruit and other cacti is derived from the funicle, papillary cells, cord that joins the egg to the placenta and that grows with the seed development; therefore, it is important to know the amount of fruit seeds (Jiang *et al.*, 2011). The rains affect the pollination, and with it the development of edible tissue and the fruit size (Ortiz and Castillo, 2012).

An important feature in the quality of the pitahaya fruits is their external color (Balois-Morales *et al.*, 2013). The fruits harvested in 2009 and 2010 had an H* of 14.9 and 13.9 (Table 3). In the year 2009 the lower H* values (7 and 8.5), which represent fruits with a red-purple color, were obtained in the first

Cuadro 3. Características físicas y químicas de frutos de pitahaya (*Hylocereus undatus*) en 2009 y 2010 en el Valle de Culiacán, Sinaloa, México.**Table 3. Physical and chemical characteristics of pitahaya (*Hylocereus undatus*) fruits in 2009 and 2010 in the Culiacán Valley, Sinaloa, México.**

Número y fechas de cosecha	L (cm)	D (cm)	RLD	Peso fruto (g)	Pulpa (%)	Color (H*)	SST (°Brix)	AT	RSA
2009									
1. Ago 19	13.0 a	8.0 a	1.6 a	456 ab	67.3 a	8.5 bc	15.0 a	0.67 b	23.5 bc
2. Sep 05	13.8 a	7.7 ab	1.8 a	423 ab	69.1 a	7.0 c	14.2 ab	0.77 ab	18.6 c
3. Sep 12	12.3 a	7.1 b	1.7 a	400 b	63.7 ab	11.4 bc	13.3 ab	0.83 ab	16.9 c
4. Sep 30	13.1 a	7.6 ab	1.7 a	434 ab	67.6 a	28.6 a	14.2 ab	0.86 a	17.3 c
5. Oct 21	12.4 a	7.6 ab	1.6 a	410 ab	59.8 bc	13.1 bc	14.2 ab	0.87 a	16.5 c
6. Nov 14	12.9 a	8.0 a	1.6 a	476 a	55.1 c	14.7 bc	13.9 ab	0.46 c	31.6 a
7. Dic 10	13.0 a	7.6 ab	1.7 a	436 ab	59.7 bc	20.7 ab	12.6 b	0.48 c	26.7 ab
Media	12.9	7.7	1.7	434	63.2	14.9	13.9	0.7	21.6
DMSH	1.8	0.8	0.2	128	5.5	13.1	2.1	0.18	7.0
CV (%)	10.2	8.3	9.8	23.2	9.8	77.9	11.7	29.11	34.1
2010									
1. Ago 15	13.8 a	7.5 b	1.8 a	372 c	65.8 ab	8.2 c	13.9 a	0.41 c	34.6 ab
2. Ago 19	13.4 a	8.0 ab	1.6 a	444 bc	72.2 a	17.2 ab	13.6 a	0.39 c	36.4 ab
3. Sep 10	14.0 a	8.3 ab	1.7 a	475 bc	59.2 b	13.7 abc	14.5 a	0.57 b	25.6 bc
4. Oct 11	13.5 a	8.0 ab	1.7 a	446 bc	59.8 b	19.3 a	13.1 a	0.69 a	19.3 c
5. Oct 26	13.6 a	8.3 ab	1.6 a	508 b	58.8 b	15.0 abc	13.9 a	0.58 b	24.5 bc
6. Nov 23	13.4 a	8.6 a	1.6 a	638 a	58.2 b	10.0 bc	15.6 a	0.37 c	46.8 a
Media	13.6	8.8	1.7	481	62.3	13.9	14.1	0.5	31.2
DMSH	1.3	0.9	0.2	114	12.5	8.7	2.7	0.09	14.7
CV (%)	6.7	8.6	8.3	24	16.6	52.0	14.6	27.95	44.4

L: longitud del fruto; D: diámetro del fruto; RLD: relación longitud/diámetro; H*: ángulo de matiz; SST: sólidos solubles totales; AT: acidez titulable (% ácido málico); RSA: relación sólidos/acidez. Medias con letra distinta en una columna son estadísticamente diferentes (Tukey, $p \leq 0.05$) ♦ L: fruit length; D: fruit diameter; RLD: length/diameter ratio; H*: hue angle; TSS: total soluble solids; TA: titratable acidity (% malic acid); TSS/TA: total soluble solids/titratable acidity ratio. Means with different letter in a column are statistically different (Tukey, $p \leq 0.05$).

al., 1999) y EE.UU. en Florida (141 y 397 g) (Crane y Balerdi, 2005).

La relación RLD no mostró variación en los años de evaluación (entre 1.6 y 1.8); esto revela que frutos tienen forma ovalada. Castillo *et al.* (2005) señalaron que los frutos presentan forma ovalada o globosa y esta característica está definida por el genotipo.

El porcentaje de pulpa de los frutos de pitahaya fue similar en los años evaluados. En 2009, los frutos con más pulpa se obtuvieron en las cuatro primeras cosechas y con menos en las tres últimas cosechas. En 2010 los frutos con mayor proporción de pulpa se obtuvieron en las primeras dos cosechas (Cuadro 3).

Gunasena *et al.* (2007) y Centurión *et al.* (2008) reportaron contenidos de pulpa entre 70 y 80 % en frutos de *H. undatus*, y son valores superiores

and second harvests. In the other five harvests, H* fluctuated between 11.4 and 28.6, which refers to red color shells.

It is possible that low H* and the intense fruit peel red color is because they stayed longer on the plant. Centurion *et al.* (2008) reported that the H* of fruits harvested 27 daa was 108.3 and 51 in others harvested at 31 daa. According to Nerd *et al.* (1999), the fruits of *H. undatus* had purple red ($H^* < 8$) at 28 daa from y the anthesis and that color development in the skin is due to betalains. Balois-Morales *et al.* (2013) obtained a value of 38 H* for pitahayas with an 80 to 100 % red cover of the shell. Osuna *et al.* (2011) reported a value of 18 H* in mature red fruits with smooth skin. To *et al.* (2002) found H* between 22.1 and 22.4 in *H. undatus* fruits harvested at 40 daa.

a los obtenidos en nuestro estudio. En otros estudios (Castillo *et al.*, 1996; Mizrahi *et al.*, 2007) la proporción de pulpa (60 y 70 %) fue similar a la obtenida en éste. El número de semillas del fruto de pitahaya está relacionado con la formación del tejido comestible (Castillo *et al.*, 2005; Pushpakumara *et al.*, 2005; Gunasena *et al.*, 2007). La pulpa del fruto de pitahaya y otras cactáceas se deriva de las células papilares del funículo, cordón que une el óvulo a la placenta y que crece con el desarrollo de la semilla; por ello, es relevante conocer la cantidad de semillas del fruto (Jiang *et al.*, 2011). Las lluvias afectan la polinización, con ello la formación del tejido comestible y el tamaño del fruto (Ortiz y Castillo, 2012).

Una característica importante en la calidad de los frutos de pitahaya es el color externo (Balois-Morales *et al.* (2013). Los frutos cosechados en 2009 y 2010 tuvieron H^* de 14.9 y 13.9 (Cuadro 3). En el año 2009 los valores menores de H^* (7 y 8.5), que representan frutos con un color rojo púrpura, se obtuvieron en las primera y segunda cosechas. En las otras cinco cosechas, H^* fluctuó entre 11.4 y 28.6, y se refiere a cáscara de color rojo.

Es posible que el H^* bajo y la cáscara color rojo intenso en los frutos se deba a que permanecieron más tiempo en la planta. Centurión *et al.* (2008) señalaron que H^* de frutos cosechados 27 dda fue 108.3 y 51 en los cosechados 31 dda. Según Nerd *et al.* (1999), los frutos de *H. undatus* presentaron color rojo púrpura ($H^* < 8$) a los 28 dda de antesis y que el desarrollo de color en la cáscara se debe a las betalainas. Balois-Morales *et al.* (2013) obtuvieron un valor de 38 H^* para pitahayas con una cobertura de color rojo de 80 a 100 % de la cáscara. Osuna *et al.* (2011) registraron un valor de 18 H^* en frutos maduros con cáscara roja uniforme. To *et al.* (2002) obtuvieron H^* entre 22.1 y 22.4 en frutos de *H. undatus* cosechados 40 dda.

Sólidos solubles totales (SST), acidez titulable (AT) y relación sólidos/acidez (RSA)

El contenido de SST fue similar en 2009 y 2010. En 2009, frutos de la primera cosecha presentaron el valor mayor, significativamente diferente al valor menor de los frutos de la séptima cosecha. Entre las cosechas de 2010 los SST no hubo diferencias significativas (Cuadro 3).

Total soluble solids (TSS), titratable acidity (TA) and total soluble solids/titratable acidity ratio (TSS/TA)

The TSS content was similar in 2009 and 2010. In 2009, the first harvest fruits had the highest value, significantly different from the lowest value of the fruits of the seventh harvest. In 2010 TSS from harvest did not show significant difference between them.

The TSS content is a valued feature in the fruits of *H. undatus* (Balois-Morales *et al.*, 2013). According to Merten (2003), their acceptable values are between 12 and 13° Brix. Pushpakumara *et al.* (2005) reported values between 12 and 18 °Brix in Sri Lanka. In Mexico, Centurion *et al.* (2008) documented 12.6 °Brix, and Balois-Morales *et al.* (2013) from 9 to 14 °Brix. The fruits harvested in the Culiacán Valley, values between 12.6 and 15.6 °Brix, because of this feature they can be described as of good quality (Merten, 2003).

The TA was higher in 2009 compared to 2010 (Table 3). In 2009 the first five crops had the highest acidity and were significantly different from the sixth and seventh harvest. In 2010 TA was also statistically different between harvests, the highest values were recorded in the fruits of the third, fourth and fifth crops and the lowest were those of the first, second and sixth harvest.

Centurion *et al.* (2008) reported that the TA decreases from 1.2 to 0.4 % in the last 5 d of ripening in the pitahaya fruits; therefore, the difference of only one day between crops can generate different TA. This would help to explain differences in the present study. Thus, the fruits of pitahaya should have minimum of 0.24 % TA to ensure that its taste is pleasant; this value is higher than the pitahayas produced in the Valley of Culiacan during the assessed years.

The TSS/TA ratio of pitaya fruits was different between 2009 and 2010. In 2009 the fruits of the sixth and seventh harvest showed higher TSS/TA ratio and were significantly different from other harvest. In 2010 the highest TSS/TA ratio value (46.8) was recorded in fruits of the sixth harvest, the minimum was obtained in the fourth harvest; their difference was significant (Table 3).

The ideal TSS/TA ratio value for the consumption of *H. undatus* fruits must be less than 40 (Nerd *et*

El contenido de SST es una característica apreciada en los frutos de *H. undatus* (Balois-Morales *et al.*, 2013). De acuerdo con Merten (2003), los valores aceptables están entre 12 y 13 °Brix. Pushpakumara *et al.* (2005) en Sri Lanka mostraron valores entre 12 y 18 °Brix, y en México, Centurión *et al.* (2008) señalaron 12.6 °Brix, y Balois-Morales *et al.* (2013) entre 9 y 14 °Brix. Los frutos cosechados en el Valle de Culiacán, tuvieron valores entre 12.6 y 15.6° Brix, por lo cual pueden calificarse con buena calidad (Merten, 2003).

La AT fue mayor en 2009 que en 2010 (Cuadro 3). En el 2009 las cinco primeras cosechas registraron la acidez mayor y fueron significativamente diferentes a los de la sexta y séptima cosecha. En el 2010 AT también fue estadísticamente diferente entre cosechas, los valores mayores se registraron en los frutos de la tercera, cuarta y quinta cosechas y los menores en la primera, segunda y sexta cosecha.

Centurión *et al.* (2008) señalaron que AT disminuye de 1.2 a 0.4 % en los últimos 5 d de maduración de los frutos de pitahaya; por lo tanto, la diferencia de solo un día entre cosechas puede generar diferencias de AT. Esto ayudaría a explicar las diferencias en nuestro estudio. Así, los frutos de pitahaya deberían tener AT mínima de 0.24 % para asegurar que su sabor sea agradable; este valor es superado por las pitahayas producidas en el Valle de Culiacán en los años de evaluación.

La RSA de los frutos de pitahaya fue diferente entre 2009 y 2010. En 2009 los frutos de la sexta y séptima cosechas presentaron RSA mayores y significativamente diferentes al resto de las cosechas. En 2010 el valor mayor de RSA (46.8) se registró en los frutos de la sexta cosecha y el mínimo (19.3) en la cuarta cosecha; la diferencia fue significativa (Cuadro 3).

El valor ideal de RSA para el consumo de frutos de *H. undatus* debe ser menor a 40 (Nerd *et al.*, 1999; To *et al.*, 2002). Un valor menor (33.5) fue obtenido en frutos cosechados en Yucatán (Centurión *et al.*, 2008). Una RSA superior a 40 se obtendría en frutos insípidos, por la pérdida de los ácidos orgánicos durante la respiración (To *et al.*, 2002). En nuestro estudio los frutos tuvieron índices de calidad de RSA, inferiores al valor máximo establecido como límite.

al., 1999; To *et al.*, 2002). A lower value (33.5) was obtained from fruits harvested in Yucatan (Centurion *et al.*, 2008). An index of higher than 40 TSS/TA ratio would be obtained in tasteless fruits due the loss of organic acids during respiration (To *et al.*, 2002). In our study, fruit had TSS/TA ratio quality indices below the maximum value set limit.

CONCLUSIONS

The pitahaya bloom in the Culiacán Valley began in June and ended in September and October. In this period between five and seven flowering cycles occurred. The onset of flowering is associated with increased relative humidity and temperature. The performance of the orchard, between 10 and 13.4 Mg ha⁻¹, was fair and agree with the age of the orchard. Pitahaya fruits from this region meet quality indicators in Mexico and other producing countries, according to their size, weight, pulp content, external color, TSS, TA and TSS/TA ratio.

—End of the English version—



CONCLUSIONES

La floración de la pitahaya en el Valle de Culiacán inició en junio y concluyó entre septiembre y octubre. En este periodo ocurrieron entre cinco y siete ciclos de floración. El inicio de la floración se asoció con el incremento de la humedad relativa y la temperatura. El rendimiento del huerto, entre 10 y 13.4 Mg ha⁻¹, fue regular y acorde con la edad del cultivo. Los frutos de pitahaya de esta región cumplen con los indicadores de calidad señalados en México y otros países productores, según su tamaño, peso, contenido de pulpa, color externo, SST, AT y relación SST/AT.

AGRADECIMIENTOS

A Fundación Produce Sinaloa, A. C., Zona Centro, por el apoyo financiero. A la M. C. Laura Aracely Contreras Angulo, M. C. Rosabel Vélez de la Rocha, Ing. Rosalba Contreras Martínez y M. C. María Emilia Ibarra Zazueta, por su colaboración en los trabajos de campo y laboratorio.

LITERATURA CITADA

- AOAC. Association of Official Analytical Chemists. 1998. Official Methods of Analysis. 16th ed. S. Williams (ed). Published by the Association of Official Analytical Chemists. Washington, D. C. USA. CD-Rom.
- Balois-Morales, R., C. B. Peña-Valdivia, y V. B. Arroyo-Peña. 2013. Síntomas y sensibilidad al daño por frío de frutos de pitahaya (*Hylocereus undatus* (Haw.) Britton & Rose) durante la poscosecha. *Agrociencia* 47: 795-813.
- Barbeau, G. 1990. La pitahaya rouge, un nouveau fruit exotique. *Fruits* 45(2): 141-147.
- Bárceñas A., P. L. Tijerina Ch., y A. Quevedo N. 2002. La Zonificación de Cultivos en México. Serie Cuadernos CBS No. 42. Universidad Autónoma Metropolitana. México. 64 p.
- Brunini, M. A., e S. S. Cardoso. 2011. Qualidade de pitaias de polpa branca armazenadas em diferentes temperaturas. *Revista Caatinga, Mossoró* 24: 78-84.
- Cáliz de Dios, H., R. Castillo M., A. Rodríguez C., y R. Castañeda C. 2005. El cultivo de la pitahaya en el trópico. Instituto para el Desarrollo de Sistemas de Producción del Trópico Húmedo de Tabasco. Gobierno del Estado de Tabasco. 110 p.
- Castillo M., R. 2006. Aprovechamiento de la pitahaya: bondades y problemáticas. *Caos Conciencia* 1: 13-18.
- Castillo M., R., y Y. D. Ortiz H. 1994. Floración y fructificación de Pitahaya en Zaachila, Oaxaca. *Rev. Fitotec. Mex.* 17: 12-19.
- Castillo M., R., H. Cáliz de Dios, y A. Rodríguez C. 1996. Guía técnica para el cultivo de pitahaya. CONACyT, UQRoo, INIFAP, Universidad Autónoma Chapingo, 158 p.
- Castillo M., R., M. Livera M., y G. J. Márquez G. 2005. Caracterización morfológica y compatibilidad sexual de cinco genotipos de pitahaya (*Hylocereus undatus*). *Agrociencia* 39: 183-194.
- Centurión, Y., A., R., S. Solís P., C. Saucedo V., R. Báez S., y E. Sauri D. 2008. Cambios físicos, químicos y sensoriales en frutos de pitahaya (*Hylocereus undatus*) durante su desarrollo. *Rev. Fitotec. Mex.* 31: 1-5.
- Crane, J. H., and C. F. Balerdi. 2005. The Pitaya (*Hylocereus undatus* and other spp.) in Florida. *Trop. Res. Educ. Ctr., Univ. of Florida, Homestead*. http://miami-dade.ifas.ufl.edu/pdfs/tropical_fruit/THE%20PITAYA%20in%20Florida.pdf. (Consulta: octubre, 2013).
- Díaz M., D., H. 2002. Fisiología de Árboles Frutales. AGT Editor. S. A. México. 390 p.
- Esquivel P., y Y. Araya Q. 2012. Características del fruto de la pitahaya (*Hylocereus* sp.) y su potencial de uso en la industria alimentaria. *Rev. Ven. Cienc. Tecnol. Alim.* 3: 113-129.
- García B., M., E., y O. Quirós, M. 2010. Análisis del comportamiento de mercado de la pitahaya (*Hylocereus undatus*) en Costa Rica. *Tecnol. Marcha* 23: 14-24.
- García E. 1988. Modificaciones al Sistema de Clasificación Climática de Köppen. Offset Larios. México, D. F. 217 p.
- Gunaseena, H. P. M., D. K. N. G. Pushpakumara, and M. Kariyawasam. 2007. Dragon Fruit. *Hylocereus undatus* (Haw.) Britton and Rose. In: Pushpakumara D. K. N. G., H. P. M. Gunaseena, and V. P. Singh (eds). Underutilized fruit trees in Sri Lanka. World Agroforestry Centre, South Asia Office, New Delhi, India. pp: 111-141.
- Hoa, T. T., C. J. Clark, B. C. Waddell, and A. B. Woolf. 2006. Postharvest quality of dragon fruit (*Hylocereus undatus*) following disinfesting hot air treatments. *Postharvest Biol. Tec.* 41: 62-69.
- Jaya, I. K. D. 2010. Morphology and physiology of pitaya and its future prospects in Indonesia. *Crop. Agro.* 1: 44-50.
- Jiang, Y. L., T. S. Lin, Ch. L. Lee, Ch. R. Yen, and W. J. Yen. 2011. Phenology, canopy composition, and fruit quality of yellow pitaya in tropical Taiwan. *HortScience* 46: 1497-1502.
- Jiang, Y. L., Y. Y. Liao, T. S. Lin, Ch. L. Lee, Ch. R. Yen, and W. J. Yang. 2012. The photoperiod-regulated bud formation of red pitaya (*Hylocereus* sp.). *HortScience* 47: 1063-1067.
- Le Bellec, F., F. Vaillant, and E. Imbert. 2006. Pitahaya (*Hylocereus* spp.): a new fruit crop, a market with a future. *Fruits* 61: 237-250.
- Marques, B., V., R. A. Moreira, J. D. Ramos, N. A. de Araújo, e F. O. dos R. Silva. 2011. Fenología reproductiva de pitaiá vermelha no município de Lavras, MG. *Ciência Rural, Santa Maria* 41: 984-987.
- McMahon, G. 2003. Pitaya (Dragon Fruit). Department of Primary Industry, Fisheries and Mines. Crop Forestry and Horticulture Division, Darwin NT. Fact Sheet 12. 2 p.
- Meráz A., M. del R., M. A. Gómez C., y R. Schwentesius R. 2003. Pitahaya de México-Producción y Comercialización en el Contexto Internacional. In: Flores V., C. A. (ed.). Pitayas y Pitahayas. CIESTAAM, Universidad Autónoma Chapingo. pp: 99-116.
- Merten, S. 2003. A Review of *Hylocereus* Production in the United States. *J. Prof. Assoc. Cactus Develop.* 1: 98-105.
- MINITAB (2011) Statistical Software, Release number 16.0. www.minitab.com (Consulta: Noviembre, 2012).
- Mizrahi, Y., and A. Nerd. 1999. Climbing and columnar cacti: New arid land fruit crops. In: J. Janick (ed). Perspectives on New Crops and New Uses. ASHS Press, Alexandria, VA. pp: 358-366.
- Mizrahi, Y., A. Nerd, and Y. Sitrit. 2002. New fruits for arid climates. In: Janick, J., and A. Whipkey (eds). ASHS Press: New Trends in New Crops and New Uses. Alexandria, VA. pp: 378-384.
- Mizrahi, Y., E. Raveh, E. Yossov A. Nerd, and J. Ben-Asher. 2007. New fruit crops with high water use efficiency. In: Janick, J., and A. Whipkey (eds). Issues in New Crops and New Uses. ASHS Press, Alexandria, VA. pp: 378-384.
- Nerd, A., F. Guttman, and Y. Mizrahi. 1999. Ripening and postharvest behaviour of fruits of two *Hylocereus* species (Cactaceae). *Posthar. Biol. Technol.* 17: 39-45.
- Nerd, A., Y. Sitrit, R. A. Kaushik, and Y. Mizrahi. 2002. High summer temperatures inhibit flowering in vine pitaya crops (*Hylocereus* spp.). *Scientia Horticulturae* 96: 343-350.
- Ortiz H., Y. D., y J. A. Castillo S. 2012. Pitahaya (*Hylocereus* spp.): a short review. *Comunicata Scientiae* 3:220-237.
- Osuna E., T., M. E. Ibarra Z., M. D. Muy R., J. B. Valdez T., M. Villarreal R., y S. Hernández V. 2011. Calidad poscosecha de frutos de pitahaya (*Hylocereus undatus* Haw.) cosechados en tres estados de madurez. *Rev. Fitotec. Mex.* 34: 63-72.
- Pushpakumara, D. K. N. G., H. P. M. Gunaseena, and M. Kariyawasam, 2005. Flowering and fruiting phenology, pollination vectors and breeding system of Dragon Fruit (*Hylocereus* spp.). *Sri Lankan J. Agric. Sci.* 42: 81-91.

- Rodríguez C. 2000. Pitahayas. Estado Mundial de su Cultivo y Comercialización. Fundación Yucatán Produce, A. C., Universidad Autónoma de Chapingo. Maxcanú, Yucatán, México. 153 p.
- To, L. V., N. Ngu, N. D. Duc, and H. T. T. Huong. 2002. Dragon fruit quality and storage life: effect of harvest time, use of plant growth regulators and modified atmosphere packaging. *Acta Horticulturae* 575: 611-621.
- Zegbe J. A., and J. Mena, C. 2009. Flower bud thinning in 'Rojo Liso' cactus pear. *J. Hortic. Sci. Biotechnol.* 84: 595-598.

CRECIMIENTO DEL *Schizolobium parabyba* var. *amazonicum* CULTIVADO EN PRESENCIA DE *Ananas comosus* var. *erectifolius* EN PARÁ, BRASIL

GROWTH OF *Schizolobium parabyba* var. *amazonicum* CROPPING IN PRESENCE OF *Ananas comosus* var. *erectifolius* IN PARA STATE, BRAZIL

I. Maria Castro-Coimbra Cordeiro^{1*}, Moises Cordeiro Mourão-de Oliveira Junior², Aderaldo Batista-Gazel Filho³,
P. Luiz Contente-de Barros¹, Osmar Alves-Lameira², Francisco de Assis Oliveira¹

¹Universidade Federal Rural da Amazônia-UFRA, Belém, Pará, Brasil. (iracema3c@gmail.com), (paulo.contente@ufra.edu.br), (francisco.oliveira@ufra.edu.br) ²Embrapa Amazônia Oriental (moises.mourao@embrapa.br), (agazel@uol.com.br), (osmar.lameira@embrapa.br)

RESUMEN

El incremento en la perturbación ambiental y la presión mundial para preservar la selva amazónica han fomentado el cultivo de especies nativas. Con el objetivo de evaluar el crecimiento de *Schizolobium parabyba* var. *amazonicum* (Huber ex Ducke) barneby cultivado en presencia de componentes agrícolas como *Ananas comosus* var. *erectifolius*, se desarrolló un estudio en la Estación Experimental de la empresa Tramontina Belem S.A., ubicada en la Ciudad de Aurora do Pará (PA), Brasil. El diseño experimental fue factorial de bloques completos al azar con parcelas subdivididas en el tiempo, para que los arreglos formaron los tratamientos de la parcela y las subparcelas fueron el tiempo de observación, con seis tratamientos y cuatro repeticiones: 1) *S. parabyba* var. *amazonicum*, *Cordia goeldiana* y *Switenia macrophylla*: GLC; 2) *S. parabyba* var. *amazonicum*, *C. goeldiana*, *S. macrophylla* y *A. comosus* var. *erectifolius*: GLC; 3) *S. parabyba* var. *amazonicum* y *C. goeldiana*: GL; 4) *S. parabyba* var. *amazonicum*, *C. goeldiana* y *A. comosus* var. *erectifolius*: GLC; 5) *S. parabyba* var. *amazonicum*: G; y 6) *S. parabyba* var. *amazonicum* y *A. comosus* var. *Erectifolius*: Gc. La distancia entre las especies forestales fue 4 x 3 m y para las plantas de *A. comosus* 0.80 m x 0.50 m. El tamaño de la parcela fue 18 x 24 m con cuatro repeticiones por tratamiento, el total de parcelas fue 24 y de área experimental 10 368 m². Las variables analizadas para inferir el crecimiento del componente forestal fueron altura (H) y diámetro a la altura del pecho (DAP), cada 6 meses durante 3 años. En los seis sistemas de cultivo la tasa semestral de crecimiento de la altura y DAP de *S. parabyba* var. *amazonicum* fue mayor en los dos primeros años, y siguió con una tendencia de crecimiento lento y continuo durante

ABSTRACT

The increase in environmental disturbance and global pressure to preserve the Amazon rainforest have encouraged the cultivation of native species. With the objective of evaluating the growth of *Schizolobium parabyba* var. *amazonicum* (Huber ex Ducke) barneby cultivated in the presence of agricultural components such as *Ananas comosus* var. *erectifolius*, we conducted this study in the Experimental Station of the company Tramontina Belem S.A., located in the City of Aurora do Pará (PA), Brazil. The experimental design was a factorial randomized complete blocks with plots split over time, so that the arrangements comprising the treatments of the plots and subplots were the observation time with six treatments and four repetitions: 1) *S. parabyba* var. *amazonicum*, *Switenia macrophylla* and *Cordia goeldiana*: GLC; 2) *S. parabyba* var. *amazonicum*, *C. goeldiana*, *S. macrophylla* and *A. comosus* var. *erectifolius*: GLC; 3) *S. parabyba* var. *amazonicum* and *C. goeldiana*: GL; 4) *S. parabyba* var. *amazonicum*, *C. goeldiana* and *A. comosus* var. *erectifolius*: GLC; 5) *S. parabyba* var. *amazonicum*: G; and 6) *S. parabyba* var. *amazonicum* and *A. comosus* var. *erectifolius*: Gc. The distance between forest species was 4 x 3 m and for plants of *A. comosus* 0.80 m x 0.50 m. The plot size was 18 x 24 m with four replicates per treatment, with a total of 24 plots and an experimental area of 10,368 m². The variables analyzed to infer the growth of the forest component were height (H) and diameter at breast height (DBH), every 6 months for 3 years. In the six cropping systems the semiannual growth rate of height and DAP of *S. parabyba* var. *amazonicum* was higher in the first two years, and continued with a slow and steady trend of growth during the 36 months of the study. We observed a positive effect of the presence of *A. comosus* var. *erectifolius* in the growth of *S. parabyba* var. *amazonicum* plants.

* Autor responsable ♦ Author for correspondence.

Recibido: noviembre, 2014. Aprobado: septiembre, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en Agrobiencia 50: 79-88. 2016.

los 36 meses de estudio. El efecto positivo de la presencia de *A. comosus* var. *erectifolius* se observó en el crecimiento de las plantas de *S. parahyba* var. *amazonicum*.

Palabras clave: Amazonia, agroforestería, monocultivos y áreas degradadas.

INTRODUCCIÓN

En el estado de Pará, en la Amazonia brasileña, las plantaciones forestales y agroforestales con especies nativas están en aumento. La disponibilidad de áreas perturbadas y la presión mundial para preservar la selva amazónica, han permitido la implantación de monocultivos, consorcios, cortavientos y sistemas agroforestales; la especie arbórea *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* es la más utilizada en estos cultivos. Cordeiro *et al.* (2009) observaron que estos sistemas generan beneficios ecológicos y aumentan la oferta de madera para reforestación y los ingresos de los pobladores que manejan las áreas cultivadas; por lo que son una alternativa para restablecer zonas con grados diferentes de degradación y áreas abandonadas por la agricultura nómada. Pero, para promover la estabilidad de estos cultivos se necesita planificar los productos forestales, controlar el proceso de la operación, el aumento de las ganancias y mantener el equilibrio entre oferta, demanda y ambiente. Con este propósito, se debe aplicar un conjunto de técnicas para la gestión de las unidades de manejo forestal. Estas técnicas son fundamentales para estimar la productividad de especies locales, ya que contribuyen a la determinación de la cosecha anual en el período de rotación de las especies adecuadas (Vargas-Larreta *et al.*, 2010). Por lo tanto, un reto importante en la selva amazónica es reforestar las áreas degradadas con especies nativas que cumplan con las necesidades industriales para mejorar la productividad.

De los diferentes sistemas de cultivo utilizados en el estado de Pará, las plantaciones con *S. parahyba* var. *amazonicum* (Huber ex Ducke) barneby (gavilán) tienden a ser la fuente principal de materia prima para la fabricación de chapas y contrachapados. La opción por la especie es por su excelente respuesta silvícola, con respecto a un crecimiento superior a la mayoría de las especies (Cordeiro *et al.*, 2009), por sus propiedades físicas y mecánicas para laminación (Lanza de Sá, 2004) y en el empleo en las vigas de madera laminada (Terezo y Szucs, 2010). La especie crece de forma natural en la Amazonía, especialmente en

Key words: Amazon, agroforestry, monocultures and degraded areas.

INTRODUCTION

In the state of Pará in the Brazilian Amazon, forest and agroforestry plantations with native species are on the rise. The availability of disturbed areas and global pressure to preserve the Amazon rainforest have allowed the introduction of monocultures, consortia, windbreaks and agroforestry systems; the tree species *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* is the most used in these crops. Cordeiro *et al.* (2009) found that these systems generate environmental benefits and increase the supply of wood for reforestation and income for the people who manage the cultivated areas; so they are an alternative to restore areas with different degrees of degradation and abandoned by shifting cultivation. But to promote stability of these crops you need to plan forest products, control the process of operation, increase profits and maintain the balance between supply, demand and environment. For this purpose, you must apply a set of techniques to manage forest management units. These techniques are essential to estimate productivity of local species, since they contribute to the determination of the annual crop in the rotation period of the appropriate species (Vargas-Larreta *et al.*, 2010). Therefore, a major challenge in the Amazon jungle is to reforest degraded areas with native species that meet industry needs to improve productivity.

Of the different farming systems used in the state of Pará, *S. parahyba* var. *amazonicum* (Huber ex Ducke) barneby (gavilán) plantations tend to be the main source of raw material for the manufacture of veneer and plywood. The choice of the species is due to its excellent forestry response since its growth is superior to most species (Cordeiro *et al.* 2009), also its physical and mechanical properties for lamination are optimum (Lanza de Sá, 2004) as well as its use in laminated wood beams (Terezo and Szucs, 2010). The species grows naturally in the Amazon, especially in Brazil, in areas of primary and secondary forests, upland soils (Ducke, 1939; Pereira *et al.*, 1982). In Pará, during the period 2007-2009, the areas reforested with *S. parahyba* var. *amazonicum* increased from 41 100 to 79 159 ha, and went from 11 to 18.6 % of the total plantations with other species, as *Switenia macropylla*, *Bertolhetia excelsa*, *Eucalyptus* sp., *Tectona grandis* (SBS, 2013).

Brasil, en las zonas de bosques primarios y secundarios, en suelos de tierras altas (Ducke, 1939; Pereira *et al.*, 1982). En Pará, durante el período de 2007 a 2009, las áreas reforestadas con *S. parahyba* var. *amazonicum* aumentaron de 41 100 a 79 159 ha, y pasaron de 11 a 18.6 % del total de las plantaciones con otras especies como *Swietenia macropylla*, *Bertolletia excelsa*, *Eucalyptus* sp., *Tectona grandis* (SBS, 2013).

Los estudios de crecimiento en los trópicos son limitados, a menudo porque los anillos de crecimiento de los árboles no son visibles. Las investigaciones dendrocronológicas están relacionadas con especies introducidas, de crecimiento rápido, principalmente *Pinus* y *Eucalyptus*. Por tanto, el crecimiento de árboles y las diversas condiciones climáticas se obtienen a través de mediciones periódicas de variables, como diámetro, altura, volumen, peso, y biomasa. Los estudios de Pereira *et al.* (1982), Rondón (2002), Tonini *et al.* (2006) y Nascimento *et al.* (2012) en plantaciones de gavián, identificaron que los factores climáticos, el suelo, la topografía, la competencia biológica, inter e intra específica y otros subproductos de las actividades humanas (adelgazamiento del suelo e incendios), con frecuencia afectan los procesos fisiológicos, y se reflejan sobre la altura y el diámetro.

Cordeiro *et al.* (2009) observaron que los sistemas de cultivo influyen sobre el crecimiento de la especie y, además, en plantíos de gavián la combinación apropiada de especies con valor económico permite mejor uso del espacio y genera beneficios sociales y ambientales. En este sentido, el cultivo de *A. comosus* var. *erectifolius* (curauá), bromelia productora de fibra, asociado con *S. parahyba* var. *amazonicum* se justifica por el uso del sitio en los primeros años del establecimiento de especies forestales, junto con la posibilidad de obtener ingresos de la producción de hojas, semillas y fibras con varios cultivos. Así se generan beneficios e ingresos en un período corto, y aumenta el crecimiento del *S. amazonicum* (Cordeiro *et al.*, 2010). Además de estas respuestas y las características de la especie, se necesita información sobre los cambios en las condiciones de crecimiento de las especies nativas.

Las diferencias en el crecimiento en plantaciones de *Schizolobium*, en relación con la presencia del componente agrícola puede explicar el desarrollo del gavián. Como forma de verificar esta influencia, el objetivo de este estudio fue examinar el crecimiento en altura y diámetro de *S. parahyba* var. *amazonicum* en

Studies of growth in the tropics are limited, often because the growth rings of trees are not visible. Dendrochronological researches are related to introduced and fast-growing species, mainly *Pinus* and *Eucalyptus*. Therefore, the growth of trees and the various climatic conditions data are obtained through periodic measurements of variables such as diameter, height, volume, weight, and biomass. Studies by Pereira *et al.* (1982), Rondón (2002), Tonini *et al.* (2006) and Nascimento *et al.* (2012) in gavián plantations found that climatic factors, soil, topography, biological inter- and intra-specific competition and other byproducts of human activities (thinning of the ground and fires), often affect physiological processes and are reflected on the height and diameter.

Cordeiro *et al.* (2009) found that the cropping systems influence the growth of the species; also in gavián plantations the appropriate mix of species with economic value makes a better use of space and generates social and environmental benefits. In this respect, the cultivation of *A. comosus* var. *erectifolius* (curauá), bromeliad producer of fiber, associated with *S. parahyba* var. *amazonicum*, is justified by the use of the site in the early years of the establishment of forest species, along with the possibility to earn income from the production of leaves, seeds and fibers with various crops. Thus, profits and income are generated in a short period, and the growth of *S. amazonicum* increases (Cordeiro *et al.*, 2010). In addition to these responses and characteristics of the species, there is a need for information on changes in the growing conditions of native species.

The differences in growth in *Schizolobium* plantations in relation to the presence of the agricultural component can explain the development of gavián. As a way to verify this influence the objective of the study was to examine the growth in height and diameter of *S. parahyba* var. *amazonicum* in the presence and absence of the agricultural component *Ananas comosus* var. *erectifolius* in Aurora do Pará, Brazil.

MATERIALS AND METHODS

Study area

We conducted the study in the area of the company Tramontina Belem S.A., at kilometer 60 Br 010, located in the Municipality of Aurora do Pará (PA), 02° 08' 02" S, 47° 32'

presencia y ausencia del componente agrícola *Ananas comosus* var. *erectifolius* en Aurora do Pará, Pará, Brasil.

MATERIALES Y MÉTODOS

Área de estudio

El estudio se realizó en el área de la empresa Tramontina Belem SA, km 60 al Br 010, ubicada en el Municipio de Aurora do Pará (PA), 02° 08' 02" S, 47° 32' 00" O, a 50 m de altitud. El clima en la clasificación de Thornthwaite es del tipo Am3 tropical húmedo (Martorano *et al.*, 1993) y el suelo es un Latosol amarillo, de textura areno arcillosa, recubierta de pastos abandonados, con predominio de quiquio de la amazonia (*Brachiaria humidicola* (Rendle) Schweick).

Los datos climatológicos en una estación ubicada a 1 km del área experimental indican una temperatura promedio anual de 26 °C, precipitaciones anuales de 2000 mm, y humedad relativa de 74 %. Durante el estudio las condiciones climáticas fueron estables, dentro del rango de normalidad para la región (INMET, 2015). Las plantas del sistema pertenecen al conjunto de árboles utilizado por la empresa, pero en el estudio se dio énfasis a *Schizolobium* (Cuadro 1).

Diseño experimental

El diseño experimental fue de bloques completos al azar mediante parcelas subdivididas en el tiempo, de forma que los arreglos en los sistemas de cultivo formaron los tratamientos de la parcela y las subparcelas fueron el periodo de observación. Las 24 parcelas rectangulares tenían 432 m² (18 x 24 m) y estaban compuestas por siete hileras de siete plantas cada una, con un total de 1176 individuos en presencia de *A. comosus* var. *erectifolius*, distribuidos en 10 368 m². En este estudio todas las plantas de *S. parahyba* var. *amazonicum* presentes fueron consideradas.

La combinación de las plantaciones forestales de gavián (*S. parahyba* var. *amazonicum*), laurel (*C. goeldiana*) y caoba

00" W, 50 m high. The climate according to the classification of Thornthwaite is tropical moist Am3 (Martorano *et al.*, 1993) and the soil is a yellow Latosol, of loamy sandy texture, covered with abandoned pastures, dominated by the Amazon quiquio (*Brachiaria humidicola* (Rendle) Schweick).

Climatological data at a station located 1 km from the experimental area indicated an average annual temperature of 26 °C, annual rainfall of 2000 mm, and relative humidity of 74 %. During the study weather conditions were stable within the normal range of the region (INMET, 2015). The plants belonged to the set of trees used by the company, but in our study we focused on *Schizolobium* (Table 1).

Experimental design

The experimental design was randomized complete blocks with plots split in time, so that the arrangements in cropping systems constituted the plot treatment, and the subplots were the observation period. The rectangular plots of 432 m² (18 x 24 m) were composed of seven rows of seven plants each, with a total of 1176 individuals in the presence of *A. comosus* var. *erectifolius* spread over 10 368 m². In this study we included all the plants of *S. Parayba* var. *amazonicum* present in the site.

The combination of gavián forest plantations (*S. parahyba* var. *amazonicum*), laurel (*C. goeldiana*) and mahogany (*S. macrophylla*) (Table 1) with and without the presence of the agricultural component *A. comosus* var. *erectifolius* resulted in the following treatments: 1) Gavián, Laurel and Caoba (Mahogany) (GLC); 2) Gavián, Laurel and Caoba (Mahogany) and curauá (GLCc); 3) Gavián and Laurel (GL); 4) Gavián, Laurel and curauá (GLc); 5) Gavián (G); and 6) Gavián and curauá (Gc).

The planting of forest species (gavián, laurel and caoba [mahogany]) was manual in the 4 m x 3 m, and 0.80 m x 0.50 m plots of curauá. We used livestock manure (500 g per tree) and chicken litter (150 g per tree) to fertilize trees and agricultural crops. In the first two years we applied chemical fertilizers at the beginning and end of the rainy season (January to June) using the

Cuadro 1. Especies y número (N) de componentes de la planta en los sistemas instalados en el estudio experimental Tramontina Belém SA, Aurora do Pará (PA), Brasil.

Table 1. Species and number (N) of the plant components in the systems installed in the experimental study Tramontina Belém do Pará Aurora AS, Brazil.

Nombre común	Nombre científico	Familia	N
Gavián (G)	<i>Schizolobium parahyba</i> var. <i>amazonicum</i> (Huber ex Ducke) Barneby	Fabaceae	1040
Laurel (L)	<i>Cordia goeldiana</i> Huber	Boraginaceae	96
Caoba (C)	<i>Swietenia macrophylla</i> King	Meliaceae	40
Curauá (c)	<i>Ananas comosus</i> var. <i>erectifolius</i> L.B.Smith	Bromeliaceae	9758

(*S. macrophylla*) (Cuadro 1) con y sin la presencia del componente agrícola *A. comosus* var. *erectifolius*, dio como resultado los siguientes tratamientos: 1) Gavilán, Laurel y Caoba (GLC); 2) Gavilán, Laurel y Caoba y el curauá (GLCc); 3) Gavilán y Laurel (GL); 4) Gavilán, Laurel y curauá (GLc); 5) Gavilán (G); y 6) Gavilán y curauá (Gc).

La siembra de las especies forestales (gavilán, laurel y caoba) fue manual en la parcela de 4 m x 3 m y en la parcela de 0.80 m x 0.50 m de curauá. Para abonar las especies arbóreas y agrícolas se utilizó estiércol de ganado (500 g por árbol) y desechos de pollo (150 g por árbol). En los primeros dos años se aplicaron fertilizantes químicos al inicio y al final de la temporada de lluvias (enero a junio), con NPK 10:28:20 (150 g por planta) para las especies forestales y 10:10:10 (10 g por planta) para curauá.

Variables y análisis estadístico

En cada parcela se midió con cinta métrica el diámetro de cada planta a 1.30 m del suelo, y la altura total (H) con una cinta de aluminio de 8 m, graduada de 10 a 10 cm, las alturas superiores a esta medida se obtuvieron a partir de estimaciones.

Las plantaciones se midieron en intervalos de 6 meses a partir de 6, 12, 18, 24, 30 y 36 meses; en la última medición las plantas tenían 3, 4 y 5 años de edad. Con datos de crecimiento se realizó a ANDEVA, las medias se compararon con la prueba SNK ($p \leq 0.05$) y para el análisis gráfico se usó SAS 9.1 (SAS Institute, 1999).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El crecimiento H y DAP mostraron diferencias significativas ($p \leq 0.05$) entre los sistemas de siembra con presencia y ausencia de curauá a 3 y 5 años de edad, y diferencia altamente significativa a los 4 años; ($p \leq 0.01$). Además, hubo diferencias significativas de la fuente de variación en el tiempo ($p \leq 0.05$). La interacción época de siembra por cultivo en las plantas de gavilán con 3 y 5 años de edad fue significativa ($p \leq 0.05$), pero no con la de 4 años ($p \geq 0.05$) (Cuadro 2).

Las plantas de gavilán de 3 y 4 años de edad en presencia de curauá difirieron significativamente de aquellas en ausencia de las especies agrícolas (Cuadro 3). Las plantas de los sistemas de cultivo con cinco años no continuaron la misma tendencia de las plantas más jóvenes. Según Cordeiro *et al.* (2006), el aumento inicial en el crecimiento impulsado por los fertilizantes y los residuos de hojas de bromelia, depositados en el suelo después de cada cosecha, justifica la adopción de la técnica.

formula NPK 10:28:20 (150 g per plant) for forest species, and 10:10:10 (10 g per plant) for curauá.

Variables and statistical analysis

In each plot we measured with a measuring tape the diameter of each plant at 1.30 m high, and total height (H) with an aluminum tape 8 m long, marked every 10 cm. The measurements above this level were obtained from estimates.

Plantations were measured at intervals of 6, 12, 18, 24, 30 and 36 months; in the last measurement the plants were 3, 4 and 5 years of age. Growth data were subjected to ANOVA; the means were compared with SNK test ($p \leq 0.05$) and for graphical analysis we used SAS 9.1 (SAS Institute, 1999).

RESULTS AND DISCUSSION

The growth of H and DBH showed significant differences ($p \leq 0.05$) between planting systems with presence and absence of curauá at 3 and 5 years of age, and a highly significant difference at 4 years of age ($p \leq 0.01$). Moreover, there were significant differences of the variation source over time ($p \leq 0.05$). The interaction time for sowing per crop in gavilán plants of 3 and 5 years of age was significant ($p \leq 0.05$), but not for the 4 year-old plant ($p > 0.05$) (Table 2).

Gavilán plants of 3 and 4 years old in the presence of curauá differed significantly from those grown in the absence of agricultural species (Table 3). Growing systems plants, five years old, did not follow the same trend of younger plants. According to Cordeiro *et al.* (2006), the initial increase in growth driven by fertilizers and bromeliad leaves residues deposited on the soil after each harvest, justifies the adoption of the technique.

Plants cultivated in the presence of curauá showed higher growth in DAP, as compared to farming systems of the same age in the absence of agricultural crop (Table 3). Ohashi *et al.* (2010), Silva *et al.* (2011) and Ruivo *et al.* (2012) obtained similar results, whereby the gavilán crop planted with the agricultural species, regardless of the plantation age, showed an average increase of 9.5, 15.1, 18.07 and 11.5 m high, and 20.36, 11.6, 14.42 and 25.74 cm in diameter, with respect to plants in monoculture.

The growth trend of plants was similar during the experimental period, and between 12 and 24 months there was a significant increase in growth followed by

Cuadro 2. Cuadrados medios (CM) para las variables altura (H) y diámetro a la altura al pecho (DAP) en las plantaciones de *Schizolobium parabyba* var. *amazonicum* con tres, cuatro y cinco años de edad, en los sistemas de cultivo con presencia y ausencia de *Ananas comosus* var. *erectifolius*, Pará, Brasil.

Table 2. Mean square (CM) for height (H) and diameter at breast height (DBH) variables in plantations of *Schizolobium parabyba* var. *amazonicum* with three, four and five years old, in cropping systems with presence and absence of *Ananas comosus* var. *erectifolius*, Pará, Brazil.

Fuentes de variación	Edad (años)					
	3		4		5	
	H(m)	DAP(cm)	H (m)	DAP(cm)	H(m)	DAP(cm)
Sistemas de cultivo	26.236*	52.786*	128.81**	71.64**	3.081*	13.095*
Tiempo	57.32**	57.966**	19.554**	37.72**	9.85**	53.04**
Sist. Cultivo x Tiempo	1.280*	2.976*	0.315ns	3.60ns	0.61*	5.021*
CV1 (%)	27.31	18.79	14.85	25.93	10.19	10.84
CV2 (%)	7.20	6.22	6.65	10.72	2.98	2.50

*($p \leq 0.05$); **($p \leq 0.01$); NS: no significativo ($p > 0.05$) con el test F. CV(%)=coeficiente de variación ♦*($p \leq 0.05$) **($p > 0.01$); NS: not significant ($p \geq 0.05$) with F test. CV (%) = coefficient of variation.

Las plantas cultivadas en presencia de curauá mostraron un crecimiento en DAP superior respecto a los sistemas de cultivo de la misma edad en ausencia del cultivo agrícola (Cuadro 3). Ohashi *et al.* (2010), Silva *et al.* (2011) y Ruivo *et al.* (2012) obtuvieron resultados similares, por lo cual el gavián plantado con la especie agrícola, independiente de la edad de la plantación, muestra aumento promedio de 9.5, 15.1, 18.07 y 11.5 m de altura, y 20.36, 11.6, 14.42 y 25.74 cm de diámetro, respecto a las plantas en monocultivo.

La tendencia de crecimiento de las plantas fue similar durante el período experimental y entre 12 y 24 meses hubo un aumento considerable en el crecimiento y luego una tendencia ligera a disminuir. Así, para ambas variables se caracterizó la etapa juvenil

a slight decrease in growth. Thus, for both variables the juvenile stage and rectilinear period were characterized in height and partly diameter, but it was impossible to verify the seasonal growth period (Figures 1 and 2).

In trees, the variable height generally presented more pronounced changes in growth, especially in young age; the rapid change in height was evident in short periods of time. Therefore, gavián plants (Figure 1) in the systems studied are influenced in their growth not only in the initial stage, but also at later stages, as they depend on environmental conditions. Imaña-Encinas *et al.* (2005) observed that these variations in height and diameter of trees depend on several factors that limit growth, and are

Cuadro 3. Comparación de la altura (H) y el diámetro a la altura del pecho (DAP) de plantaciones de *Schizolobium parabyba* var. *amazonicum* con tres, cuatro y cinco años de edad, en presencia y ausencia de *Ananas comosus* var. *erectifolius*. Campo Experimental Tramontina AS, Aurora do Pará (PA), Brasil.

Table 3. Comparison of height (H) and diameter at breast height (DBH) of gavián plantations of three, four and five years old, in the presence and absence of curauá. Campo Experimental Tramontina AS, Aurora do Pará (PA), Brazil.

Edad (años)	Sistemas de cultivos (tratamientos)	Promedios	
		H (m)	DAP (cm)
3	Gavián-G	6.64 a	7.76 a
	Gavián y curauá-Gc	7.12 b	9.86 b
4	Gavián y Laurel-GL	7.06 a	9.99 a
	Gavián, Laurel y curauá-GLc	10.34 b	12.43 b
5	Gavián, Laurel y Caoba-GLC	9.26 a	12.85 a
	Gavián, Laurel, Caoba y curauá-GLCc	9.76 a	13.90 b

Promedios con diferente letra en una columna son estadísticamente diferentes (SNK; $p \leq 0.05$) ♦ Means with different letter in a column are statistically different (SNK; $p \leq 0.05$).

y el período rectilíneo para altura y en parte para el diámetro, pero fue imposible comprobar el período estacional de crecimiento (Figura 1 y 2).

En los árboles, la variable altura en general presentó modificaciones más acentuadas de crecimiento, en especial en edad joven; el cambio rápido en altura fue evidente en períodos cortos de tiempo. Por lo tanto, el crecimiento de las plantas de gavián (Figura 1) en los sistemas estudiados no está sólo influenciado en la fase inicial de crecimiento, sino también en fases posteriores ya que dependen de las condiciones ambientales. Imaña-Encinas *et al.* (2005) observaron que estas variaciones de altura y diámetro de los árboles dependen de factores diversos que limitan el crecimiento y no siempre es controlado o supervisado. Husch *et al.* (1982) afirmaron que para cada especie y cada árbol sería necesario un período para completar su ciclo de vida.

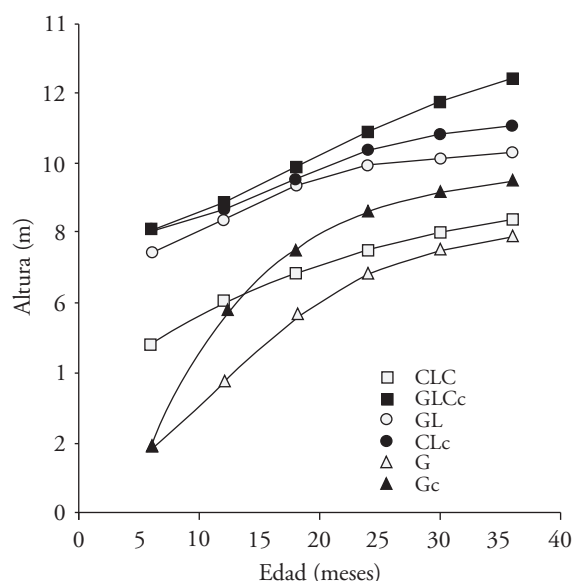


Figura 1. Variación en el crecimiento en altura de *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* entre los 6 y 36 meses de estudio en presencia y ausencia de *Ananas comosus* var. *erectifolius*. Estación Experimental Tramontina Belem SA, Aurora do Pará (PA). G: Gavián, L: Laurel; C: Caoba; c: curauá.

Figure 1. Variation in height growth of *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* between 6 and 36 months of study in the presence and absence of *Ananas comosus* var. *erectifolius*. Tramontina Belem Experimental Station SA, Aurora do Pará (PA). G: Gavián, L: Laurel; C: Mahogany (Caoba); c: curauá.

not always controlled or supervised. Husch *et al.* (1982) stated that for each species and tree a time period would be necessary to complete their life cycle. According to Schwartz *et al.* (2013), through silvicultural techniques, such as the adoption of different initial spacings and fertilizer application the behavior of growth can change and its curve can be anticipated.

The gavián is a fast growing species and its juvenile phase is very short (one to three years); the second phase extends for a longer period. The beginning of the stationary phase is difficult to determine accurately since it depends on factors such as climate and soil conditions.

Height growth is the result of the cell division activity in the bud or terminal. Then, due to the apical dominance of gavián, the growth process in height seems to be related to the intense production of auxin

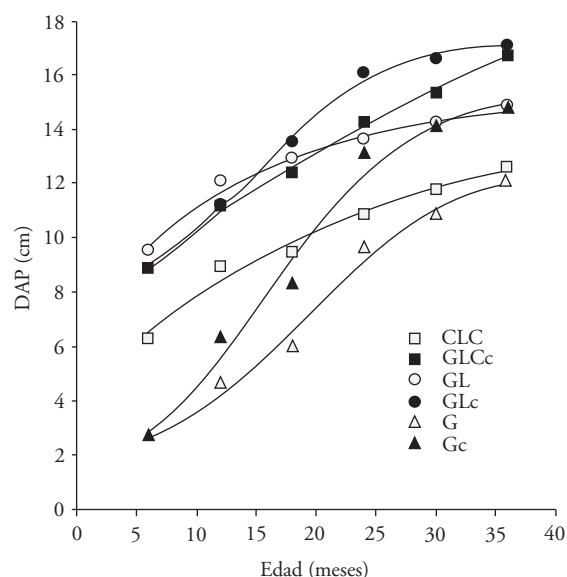


Figura 2. Variación en el crecimiento de *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* en diámetro a la altura del pecho (DAP) dentro de los 6 a 36 meses de estudio en presencia y ausencia de *Ananas comosus* var. *erectifolius*. Estación Experimental Tramontina Belem SA, Aurora do Pará (PA). G: Gavián, L: Laurel; C: Caoba; c: curauá.

Figure 2. Variation in the growth of *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* in diameter at breast height (DBH) within 6-36 months of study in the presence and absence of *Ananas comosus* var. *erectifolius*. Tramontina Belem Experimental Station SA, Aurora do Pará (PA). G: Gavián, L: Laurel; C: Mahogany (Caoba); c: curauá.

Schwartz *et al.* (2013), a través de técnicas silvícolas como la adopción de diferentes espaciamientos iniciales y la aplicación de fertilizantes, puede cambiar el comportamiento de crecimiento y anticipar dicha curva.

El gavilán es una especie de rápido crecimiento y la fase juvenil es muy corta (de uno a tres años) y la segunda fase se extiende por un período más largo. El inicio de la fase estacionaria es difícil determinar con precisión, pues depende de factores como condiciones climáticas y del suelo.

El crecimiento en altura es producto de la actividad de división celular en la yema apical o terminal. Así, por la dominancia apical del gavilán, el proceso de crecimiento en altura parece estar relacionado con la producción intensa de auxina y giberelina en el primer y segundo año, y su disminución después del tercer año. Este supuesto es consistente con los postulados de Morey (1980), de que las plantas leñosas tropicales de crecimiento rápido presentan ritmo acelerado en los dos primeros años, los reguladores de crecimiento difusible no son producidos y pasan a ser direccionados para la actividad cambial.

El crecimiento en diámetro fue acentuado en la etapa inicial, le siguió una tendencia de crecimiento lento y continuo entre los 12 y 18 meses, y se acentuó de nuevo entre los 18 y 24 meses. Después se observó una tendencia de crecimiento menos marcado hasta 36 meses (Figura 2). El aumento gradual del crecimiento en diámetro se da en términos de las actividades del cambio vascular (Husch *et al.*, 1982). En los árboles, el crecimiento en diámetro está influenciado principalmente por la edad, espaciamiento de plantío, y condiciones del sitio, así como por fitohormonas, factores ambientales inter-relacionados y genéticos. Así, Cordeiro *et al.* (2009) verificaron en plantas de gavilán de 12 meses de edad, una influencia positiva sobre el crecimiento del diámetro, cuando estas se asociaron con especies agrícolas.

La curva del diámetro se inició cuando el árbol alcanzó 1.30 m de altura, y la etapa juvenil ya había comenzado. Este tipo de crecimiento irrumpe bruscamente, mientras que la fase rectilínea por lo general tarda poco y la tasa anual disminuye de forma acentuada. Aunque gavilán presente este comportamiento, no es posible predecir cuál será el de las especies en las fases posteriores a la etapa juvenil, ya que el estudio se realizó sólo durante 36 meses. Scolforo (1994) informó que el valor de las variables es producido por la

and gibberellin in the first and second years, though it declines after the third year. This assumption is consistent with the findings by Morey (1980), who states that tropical woody plants of rapid growth have an accelerated pace in the first two years, and then the diffusible growth regulators are no longer produced, but directed to change (cambial) activity.

Diameter growth increased in the initial stage; it was followed by a slow and steady growth between 12 and 18 months, and rose again between 18 and 24 months. Then we observed a less marked growth trend up to 36 months (Figure 2). The gradual growth in diameter is given in terms of the activities of vascular change (Husch *et al.*, 1982). In trees, diameter growth is influenced mainly by age, plant spacing and site conditions, as well as plant hormones, and interrelated environmental and genetic factors. Thus, Cordeiro *et al.* (2009) verified in 12-month-old gavilán plants a positive influence on the growth of diameter when they were associated with agricultural species.

The diameter curve appeared when the tree was 1.30 m tall, and the juvenile stage had already begun. This type of growth occurs abruptly, whereas the rectilinear phase usually takes a while and the annual rate substantially decreases. Even when gavilán exhibited this behavior, it was not possible to predict that of the species in the stages after the juvenile, since the study covered a period of only 36 months. In this regard, Scolforo (1994) reported that the value of the variables was produced by the physiological activity of the plant (primary and secondary or exchange meristem), but decreased as the time period of observation of variables became less precise over the changes in biological growth, noting that the growth of a tree shows different variations in height, diameter, basal area, volume and weight, and depends on several factors that are not always controlled or monitored, such as genetic and interactions with the environment. In a study carried out in central Mexico with *Taxodium mucronatum*, Correa-Díaz *et al.* (2014) observed that climatic variables are indicators of the growth pace of trees. These authors suggested that temperature influences the plant meristematic activity and photosynthesis activity, which can lead to a higher growth during the growing season.

From the results, it is clear that the establishment of agroforestry meets the need

actividad fisiológica de la planta (meristemo primario y secundario o de cambio), pero disminuye a medida que el período de tiempo de observación de las variables pierde precisión en los cambios de crecimiento biológico, considerando que el crecimiento de un árbol muestra variaciones diversas en altura, diámetro, área basal, volumen y peso, y depende de factores no controlados ni supervisados siempre, como los genéticos y sus interacciones con el ambiente. En un estudio en el centro de México con *Taxodium mucronatum*, Correa-Díaz *et al.* (2014) observaron que las variables climáticas son indicadoras del ritmo de crecimiento del árbol. Estos autores sugirieron que la temperatura influye en la actividad meristemática y fotosíntesis de la planta, lo cual se puede traducir en un incremento durante la estación de crecimiento.

De los resultados, es evidente que el establecimiento de sistemas agroforestales concilia la necesidad de obtener rápidos árboles con un diámetro apropiado y deseable para el uso industrial de la madera, así como contribuir a reforzar la importancia de adoptar prácticas sostenibles y ecológicas. En la selección de especies para plantaciones comerciales la variable más utilizada es el volumen, y el buen rendimiento de las plantas de *S. parahyba* var. *amazonicum* indica que es posible practicar la agroforestería de manera racional.

La diferencia entre estas producciones justifica biológicamente la siembra del *A. comosus* var. *erectifolius* en condiciones similares a las especies estudiadas. Sin embargo, un aspecto de esta producción que puede plantear problemas sería la calidad de la madera obtenida por el desarrollo inicial rápido.

La formación de la madera es influenciada por variaciones ambientales, prácticas culturales de la especie y tiempo de siembra. En la fase juvenil, la fisiología no asegura que la planta fije carbono, sintetice nuevos tejidos y acumule la masa específica deseable (Trugilho *et al.*, 2015). Así cualquier cambio en la calidad de la madera influencia el procesamiento e industrialización de la otra.

CONCLUSIÓN

Las plantas de *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum*, independiente del sistema de cultivo, en presencia o ausencia del componente agrícola *Ananas comosus* var. *erectifolius*, sigue la tendencia normal de crecimiento, tanto en altura como para el diámetro (a la altura del pecho); ésta es más pronunciada en los

of rapidly having trees with an appropriate and desirable diameter for the industrial use of wood, and contribute to reinforcing the adoption of sustainable and ecological practices.

In the selection of species for commercial plantations, the most used variable is volume, and the good performance of *S. parahyba* var. *amazonicum* plants indicates that it is possible to practice agroforestry rationally.

The difference between these productions biologically justify sowing *A. comosus* var. *erectifolius* in conditions similar to those of the species studied. However, one aspect of this production that could pose problems would be the quality of wood obtained by the rapid initial development.

Wood formation is influenced by environmental variations, cultural practices of the species and time of planting. When young, physiology does not ensure that plants fix carbon, synthesize new tissues and earn the specific mass expected (Trugilho *et al.*, 2015). Thus, any change in the quality of wood influences the processing and industrialization of rough lumber.

CONCLUSION

Schizolobium parahyba var. *Amazonicum* plants, regardless of the cultivation system used, in the presence or absence of the agricultural component *Ananas comosus* var. *erectifolius*, follow the normal growth trend, both in height and diameter (at breast height); the latter is more pronounced in the first two years of planting, and from that period onwards the intensity of growth decreases. The growth of gavián is favored by the presence of the agricultural component curauá.

—End of the English version—

-----*-----

dos primeros años de la siembra, y desde ese período disminuye la intensidad de crecimiento. El crecimiento del gavián es influenciado positivamente en presencia del componente agrícola curauá.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo fue financiado por PNPB/CAPES. Agradecemos el apoyo de la empresa Tramontina Belem S.A. para este

estudio y a los revisores, cuyos comentarios permitieron mejorar este trabajo.

LITERATURA CITADA

- Cordeiro, I. M. C. C., A. C. de Santana, O. A. Lameira, e I. M. Silva. 2009. Análise econômica dos sistemas de cultivo com *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* (Huber ex Ducke) Barneby (paricá) E *Ananas comosus* var. *erectifolius* (L. B. Smith) Coppus & Leal (curauá) no município de Aurora do Pará (PA). Rev. Fac. Agron. (Luz) 26: 243-265.
- Cordeiro, I. M. C. C., O. A. Lameira, e S. T. Ohashi. 2006. Avaliação do crescimento do paricá (*Schizolobium parahyba* var. *Amazonicum* (Huber ex Ducke) Barneby) consorciado com curauá (*Ananas erectifolius* L. B. Smith) em diferentes sistemas e idades de plantio. In: Congresso Brasileiro de Sistemas Agroflorestais 6, Campos de Goytacazes, Anais. Rio de Janeiro, UENF-SBSAF. CD.
- Cordeiro, I. M. C. C., O. A. Lameira, P. L. C. de Barros, e M. A. da M. Malheiros. 2010. Comportamento do curauá sob diferentes níveis de radiação fotossinteticamente ativa em condições de cultivo. Rev. Bras. de Ciên. Agrá. (PE) 5: 49-53.
- Correa-Díaz, A. A. Gómez-Guerrero, J. Villanueva-Díaz, L. U. Castruita-Esparza, T. Martínez-Trinidad, y R. Cervantes-Martínez. 2014. Análisis dendroclimático de ahuehuete (*Yaxodium mucronatum* Ten.) en el centro de México. Agrociencia 1: 537-551.
- Ducke, A. 1939. As Leguminosas da Amazônia Brasileira. Serviço florestal. Ministério da Agricultura. Serviço de Publicidade Agrícola. Rio de Janeiro. 88 p.
- Husch, B. C. I. Miller, e T. W. Beers. 1982. Forest Mensuration. Ronald Press. New York. 410 p.
- Imaña-Encinas, J., G. Fernandes da Silva, e J. R. Pinto R. 2005. Idade e crescimento das árvores. Brasília: Comunicações Técnicas Florestais 1: 43.
- INMET (Instituto Nacional de Meteorologia). 2015. Banco de dados para o ensino e pesquisa. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. <http://www.inmet.gov.br/projetos/rede/pesquisa/> (Consulta junio 2015).
- Lanza de Sá, T. C., L. M. Marques, J. G. de Carvalho, M. P. C. Lacerda, e P. E. F. de Mota. 2004. Crescimento inicial do paricá (*Schizolobium amazonicum*) sob omissão de nutrientes e de sódio em solução nutritiva. Rev. Cerne 10: 184-195.
- Martorano, L. G., L. C. Pereira, E. G. M. Cesar, e I. C. B. Pereira. 1993. Estudos climáticos do Estado do Pará, classificação climática e deficiência hídrica (Thorntwaite & Mather). Belém, SUDAM/EMBRAPA-SNLCS. 53 p.
- Morey, P. R. 1980. O crescimento das árvores. Coleção tema de biologia, EDUSP. S. Paulo, Brasil. 19. 72 p.
- Nascimento, D. F. P. S. dos S. Leles, S. N. de Oliveira Neto, R. T. S. Moreira, e J. M. Alonso. 2012. Crescimento inicial de seis espécies florestais em diferentes espaçamentos. Cerne 18: 159-165.
- Ohashi, S. T., J. A. G. Yared, e J. T. de F. Neto. 2010. Variabilidade entre procedências de paricá *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* (Huber ex Ducke) Barneby plantadas no município de Colares – Pará. Acta Amazonica 40: 81-88.
- Pereira, A. P., C. F. M. de Melo, e S. M. Alves. 1982. O paricá (*Schizolobium amazonicum* Huber), características gerais da espécie e suas potencialidades de aproveitamento na indústria de papel e celulose. Rev. Instituto Florestal 16: 1340-1344.
- Rondón, E. V. 2002. Produção de biomassa e crescimento de árvores de *Schizolobium amazonicum* (Huber) Ducke sob diferentes espaçamentos na região de mata. Rev. Árvore. 26: 573-576.
- Ruivo, M. de L. P., K. F. G. Monteiro, I. M. C. C. Cordeiro, D. do S. N. Campinas, e M. de L. S. Oliveira. 2012. Fertility and soil management in agroforestry systems in the Eastern Amazon. In: Bolanle, A. and K. Chukwu (eds.); Soil Fertility: Characteristics, Processes and Management: Nova Science, Unites States of America. pp: 55-68
- SAS Institute. 1999. SAS Software Version 9.1. SAS Institute. Cary, North Carolina. USA.
- SBS (Sociedade Brasileira de Silvicultura). Fatos e Números do Brasil Florestal, Ano base 2008. <http://www.sbs.org.br/Fato-seNumerosdoBrasilFlorestal.pdf> (Consulta: Agosto 2013).
- Scolforo, J. R. S. 1994. Modelos para expressar o crescimento e a produção florestal, parte 1. Lavras: ESAL, FAPE, 188 p.
- Schwartz, G. J., C.A. Lopes, G. M. J. Mohren, and M. Peña-Clares. 2013. Post-harvesting silvicultural treatments in logging gaps: A comparison between enrichment planting and tending of natural regeneration. For. Ecol. Manage. 293: 57-64.
- Silva, A. K. L., S. S. Vasconcelos, C. J. R. de Carvalho, and I. M. C. C. Cordeiro. 2011. Litter dynamics and fine root production in *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* plantations and regrowth forest in Eastern Amazon. Plant Soil. 347: 377-386.
- Terezo, R. F., em C. A. Szücs. 2010. Análise de desempenho de vigas em madeira laminada colada de paricá (*Schizolobium Amazonicum* Huber ex. Ducke). Scientia Forestalis 38: 471-480.
- Tonini, H. M. Arco-Verde, em D. Schwengber, M. Mourão Junior. 2006. Avaliação de espécies florestais em área de mata no estado de Roraima. Cerne 12: 8-18.
- Trugilho, P. F., S. L. Goulart, C. O. de Assis, F. B. B. Couto, I. C. N. Alves, em T. de P. Protásio A. N. 2015. Características de crescimento, composição química, física e estimativa de massa seca de madeira em clones e espécies de *Eucalyptus* jovens. Ciência Rural. Santa Maria. 4: 661-666.
- Vargas-Larreta, B., J. G. Álvarez-González, J. J. Corral-Rivas, y Ó. A. Aguirre-Calderón 2010. Construcción de curvas dinámicas de índice de sitio para *Pinus cooperi* Blanco. Rev. Fitotec. Mex. 33: 343-351.

VARIACIÓN DEL FACTOR DE FORMA Y EL AHUSAMIENTO EN PROCEDENCIAS DE CEDRO ROJO (*Cedrela odorata* L.)

VARIATION OF FORM FACTOR AND TAPER IN PROVENANCES OF SPANISH CEDAR (*Cedrela odorata* L.)

Rolando M. Tlaxcala-Méndez¹, Héctor M. de los Santos-Posadas^{1*}, Patricia Hernández-de la Rosa¹, José L. López-Ayala²

¹Postgrado en Ciencias Forestales, Campus Montecillo, Colegio de Postgraduados. Carretera México-Texcoco km 36.5. 56230, Montecillo, Texcoco, Estado de México, México. (hmsantos@colpos.mx). ²Instituto Tecnológico Superior de Zongolica. Carretera a la Compañía s/n, Tepetitlanapa-Zongolica km 4. 95005, Zongolica, Veracruz, México.

RESUMEN

El conocimiento de la geometría en los fustes de los árboles es relevante en los estudios de progenies para obtener germoplasma, debido a que los individuos mejores deben tener crecimiento adecuado y también las características mejores en la conformación del fuste. Para ello, es necesario evaluar la forma de los fustes mediante métodos analíticos. El objetivo de esta investigación fue identificar la progenie con el rendimiento mayor de aserrío considerando la forma, el ahusamiento y el volumen comercial de siete procedencias de *Cedrela odorata* L. establecidas en Tezonapa, Veracruz, México. Para esto, se realizaron muestreo destructivo de 211 árboles. Dos modelos de regresión lineal y no lineal se ajustaron y complementaron con pruebas de adicionalidad en los parámetros de forma y ahusamiento. Los resultados mostraron que los parámetros de forma de las progenies de Tuxtepec, Tierra Blanca y Tezonapa adoptaron forma de paraboloides, y las de María Lombardo, San Andrés Tuxtla, Costa del Golfo y Comala tendieron a la conicidad. Todas las progenies fueron estadísticamente diferentes en parámetros de ahusamiento, lo cual se atribuyó a la interacción genotipo-ambiente y a la invasión del barrenador *Hypsipyla grandella* Zeller. Además, los parámetros de forma se evaluaron en tres sistemas compatibles de ahusamiento y volumen, mediante el ajuste con estimación SUR (Seemingly Unrelated Regressions). La fuente geográfica de Tuxtepec presentó conicidad menor por su fustes geométricamente más cercanos al paraboloides (factor de forma, $ff=0.45$), por lo cual podría ser la línea principal para acopio de germoplasma y producción local.

ABSTRACT

Knowledge of tree stem geometry is relevant for progeny studies aiming to obtain germplasm since the best individuals should have adequate growth and the best characteristics of stem formation. Thus, it is necessary to evaluate stem form with analytical methods. The objective of this study was to identify the progeny with the highest milling yield, considering form factor, taper variation and commercial volume of seven provenances of *Cedrela odorata* L. established in Tezonapa, Veracruz, Mexico. To this end, destructive sampling of 211 trees was carried out. Two linear regression and two non-linear regression models were fit and complemented with tests of additionality in the parameters form and taper. The results showed that the form parameters of the progenies from Tuxtepec, Tierra Blanca and Tezonapa adopted a paraboloid shape, and those from María Lombardo, San Andrés Tuxtla, Costa del Golfo and Comala tended to be conical. All the progenies were statistically different in taper parameters, which is attributed to the interaction genotype-environment and to infestation by the borer *Hypsipyla grandella* Zeller. Moreover, form parameters were evaluated in three compatible form and taper systems fitted with SUR (Seemingly Unrelated Regressions) estimation. The geographical source of Tuxtepec was less conical because the stems were geometrically closer to a paraboloid (form factor, $ff=0.45$). Therefore, Tuxtepec could be the main line of germplasm collection for local production.

Key words: *Cedrela odorata* L., *Hypsipyla grandella* Zeller, phenotypical characteristics, indicator variable.

INTRODUCTION

One of the first Spanish cedar breeding programs in Mexico began in 1994 with a study of seven provenances established in

*Autor responsable ❖ Author for correspondence.

Recibido: enero, 2015. Aprobado: octubre, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 50: 89-105. 2016.

Palabras clave: *Cedrela odorata* L., *Hypsipyla grandella* Zeller, características fenotípicas, variable indicadora.

INTRODUCCIÓN

Uno de los primeros Programas de Mejoramiento Genético (PMG) con cedro rojo en México se inició en 1994 con un estudio de siete procedencias establecidas en el Campo Experimental El Palmar del Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP), en Tezonapa, Veracruz. El objetivo del estudio fue proporcionar germoplasma mejorado a los propietarios de la región, quienes aumentaron su interés en plantar cedro rojo en sus parcelas, por medio de sistemas agroforestales, porque su valor comercial es superior al de otras especies tropicales, con excepción de la caoba (Patiño, 1997; Sánchez *et al.*, 2003).

La mayoría de los PMG definen caracteres objetivo como la forma de los fustes, el crecimiento, la adaptabilidad, y la resistencia a plagas y enfermedades, dado que están relacionados con la calidad de la madera (Zobel y Talbert, 1988). El fuste expresa como los factores ambientales y el potencial genético o heredabilidad, y como su interacción, modifican la morfología de un árbol en el sitio (Chambel *et al.*, 2005).

La forma de los fustes en las pruebas de procedencias, solo se analiza durante la etapa juvenil con métodos subjetivos que pueden ser imprecisos. Los métodos con mediciones a lo largo del fuste suelen ser más exactos y no dependen de apreciaciones subjetivas, aunque, son más costosos y toman más tiempo (Sierra de Grado *et al.*, 1999). Por ello, el estudio de los fustes y la estimación de su volumen se pueden realizar mediante procedimientos matemáticos y estadísticos convenientes, como los factores de forma, los modelos de ahusamiento puro y los sistemas simultáneos de ahusamiento y volumen comercial. El primer método valora una constante de forma mediante la relación del volumen del árbol con un sólido geométrico de revolución, que contenga el mismo diámetro y altura total (Gama *et al.*, 2010). El segundo evalúa el coeficiente de estrechamiento del diámetro a lo largo del fuste y su integración proporciona el volumen total y comercial (Bi, 2000). El tercero describe simultáneamente el perfil y el volumen del árbol (Cruz *et al.*, 2008).

the Experimental Station El Palmar of the National Institute of Research in Forestry, Agriculture and Livestock (INIFAP) in Tezonapa, Veracruz. The objective of the study was to provide improved germplasm to landowners of the region whose interest in planting red cedar in their agroforestry system plots was growing because its commercial value is higher than that of other tropical species, with the exception of mahogany (Patiño, 1997; Sánchez *et al.*, 2003).

Most of the breeding programs define target traits such as stem shape, growth, adaptability and resistance to pests and diseases since these are related to wood quality (Zobel and Talbert, 1988). The stem expresses how environmental factors and genetic potential or heritability, as well as their interaction, modify tree morphology at the site (Chambel *et al.*, 2005).

Stem shape in provenance trials are analyzed only during the juvenile stage with subjective methods, which can be imprecise. Methods that use measurements along the stem are usually more exact and do not depend on subjective appraisal, but they are more costly and time-consuming (Sierra de Grado *et al.*, 1999). For this reason, the study of tree stems, or boles, and the estimation of their volume can be carried out using appropriate mathematical and statistical procedures, such as form factors, pure taper methods and simultaneous taper and commercial volume systems. The first method assesses a form constant relating tree volume to a geometric solid of revolution that contains the same diameter and total height (Gama *et al.*, 2010). The second evaluates the coefficient of diameter narrowing along the stem and its integration provides the total and commercial volume (Bi, 2000). The third describes the tree profile and volume simultaneously (Cruz *et al.*, 2008).

Therefore, the study of stems is relevant because, when the sections are sawmilled, the most cylindrical stems have higher milling yield. This contributes economic profits, especially when differentiated markets are supplied with products of different qualities and dimensions (Zavala, 1996; Quirós *et al.*, 2005).

The objective of this study was to identify the red cedar provenance with the highest milling yield through comparison of performance in phenotypical characteristics such as form factor, taper and commercial volume in order to obtain germplasm

Por consiguiente, el estudio de los fustes es relevante dado que los más cilíndricos al momento de escuadrar sus trozas tienen rendimiento mayor de escuadría, contribuyendo a la ganancia económica, sobre todo cuando se abastecen mercados diferenciados con productos de distinta calidad y dimensión (Zavala, 1996; Quirós *et al.*, 2005).

El objetivo de este estudio fue identificar la procedencia de cedro rojo con rendimiento mayor de aserrío al comparar su desempeño en características fenotípicas, como el factor de forma, ahusamiento y volumen comercial, para obtener germoplasma de los mejores individuos y proveer a los propietarios de la región de Tezonapa, Veracruz. Se asumió que la geometría de los fustes es un rasgo determinado por los factores ambientales, el potencial genético y su interacción.

MATERIALES Y MÉTODOS

Datos de volumen y ahusamiento

El estudio de procedencias se localizó en el municipio de Tezonapa, Veracruz, México, en el Campo Experimental El Palmar del INIFAP (18° 32' 55 N, y 96° 47' 23 O y 180 m de altitud), en 1 ha (Cuadro 1). El clima es cálido húmedo, con precipitación anual de 2885 mm, temperatura media de 24.4 °C, mínima de 16.1 °C y máxima de 35.4 °C. La fisiografía es de terrenos planos y lomeríos con pendientes de 5 a 29 %, los suelos son acrisoles y vertisoles profundos con buen drenaje natural, textura migajón arcillo-arenosa y pH de 4.8 a 6.1 (Sánchez y Velázquez, 1998).

La información se obtuvo de 211 árboles, con 16 años de edad, producto del único aclareo aplicado al estudio de progenies en diciembre del 2010, para conformar un huerto semillero

from the best individuals for distribution among landowners of the Tezonapa region, Veracruz. It was assumed that the geometry of the stems is a trait determined by environmental factors, genetic potential and their interaction.

MATERIALS AND METHODS

Data on volume and taper

The provenance trial was conducted on 1.8 ha study of the INIFAP experimental station El Palmar located in the municipality of Tezonapa, Veracruz, México (18° 32' 55 N, and 96° 47' 23 W and 180 m altitude) (Table 1). The climate is hot humid with an annual precipitation of 2885 mm, mean temperature of 24.4 °C, and minimum and maximum temperatures of 16.1 °C and 35.4 °C. Flatlands and hills with slopes of 5 to 29 % make up the physiography. Soils are deep acrisols and vertisols with good natural drainage, crumbly textured sandy clay and pH 4.8 to 6.1 (Sánchez and Velázquez, 1998).

Information was obtained from 211 sixteen-year-old trees, which were the product of the only thinning applied to the progeny trial in December 2010 to establish a seed orchard with 126 individuals per hectare, as suggested by Zobel and Talbert (1988). Thinning covered the highest possible diversity in tree sizes and forms to eliminate dominant, co-dominant, intermediate and suppressed individuals. The data were obtained by stem analyses, recording the variables diameter at breast height (cm, *Dbh*), total height (m, *H*), diameter at different stem heights with bark (cm, *d*), and heights above ground level of each section (m, *h*). The first of these measurements was taken at 0.25 m, the second at 1.05 m (*Dbh*) and the following measurements were every 2 m until reaching the minimum diameter of 3 cm. The register included 1670 pairs of *d* and *h* data. For cubage calculations, we used the Overlapping Bolt

Cuadro 1. Localidades establecidas en la prueba de procedencias de cedro rojo en el Campo Experimental El Palmar INIFAP, Veracruz, México.

Table 1. Localities established in the provenance trial with Spanish cedar in the Experimental Station El Palmar, INIFAP, Veracruz, México.

Procedencia	Latitud (N)	Longitud (O)	Altitud(m)	Tipo de suelo
Costa del Golfo, Veracruz	18° 58'-19° 46'	96° 10'-96° 25'	0-80	Vertisol-Regosol
Tezonapa, Veracruz	18° 30'-18° 35'	96° 41'-96° 48'	180	Acrisol
Tierra Blanca, Veracruz	18° 27'-18° 32'	96° 20'-96° 36'	200	Vertisol-Luviosol
San Andrés Tuxtla, Veracruz	18° 27'	95° 13'	300	Luviosol
Tuxtepec, Oaxaca	18° 06'	96° 07'	20	Cambisol-Luviosol
María Lombardo, Oaxaca	17° 28'	95° 46'	200	Cambisol-Regosol
Comala, Chiapas	15° 40'	92° 09'	500	Litosol-Vertisol

con 126 individuos por ha, como lo sugirieron Zobel y Talbert (1988). El aclareo cubrió la diversidad mayor de tamaños y formas de árboles, para eliminar individuos dominantes, co-dominantes, intermedios y suprimidos. Los datos se obtuvieron mediante análisis troncales, las variables fueron diámetro normal (cm, Dn), altura total (m, H), diámetro con corteza a diferentes alturas del fuste (cm, d) y alturas para cada sección con respecto al suelo (m, h), la primera medición se realizó a 0.25 m, la segunda a 1.05 m (Dn) y las demás cada 2 m hasta tener un diámetro mínimo de 3 cm. El registro incluyó 1670 pares de datos de d y h . Para los cálculos de cubicación se usó el método de trozas traslapadas (Overlapping Bolt Method) propuesto por Bailey (1995), que permite obtener volúmenes totales y parciales precisos (Cruz *et al.*, 2008). Los datos de ahusamiento y volumen acumulado se presentan en la Figura 1.

Comparación de procedencias en el factor de forma

El modelo de Spurr (1952) de la variable combinada estima el coeficiente de forma de los árboles, partiendo de que un cuerpo de forma irregular (la forma de fuste del árbol) comúnmente se compara con un cilindro. Con esto se supone que el volumen del fuste es proporcional al volumen del cilindro ($V_a \propto V_c$), y se asume que el diámetro normal (Dn en cm) y la altura total (H en m) del cilindro y el árbol son los mismos.

El volumen se correlaciona con el Dn^2 y la H ; en este contexto el volumen del cilindro es:

Method, proposed by Bailey (1995), which obtains precise total and partial volumes (Cruz *et al.*, 2008). Figure 1 presents data on taper and accumulated volume.

Comparison of provenances by form factor

The Spurr (1952) combined variable model estimates the tree form coefficient, parting from the fact that an irregular shaped body (tree stem form) is commonly compared with a cylinder. It is assumed that the volume of the stem is proportional to the volume of a cylinder ($V_a \propto V_c$) and that diameter at breast height (Dbh in cm) and total height (H in m) of the cylinder and the tree are the same.

The volume correlates with Dbh^2 and H . In this context, the volume of the cylinder is

$$V_c = \frac{\pi}{40000} \times Dbh^2 \times H \quad (1)$$

However, tree volume will always be smaller than the volume of the theoretical cylinder ($V_a < V_c$), and therefore, the tree volume should be proportional to the volume of the cylinder multiplied by a constant ($V_a \propto V_c \times C$) smaller than 1 ($C < 1$). Here, C is the tree form factor. This leads us to a first model in which tree volume will be approximately equal to the cylinder volume because of its proportionality constant, such that:

$$V_a \approx C \times \frac{\pi}{40000} \times Dbh^2 \times H \quad (2)$$

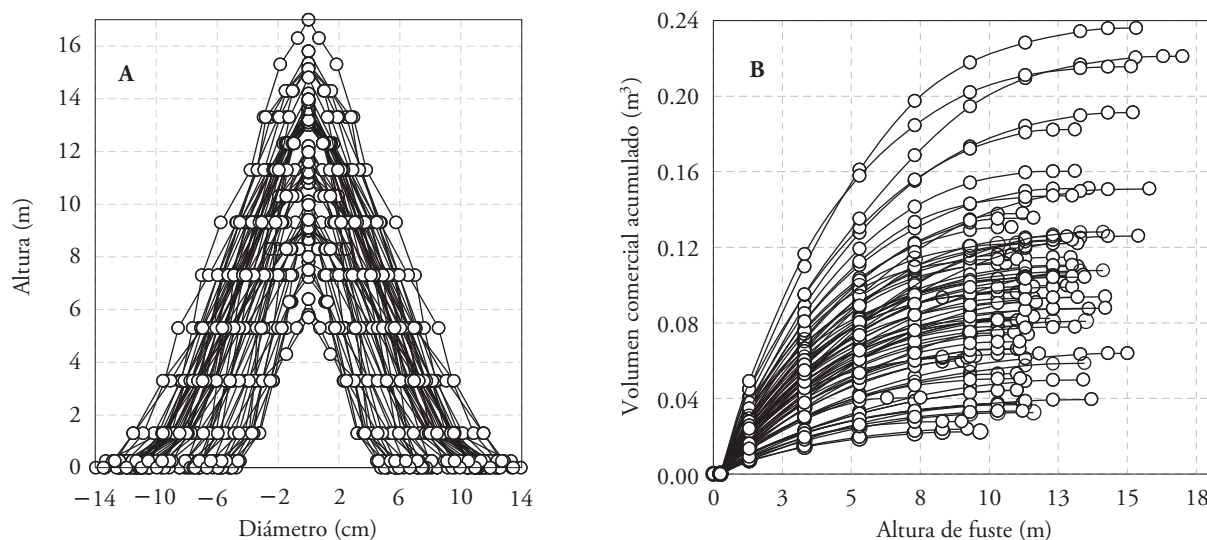


Figura 1. A) Alturas parciales en función de los diámetros parciales, y B) volumen comercial en función de la altura de fuste, para los árboles muestreados.

Figure 1. A) Partial heights in function of partial diameters, and B) commercial volume in function of stem height, for sampled trees.

$$V_c = \frac{\pi}{40000} \times Dn^2 \times H \quad (1)$$

Sin embargo, el volumen del árbol siempre será menor al volumen del cilindro teórico ($V_a < V_c$), por lo que el volumen del árbol debe ser proporcional al volumen del cilindro multiplicado por una constante ($V_a \propto V_c \times C$) menor a uno ($C < 1$), de aquí que C es el factor de forma de los árboles. Esto lleva a un primer modelo, en el cual el volumen del árbol será aproximadamente igual al volumen del cilindro por su constante de proporcionalidad:

$$V_a \approx C \times \frac{\pi}{40000} \times Dn^2 \times H \quad (2)$$

Entonces:

$$V_a \approx \beta \times Dn^2 H \quad (3)$$

Esta evidencia conduce a la expresión que representa el modelo del coeficiente mórfo constante, asumiendo un intercepto cero de la siguiente manera:

$$V_a \approx \beta \times (Dn^2 H) + \varepsilon \quad (4)$$

Eventualmente los árboles tienen un diámetro mínimo inventariable y cualquier individuo menor a este diámetro se asume con volumen cero, lo cual origina el siguiente modelo de la variable combinada:

$$V_a = \alpha + \beta \times (Dn^2 H) \times \frac{1}{k} + \varepsilon \quad (5)$$

donde α reflejará el efecto del diámetro mínimo inventariable y β será la constante de forma siempre que se considere a la constante $k = \pi/40000$.

Para detectar diferencias de interceptos y factores de forma entre procedencias en el modelo de la variable combinada con el factor de forma directo (Ecuación 5), se desarrolló una prueba de adicionalidad simple, mediante un análisis de regresión lineal e incorporando variables indicadoras (dummy) para denotar la ausencia o presencia de algún efecto aditivo (Montgomery *et al.*, 2005; Sheng *et al.*, 2011). Para ello se incorporaron variables indicadoras a las procedencias, donde $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 Z_1 + \alpha_2 Z_2 + \alpha_3 Z_3 + \alpha_4 Z_4 + \alpha_5 Z_5 + \alpha_6 Z_6$ y $\beta = \beta_0 + \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \beta_3 Z_3 + \beta_4 Z_4 + \beta_5 Z_5 + \beta_6 Z_6$.

Para el resto del documento, de no ser la procedencia base de Tuxtepec entonces:

Then

$$V_a \approx \beta \times Dbb^2 H \quad (3)$$

This evidence leads to the expression that represents the model of the constant morphic coefficient, assuming a zero intercept, in the following way:

$$V_a \approx \beta \times (Dbb^2 H) + \varepsilon \quad (4)$$

Eventually, for trees, there is a minimum measurable diameter and any individual with a smaller diameter is assumed to have zero volume, originating the following combined variable model:

$$V_a = \alpha + \beta \times (Dbb^2 H) \times \frac{1}{k} + \varepsilon \quad (5)$$

where α reflects the effect of the minimum measurable diameter and β will be the form constant as long as the constant $k = \pi/40000$ is considered.

To detect differences in intercepts and form factors among provenances in the combined variable model with the direct form factor (Equation 5), a test of simple additionality was developed using a linear regression analysis and incorporating indicator variables (dummies) to denote the absence or presence of some additive effect (Montgomery *et al.*, 2005; Sheng *et al.*, 2011). Dummy variables were incorporated into the provenances, where $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 Z_1 + \alpha_2 Z_2 + \alpha_3 Z_3 + \alpha_4 Z_4 + \alpha_5 Z_5 + \alpha_6 Z_6$ and $\beta = \beta_0 + \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \beta_3 Z_3 + \beta_4 Z_4 + \beta_5 Z_5 + \beta_6 Z_6$.

In the remainder of the document, if it is not the base provenance of Tuxtepec, then:

$$Z_1 = \begin{cases} 1, & \text{if it belongs to Tierra Blanca} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$Z_2 = \begin{cases} 1, & \text{if it belongs to Tezonapa} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$Z_3 = \begin{cases} 1, & \text{if it belongs to San Andrés Tuxtla} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$Z_4 = \begin{cases} 1, & \text{if it belongs to María Lombardo} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$Z_5 = \begin{cases} 1, & \text{if it belongs to Costa del Golfo} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$Z_1 = \begin{cases} 1, & \text{si pertenece a Tierra Blanca} \\ 0, & \text{de otra forma} \end{cases}$$

$$Z_2 = \begin{cases} 1, & \text{si pertenece a Tezonapa} \\ 0, & \text{de otra forma} \end{cases}$$

$$Z_3 = \begin{cases} 1, & \text{si pertenece a San Andrés Tuxtla} \\ 0, & \text{de otra forma} \end{cases}$$

$$Z_4 = \begin{cases} 1, & \text{si pertenece a María Lombardo} \\ 0, & \text{de otra forma} \end{cases}$$

$$Z_5 = \begin{cases} 1, & \text{si pertenece a Costa del Golfo} \\ 0, & \text{de otra forma} \end{cases}$$

$$Z_6 = \begin{cases} 1, & \text{si pertenece a Comala} \\ 0, & \text{de otra forma} \end{cases}$$

donde V_d es el volumen de fuste total del árbol (m^3); Dn es el diámetro normal (cm); H es la altura total (m); $Z_1, Z_2, Z_3, Z_4, Z_5, Z_6$ corresponde a las variables indicadoras; α_0, β_0 son los parámetros de regresión; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ son los parámetros de regresión debidos a la adicionalidad y ε el error aleatorio. Los efectos toman como referencia a Tuxtepec, procedencia elegida por presentar mayor número de observaciones. La hipótesis considera la homogeneidad entre interceptos y factores de forma (*i.e.* $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$). El procedimiento de estimación de los parámetros fue por mínimos cuadrados ordinarios.

Comparación de procedencias en el ahusamiento

Para conocer las diferencias en ahusamiento entre procedencias se tomó como base el modelo de ahusamiento puro tipo Clutter (1980) y se expresa como:

$$d = \alpha Dn^\gamma H^\theta (H - h)^\delta + \varepsilon \quad (6)$$

No obstante, la Ecuación (6) tiene expresada la forma del fuste en dos componentes, es decir en la fracción de escala del volumen de fuste total ($\alpha Dn^\gamma H^\theta$) y en la fracción del volumen acumulado $(H - h)^\delta$. De aquí que α y δ pueden considerarse como los parámetros con influencia mayor en la determinación del volumen total y comercial. Por lo tanto, se replantearon en función de las variables indicadoras, de tal manera que $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 Z_1 + \alpha_2 Z_2 + \alpha_3 Z_3 + \alpha_4 Z_4 + \alpha_5 Z_5 + \alpha_6 Z_6$ y $\delta = \delta_0 + \delta_1 Z_1 + \delta_2 Z_2 + \delta_3 Z_3 + \delta_4 Z_4 + \delta_5 Z_5 + \delta_6 Z_6$. El procedimiento

$$Z_6 = \begin{cases} 1, & \text{if it belongs to Comala} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

where V_d is the volume of the entire tree stem (m^3); Dbb is the diameter at breast height (cm); H is the total height (m); $Z_1, Z_2, Z_3, Z_4, Z_5, Z_6$ are the dummy variables; α_0 and β_0 are the regression parameters; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ are the regression parameters due to additionality and ε the random error. The effects take Tuxtepec as the reference provenance, selected because it has the highest number of observations. The hypothesis considers homogeneity among intercepts and form factors (*i.e.*, $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$). The procedure for estimating the parameters was by ordinary least squares.

Comparison of provenances by taper

To determine the differences in taper among provenances, the Clutter (1980) type model of pure taper was taken as the base and expressed as:

$$d = \alpha Dbb^\gamma H^\theta (H - h)^\delta + \varepsilon \quad (6)$$

Nevertheless, Equation (6) expresses stem form in two components, that is, in the scale fraction of the total stem volume ($\alpha Dbb^\gamma H^\theta$) and in the accumulated volume fraction $(H - h)^\delta$. It is here that α and δ can be considered the most influential parameters in determining total and commercial volume. Therefore, they were restated in function of the dummy variables in such a way that $\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 Z_1 + \alpha_2 Z_2 + \alpha_3 Z_3 + \alpha_4 Z_4 + \alpha_5 Z_5 + \alpha_6 Z_6$ and $\delta = \delta_0 + \delta_1 Z_1 + \delta_2 Z_2 + \delta_3 Z_3 + \delta_4 Z_4 + \delta_5 Z_5 + \delta_6 Z_6$. The procedure for estimating the parameters was ordinary least squares.

Where d is the diameter at a partial height h (cm), the rest of the variables have the same notation. The additive effects likewise have the Tuxtepec provenance as base. The working hypothesis poses homogeneity in the taper parameters (*i.e.* $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$).

Commercial volume models

Three Fang and Bailey (1999) type systems were tested to estimate commercial volume and taper simultaneously. These models permit comparing stem form among provenances in a more complete way, that is, in two form parameters. To this end, we replaced the total volume model of Schumacher-Hall, implicit in the systems, with the combined variable model with the direct form factor in β . Also, the taper function and the structure of the volume of the non-commercial tip share another form

de estimación de los parámetros fue por mínimos cuadrados ordinarios.

Donde d es el diámetro a la altura parcial h (cm); y las demás variables tienen la misma notación. Los efectos aditivos tienen igualmente como base a la procedencia de Tuxtepec. La hipótesis de trabajo plantea la homogeneidad en los parámetros de ahusamiento (*i.e.* $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$).

Modelos de volumen comercial

Tres sistemas tipo Fang y Bailey (1999) se probaron para estimar el volumen comercial y el ahusamiento simultáneamente. Estos modelos permiten comparar la forma de los fustes entre procedencias de manera más completa, es decir, en dos parámetros de forma. Para ello, se reemplazó el modelo de volumen total de Schumacher-Hall implícito en los sistemas por el de la variable combinada con el factor de forma directo en β . Además, la función de ahusamiento y la estructura del volumen de punta no comercial comparten otro parámetro de forma δ (Fang y Bailey, 1999) por lo que estos dos parámetros globales se replantearon en función de las variables indicadoras para definir el efecto aditivo de las procedencias diferentes de los árboles (Cuadro 2), Corral *et al.* (2007) y Quiñonez *et al.* (2014) utilizaron un enfoque similar en ajustes globales considerando variables dummy para distintas especies de pino. Igual que en la prueba de adicionalidad de los factores de forma y del ahusamiento puro se consideró la misma procedencia base y descripción de las variables indicadoras.

Estrategia de ajuste

La estimación de los parámetros para los sistemas Fang y Bailey (1999) caso I-a, caso II-a, caso II-b, fue bajo estimación SUR. Pruebas iniciales de ajuste del sistema de ecuaciones más sencillo (caso I-a) sugieren evidencia de autocorrelación y heterocedasticidad bajo SUR y que estas incrementan poco la varianza del sistema y la escala de los errores estándar de los parámetros. Quiñonez *et al.* (2014) recomiendan este procedimiento de ajuste cuando los parámetros globales se replantean en función de variables indicadoras que absorben gran parte de la variabilidad del sistema y una corrección inadecuada de la autocorrelación y heterocedasticidad podría aumentar el sesgo de los parámetros estimados.

La estimación SUR es apropiada para el ajuste simultáneo de ecuaciones, minimizar el error estándar e incrementar el nivel de significancia de los estimadores, tanto en la ecuación de ahusamiento como en la del volumen comercial, aumentando la sensibilidad de las pruebas de hipótesis en los parámetros de forma (Rose y Lynch, 2001). El procedimiento MODEL de

parameter δ (Fang and Bailey, 1999). Therefore, these two overall parameters were restated in function of the dummy variables to define the additive effect of the different provenances of the trees (Table 2). Corral *et al.* (2007) and Quiñonez *et al.* (2014) used a similar approach in overall adjustments considering dummy variables for different species of pine. Like the additionality test of the form factors and pure taper, we used the same base provenance and description of the dummy variables.

Fitting strategy

Parameter estimation for the Fang and Bailey (1999) systems, case I-a, case II-a, case II-b, was under SUR estimation. Initial adjustment tests of the simplest system of equations (case I-a) suggest evidence of self-correlation and heteroscedasticity under SUR and that these increase variance of the system, while the scale of standard errors of the parameters increase very little. Quiñonez *et al.* (2014) recommends this fitting procedure when the overall parameters are restated in function of dummy variables that absorb a large part of the system variability, and an inadequate correction of self-correlation and heteroscedasticity could increase the bias of the estimated parameters.

SUR estimation is appropriate for simultaneous equation fitting, to minimize standard error and to increase the level of significance of the estimators in both the taper equation and commercial volume, increasing hypothesis test sensitivity in the form parameters (Rose and Lynch, 2001). We followed the MODEL procedure of SAS/ETS™ (SAS Institute Inc., 2004) to adjust the models.

To compare the systems and select the best goodness of fit, we used the fitted coefficient of determination (R^2_{Adj}), which measures the variability explained by the taper and commercial volume model, the root mean squared error (RMSE), which provides the measure of the average differences between estimated and observed values, the coefficient of variation (CV %), which explains variability relative to the mean response of the dependent variable and the average absolute ($\bar{S}$) bias and provides information on the tendency of the model to under-or overestimate the response variable (Diéguez *et al.*, 2003; Galán *et al.*, 2008; Quiñones *et al.*, 2014). These statistics are calculated with the following expressions:

$$R^2_{Adj} = 1 - \left[\frac{n - p \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - 1 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_i)^2} \right] \quad (7)$$

$$RMSE = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n - p} \right]^{0.5} \quad (8)$$

Cuadro 2. Sistemas compatibles ajustados a las procedencias de cedro rojo establecidas en Tezonapa, Veracruz, México.
Table 2. Compatible systems fit to the Spanish cedar provenances established in Tezonapa, Veracruz, Mexico.

Fang y Bailey (1999)	Función de abusamiento	Función de volumen comercial
Caso I-a	$d = \left[\left(\frac{1}{\beta} \right) \times \left(\alpha + \beta D n^2 H \frac{1}{k} \right) \times (H)^{-\frac{k}{\delta}} \times (H-h)^{\frac{k-\delta}{\delta}} \right]^{\frac{1}{2}} + \varepsilon$	$V_c = \left[\alpha + \beta (D n^2 H) \frac{1}{k} \right] - [\delta d^2 (H-h)] + \varepsilon$
Caso II-a	$d = \left[\frac{k(\gamma-1)}{\gamma\delta} \ln(H-h) + \left(\frac{\alpha + \beta D n^2 H \frac{1}{k}}{\delta} \right)^{\frac{1}{\gamma}} - \frac{k(\gamma-1)}{\gamma\delta} \ln H \right]^{\frac{1}{2\gamma-2}} / (H-h)^{0.5} + \varepsilon$	$V_c = \left[\alpha + \beta (D n^2 H) \frac{1}{k} \right] - [\delta d^\theta (H-h)^{\frac{\theta}{2}}] + \varepsilon$
Caso II-b	$d = \left[\frac{k(\theta-2)}{(\theta-2\gamma)\delta} \left((H-h)^{\frac{1-2\gamma}{\theta}} - H^{\frac{1-2\gamma}{\theta}} \right) + \left(\frac{\alpha + \beta D n^2 H \frac{1}{k}}{\delta} \right)^{\frac{1-2\gamma}{\theta}} \right]^{\frac{1}{\theta-2}} / (H-h)^{\frac{\gamma}{\theta}} + \varepsilon$	$V_c = \left[\alpha + \beta (D n^2 H) \frac{1}{k} \right] - [\delta d^\theta (H-h)^\gamma] + \varepsilon$
Variables indicadoras	$\delta = \delta_0 + \delta_1 Z_1 + \delta_2 Z_2 + \delta_3 Z_3 + \delta_4 Z_4 + \delta_5 Z_5 + \delta_6 Z_6$	$\beta = \beta_0 + \beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \beta_3 Z_3 + \beta_4 Z_4 + \beta_5 Z_5 + \beta_6 Z_6$

V_c es el volumen comercial (m^3); d es el diámetro a la altura parcial h (cm); h es la altura parcial de fuste (m); H es la altura total de fuste (m); $k = \pi/40000$; α , β , δ , θ , son los parámetros de regresión; Z_1 , Z_2 , Z_3 , Z_4 , Z_5 , Z_6 son las variables indicadoras para cada progenie; β_1 , β_2 , β_3 , β_4 , β_5 , β_6 , δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , δ_5 , δ_6 ; son los parámetros de regresión debido a la adicionalidad. ♦ V_c is the commercial volume (m^3); d is diameter at partial height h (cm); h is the partial height of the stem (m); H is the total height of the stem (m); $k = \pi/40000$; α , β , δ , θ are the regression parameters; Z_1 , Z_2 , Z_3 , Z_4 , Z_5 , Z_6 are dummy variables for each progeny; β_1 , β_2 , β_3 , β_4 , β_5 , β_6 , δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , δ_5 , δ_6 ; are the regression parameters due to additionality.

SAS/ETS® (SAS Institute Inc., 2004) se siguió para el ajuste de los modelos.

Para comparar los sistemas y seleccionar el de mejor bondad de ajuste, se utilizó el coeficiente de determinación ajustado (R^2_{Adj}) que mide la variabilidad explicada por el modelo de ahusamiento y del volumen comercial, la raíz del cuadrado medio del error (RMSE) que proporciona la medida de las diferencias en promedio entre los valores estimados y los observados, el coeficiente de variación (CV %) que explica la variabilidad relativa en relación con la respuesta media de la variable dependiente y el sesgo promedio absoluto ($\bar{S}$) y proporciona información sobre la tendencia del modelo a subestimar o sobreestimar la variable respuesta (Diéguez *et al.*, 2003; Galán *et al.*, 2008; Quíñones *et al.*, 2014). Estos estadísticos se calculan con las expresiones:

$$R^2_{Adj} = 1 - \left[\frac{n - p \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - 1 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \right] \quad (7)$$

$$RMSE = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{n - p} \right]^{0.5} \quad (8)$$

$$CV(\%) = \frac{\left[\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 / (n - p) \right]}{\bar{y}} \times 100 \quad (9)$$

$$\bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)}{n} \quad (10)$$

donde y_i , $\hat{y}_i$ y $\bar{y}_i$ es el valor observado de la variable respuesta, estimado y medio respectivamente; n es el número de observaciones y p es el número de parámetros en el sistema.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Procedencias y factor de forma

La prueba de comparación de grupos de procedencias por adición a Tuxtepec (Cuadro 3) indica que todas las progenies a la edad de 16 años tienen el mismo intercepto al origen ($\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6$, $p > 0.05$), puesto que los estimadores de parámetros no son significativamente diferentes de cero a una probabilidad de rechazo de 0.05. Para los factores de forma, la procedencia base de Tuxtepec posee fustes más esbeltos, cercanos al paraboloide ($ff = 0.4$). Al respecto

$$CV(\%) = \frac{\left[\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 / (n - p) \right]}{\bar{y}} \times 100 \quad (9)$$

$$\bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)}{n} \quad (10)$$

where y_i , $\hat{y}_i$ and $\bar{y}_i$ are the observed, estimated and measured values, respectively, of the response variable; n is the number of observations and p is the number of parameters in the system.

RESULTS AND DISCUSSION

Provenances and form factor

The test comparing groups of provenances by addition to Tuxtepec (Table 3) indicates that all of the 16-year-old progenies have the same intercept to the origin ($\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6$, $p > 0.05$), since the parameter estimators are not significantly different from zero at a 0.05 probability of rejection. Regarding the form factors, the Tuxtepec base provenance has slenderer stems, nearly paraboloid ($ff = 0.44$). In this respect, we found that the geographical sources Tierra Blanca ($\beta_0 = \beta_1$, $p > 0.05$), Tezonapa ($\beta_0 = \beta_2$, $p > 0.05$) and San Andrés Tuxtla ($\beta_0 = \beta_3$, $p > 0.05$) were not statistically different, whereas María Lombardo, Costa del Golfo and Comala are different because additionality in the form parameters is statistically significant ($\beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6$, $p \leq 0.05$).

The negative value of the additionality parameters β_1 , β_2 , β_3 , β_4 , β_5 and β_6 (Table 3) is due to the effect of the provenances and indicates that the form factor in the geographic sources of Tuxtepec, Tierra Blanca, Tezonapa and San Andrés Tuxtla is similar, tending toward paraboloid. In contrast, the provenances Costa del Golfo, María Lombardo and Comala, even when the diameters at breast height and total height are the same, are much more conical.

Up to a certain point, form factors can be considered a phenotypical characteristic peculiar to the provenances, the result of genetic potential or “heritability” and the environment in which they grow—soil, wind, moisture, climate, precipitation—as well as of the effect of the pest *Hypsipyla grandella* Zeller (Zobel and Talbert, 1988).

Cuadro 3. Resultados de la prueba de adicinalidad con el modelo de la variable combinada de Spurr (1952) con el factor de forma directo.**Table 3. Results of the additionality test with the combined variable model of Spurr (1952) with the direct form factor.**

Procedencia	Estado	Parámetros estimados					
		Parámetro	Estimador	Factor de forma	Error Estándar	Valor t	Pr> t
Tuxtepec	Oaxaca	α_0	0.0083	0.4416	0.0033	2.54	0.0118
		β_0	0.4416		0.0214	20.66	<.0001
Tierra Blanca	Veracruz	α_1	0.0019	0.3984	0.005	0.39	0.6994
		β_1	-0.0432		0.0266	-1.63	0.1055
Tezonapa	Veracruz	α_2	0.0003	0.3988	0.0036	0.1	0.9234
		β_2	-0.0428		0.0225	-1.9	0.059
San Andrés Tuxtla	Veracruz	α_3	-0.003	0.3747	0.0086	-0.35	0.7278
		β_3	-0.0669		0.0584	-1.15	0.2532
María Lombardo	Oaxaca	α_4	0.0047	0.3273	0.0049	0.97	0.3309
		β_4	-0.1143		0.0263	-4.34	<.0001
Costa del Golfo	Veracruz	α_5	0.0013	0.3601	0.0038	0.33	0.738
		β_5	-0.0815		0.0237	-3.44	0.0007
Comala	Chiapas	α_6	0.0085	0.3024	0.0075	1.13	0.2603
		β_6	-0.1392		0.0348	-3.99	<.0001

α_0, β_0 : parámetros de regresión de la procedencia base; $\alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, \alpha_3, \beta_3, \alpha_4, \beta_4, \alpha_5, \beta_5, \alpha_6, \beta_6$: parámetros de adicinalidad debido a las procedencias ♦ α_0, β_0 : regression parameters from the base provenance; $\alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2, \alpha_3, \beta_3, \alpha_4, \beta_4, \alpha_5, \beta_5, \alpha_6, \beta_6$: additionality parameters due to the provenances.

se encontró que estadísticamente no hubo diferencias con las fuentes geográficas de Tierra Blanca ($\beta_0=\beta_1$, $p>0.05$), Tezonapa ($\beta_0=\beta_2$, $p>0.05$) y San Andrés Tuxtla ($\beta_0=\beta_3$, $p>0.05$); al contrario, María Lombardo, Costa del Golfo y Comala son diferentes, ya que la adicinalidad en los parámetros de forma es estadísticamente significativa ($\beta_4\neq\beta_5\neq\beta_6$, $p\leq 0.05$).

El valor negativo de los parámetros de adicinalidad $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ y β_6 (Cuadro 3) corresponde al efecto de las procedencias, e indica que el factor de forma en las fuentes geográficas de Tuxtepec, Tierra Blanca, Tezonapa y San Andrés Tuxtla es similar, tendiendo al paraboloide, mientras que para las procedencias de Costa del Golfo, María Lombardo y Comala, aunque presenten el mismo diámetro normal y altura total, la forma es mucho más cónica.

Los factores de forma pueden considerarse hasta cierto punto como una característica fenotípica propia de las procedencias, es resultado del potencial genético o heredabilidad y del ambiente en el cual crecen, como suelo, viento, humedad, clima, precipitación, así como el efecto de la plaga *Hypsipyla grandella* Zeller (Zobel y Talbert, 1988).

Provenances and taper

The search for evidence to show the different stem forms among provenances was more sensitive in the additionality test with the Clutter (1980) pure taper model. The results (Table 4) indicate that the geographical sources Tierra Blanca, Tezonapa, San Andrés Tuxtla, María Lombardo, Costa del Golfo and Comala, by addition to Tuxtepec, have different tapers. That is, there are significant differences in the parameter of the volume scale fraction of the entire stem ($\alpha_1\neq\alpha_2\neq\alpha_3\neq\alpha_4\neq\alpha_5\neq\alpha_6$, $p<0.05$) and the parameter of the accumulated volume fraction ($\delta_1\neq\delta_2\neq\delta_3\neq\delta_4\neq\delta_5\neq\delta_6$, $p<0.05$); thus, the effect of the dummy variable Z was significant.

In the Clutter (1980) type model for taper, it can be observed that all the estimators of the additionality parameters are significantly different from zero. This indicates that, unlike the first approach based on total tree form factor (with a single observation per individual), all the provenances have different tapers relative to the base provenance (Tuxtepec). Given the fact that average *Dbh* was 13.5 cm and average *H* was 11 m, when calculating the total stem volume by provenance with the Schumacher-Hall

Procedencias y ahusamiento

La búsqueda de evidencias para mostrar las formas diferentes de fuste entre procedencias fue más sensible en la prueba de adicionalidad, con el modelo de ahusamiento puro tipo Clutter (1980). Los resultados (Cuadro 4) indican que las fuentes geográficas de Tierra Blanca, Tezonapa, San Andrés Tuxtla, María Lombardo, Costa del Golfo y Comala por adición a Tuxtepec tienen ahusamiento diferente, es decir, hay diferencias significativas en el parámetro de la fracción de escala de volumen de fuste total ($\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq \alpha_6$, $p \leq 0.05$) y el parámetro de la fracción del volumen acumulado ($\delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6$, $p \leq 0.05$) por lo que el efecto de la variable indicadora Z fue significativo.

En el modelo tipo Clutter (1980) para ahusamiento se aprecia que todos los estimadores de parámetros de adicionalidad son significativamente diferentes de cero. Esto indica que a diferencia del primer enfoque, basado en el factor de forma total de un árbol (con una sola observación por individuo), todas las procedencias tienen ahusamiento distinto con respecto a la procedencia base (Tuxtepec).

model, derived from Clutter (1980), it is estimated that Tuxtepec had the highest form factor ($ff=0.57$). Moreover, when the taper model is used to estimate height at the 5 cm diameter limit, Tuxtepec exhibits the greatest height limit and commercial volume (Figure 2), and therefore, is the most cylindrical provenance.

Taper is a phenotypical characteristic resulting from genetic potential, the environment and their interaction, but the most geometrically cylindrical stems from Tuxtepec, Tierra Blanca and Tezonapa reflect the capacity of resistance (tolerance) to or recovery from attack by the borer *Hypsipyla grandella* Zeller in their juvenile stage. This pest bores the apical meristem, making galleries in the young stems and modifying their morphology (Briceño, 1997). Zepahua and Sánchez (2013) studied the incidence of the pest in clones of the same progenies and concluded that these geographical sources can tolerate the pest, showing strong apical growth and rapid regeneration of their tissues during attack. In this way, they retain the economic value of their stem. Although this characteristic has great potential value, the genetic and physiological base of the pattern is not entirely understood (Newton *et al.*,

Cuadro 4. Resultados de la prueba de adicionalidad con el modelo de ahusamiento puro tipo Clutter (1980).
Table 4. Results of the additionality test with the Clutter (1980) type pure taper model.

Procedencia	Estado	Parámetros estimados				
		Parámetro	Estimador	Error Estándar	Valor t	$Pr > t $
Tuxtepec	Oaxaca	α_0	3.0013	0.158	19.01	<.0001
		δ_0	0.7461	0.019	40.09	<.0001
Tierra Blanca	Veracruz	α_1	-0.5865	0.161	-3.65	0.0003
		δ_1	0.0871	0.027	3.2	0.0014
Tezonapa	Veracruz	α_2	-0.7305	0.130	-5.64	<.0001
		δ_2	0.1144	0.021	5.59	<.0001
San Andrés Tuxtla	Veracruz	α_3	-1.5487	0.230	-6.74	<.0001
		δ_3	0.3073	0.064	4.82	<.0001
María Lombardo	Oaxaca	α_4	-1.1321	0.176	-6.43	<.0001
		δ_4	0.1815	0.034	5.3	<.0001
Costa del Golfo	Veracruz	α_5	-1.2443	0.141	-8.84	<.0001
		δ_5	0.2180	0.024	9.17	<.0001
Cómala	Chiapas	α_6	-1.3651	0.206	-6.64	<.0001
		δ_6	0.2330	0.047	4.96	<.0001
		γ_0	0.9268	0.015	62.67	<.0001
		θ_0	-1.0527	0.021	-51.33	<.0001

$\alpha_0, \delta_0, \gamma_0, \theta_0$: parámetros de regresión; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5, \delta_6$: parámetros de adicionalidad debido a las procedencias ♦ $\alpha_0, \delta_0, \gamma_0, \theta_0$: regression parameters; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5, \delta_6$: additionality parameters due to provenances.

Dado que Dn promedio fue 13.5 cm y H promedio fue 11 m, cuando calcula el volumen de fuste total por procedencia con el modelo Schumacher-Hall, derivado de Clutter (1980), se estima que el factor mayor de forma lo tuvo Tuxtepec ($ff=0.57$). También, cuando se usa el modelo de ahusamiento para estimar la altura al diámetro límite de 5 cm, Tuxtepec muestra la altura límite y volumen comercial mayores (Figura 2), por lo que es la procedencia más cilíndrica.

El ahusamiento es una característica fenotípica, resultante del potencial genético, el ambiente y su interacción, pero los fustes geoméricamente más cilíndricos de Tuxtepec, Tierra Blanca y Tezonapa son un reflejo a la capacidad de resistencia o recuperación que tuvieron en la etapa juvenil al ataque de barrenador *Hypsipyla grandella* Zeller (tolerancia); esta plaga barrena el meristemo apical, hace galerías en los tallos jóvenes y modifica su morfología (Briceno, 1997). Zepahua y Sanchez (2013) estudiaron la incidencia de la plaga en clones de estas mismas progenies y concluyeron que estas fuentes geográficas pueden tolerar la plaga al mostrar crecimiento apical fuerte y regeneración rápida de sus tejidos durante el ataque, con lo que retienen el valor económico de su tallo. Aunque esta característica tiene gran valor potencial, la base genética y fisiológica del patrón no se entiende totalmente (Newton *et al.*, 1995). Otro factor interesante es la poda natural, probablemente estas procedencias pudieron presentar autopoda fuerte en la parte baja de sus fustes, ya que las ramas son fotosintéticamente activas, por lo tanto hubo concentración mayor de clorofila en la parte superior del fuste y el crecimiento diamétrico aumentó ahí, lo cual se tradujo en fustes más cilíndricos (Barrio, 2009).

El modelo de ahusamiento tipo Clutter (1980) revela que todas las procedencias son diferentes, posiblemente porque mientras en el modelo de la variable combinada de Spurr (1952) cada árbol es una observación, en el modelo de ahusamiento cada árbol representa múltiples observaciones, lo cual implica que tienda a ser más sensible cuando se plantean pruebas de hipótesis, básicamente porque está explorando a lo largo del fuste, hay más grados de libertad en el error y permite probar con más éxito hipótesis en los parámetros de ahusamiento. Clutter (1980) aplica un modelo de volumen total, tipo Schumacher-Hall, cuando

1995). Another interesting factor is natural pruning. It is likely that these provenances can strongly self-prune the lower part of their stems. Since the branches are photosynthetically active, self-pruning the lower branches allows for a higher concentration of chlorophyll in the upper part of the stem where diametric growth increases, resulting in more cylindrical stems (Barrio, 2009).

The Clutter (1980) type taper model reveals that all the provenances are different, possibly because in the Spurr (1952) combined variable model each tree is one observation, whereas in the taper model each tree represents multiple observations. This implicates a tendency toward more sensitivity when posing tests of hypotheses, basically because when exploring all along the stem there are more degrees of freedom in the error and the hypotheses are tested more successfully in the taper parameters. Clutter (1980) applies a total volume Schumacher-Hall-type model; when the total volume model is fit independently, the estimators differ, basically because in one the deviations on the stem are minimized and in the other the deviations on volume are minimized. With the values of these parameters, we were able to make useful total and commercial volume calculations on the stem.

Taper and compatible volume systems fit

SUR estimation decreased the standard error and the statistically significant level of the estimators increased, in both taper and commercial volume, and made the estimators more efficient (Rose and Lynch, 2001). For this reason, when conducting the test of additionality in the form parameters β and δ , significant differences were found by addition to Tuxtepec ($\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6$, $p < 0.05$; $\delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6$, $p < 0.05$). Thus, the effect of the dummy variable was significant in the systems (Table 5). This coincides with the findings of Quiñonez *et al.* (2014), who reported differences in the parameters that define taper and commercial volume for five pine species.

The Fang and Bailey (1999) model, case I-a, assumes that the β and δ form coefficients on both sides of the system are similar for each of the progenies (the form coefficient in delta calculated as $ff = \delta_i \times k$). However, Tuxtepec keeps the best form ($\beta_0 = 0.45 - \delta_0 = 0.41$). In contrast, Comala possesses the most conical stems ($\beta_6 = 0.33 - \delta_6 = 0.32$). The

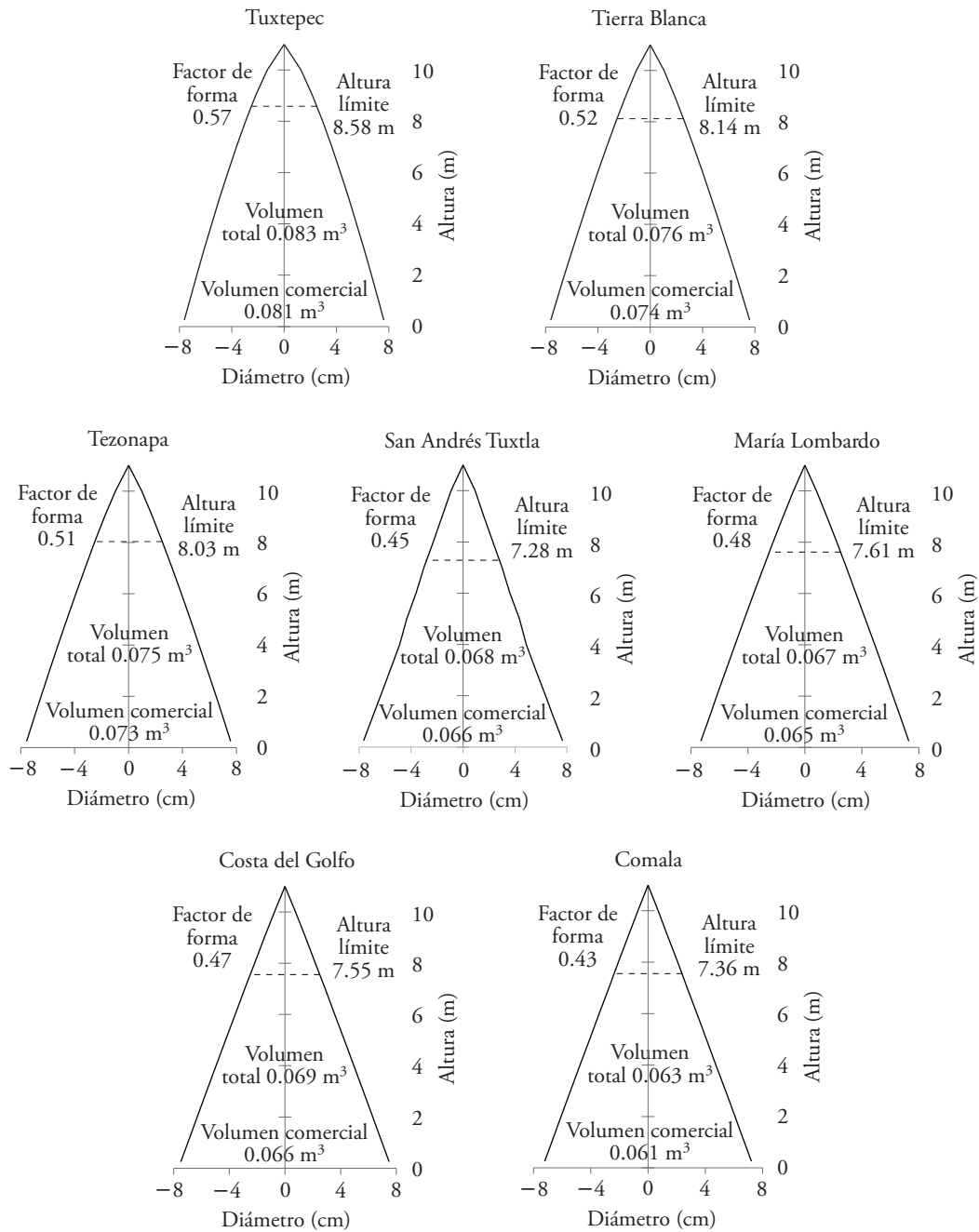


Figura 2. Variación del ahusamiento en procedencias de cedro rojo derivados del modelo tipo Clutter (1980).
Figure 2. Taper variation in Spanish cedar provenances derived from the Clutter (1980) type model.

ajusta independientemente el modelo de volumen total los estimadores difieren, básicamente porque en uno se minimizan las desviaciones sobre el fuste y en el otro se minimizan las desviaciones sobre el volumen, y con los valores de estos parámetros se pudieron realizar cálculos de volumen total y comercial sobre el fuste que resultaron útiles.

estimators are similar when compared with the first approach of the combined variable model and the direct form factor, but the system is more sensitive and detects differences in all the geographic sources by addition to Tuxtepec.

The effect of thinning to establish the seed orchard could have stimulated diametric growth

Ajuste de los sistemas de ahusamiento y volumen compatible

La estimación SUR redujo el error estándar y aumentó el nivel estadísticamente significativo de los estimadores en el ahusamiento y en volumen comercial, e hizo más eficientes los estimadores (Rose y Lynch, 2001). Por esta razón, al realizar la prueba de adicionalidad en los parámetros de forma β y δ hubo diferencias significativas por adición a Tuxtepec ($\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6$, $p \leq 0.05$; $\delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6$, $p \leq 0.05$); por lo que, el efecto de la variable indicadora Z fue significativo en los sistemas (Cuadro 5). Esto coincide con Quiñonez *et al.* (2014), quienes observaron diferencias en los parámetros que definen el ahusamiento y el volumen comercial para cinco especies de pino.

El modelo Fang y Bailey (1999) caso I-a, asume que los coeficientes de forma β y δ en ambos lados del sistema son similares por cada una de las progenies (el coeficiente de forma en delta calculado como $ff = \delta_i \times k$); sin embargo, Tuxtepec conserva la mejor forma ($\beta_0 = 0.45 - \delta_0 = 0.41$). Al contrario, Comala posee los fustes más cónicos ($\beta_6 = 0.33 - \delta_6 = 0.32$). Los estimadores son similares al compararse con el

of the trees by redistributing future growth among a few individuals. However, because thinning was too strong, it possibly promoted greater cone-like taper, low branches and therefore, thick nodes and less dense wood because diametric growth was too accelerated. For this reason, it is recommendable to maintain relative competition among trees (Rosso and Ninin, 1998; Chaves *et al.*, 2013). Moreover, the sources of origin of each provenance possibly had an influence in the geometry of the stems given that they are from an extensive geographic area and are adapted to environmental conditions different from the site where the trial was established. This is a common phenomenon called genotype-environment interaction and the reason that introducing provenances from the ecological zone most similar to the introduction site is advised (Chambel *et al.*, 2005).

Local growers, before using unknown sources of Spanish cedar germplasm, should consider the volumetric proportions that plantations with Tuxtepec progenitors could contribute. Nevertheless, it would be useful to conduct more in-depth investigation to study, for example, the degree to which the progenitors transmit their stem characteristics to their descendants.

Cuadro 5. Estadísticos de los sistemas de Fang y Bailey (1999) para las progenies de cedro rojo establecidas en Tezonapa, Veracruz, México.

Table 5. Statistics of the Fang and Bailey (1999) systems for Spanish cedar progenies established in Tezonapa, Veracruz, Mexico.

Parámetro	Caso I-a			Caso II-a			Caso II-b		
	Estimador	EE [†]	Pr> t	Estimador	EE [†]	Pr> t	Estimador	EE [†]	Pr> t
α_0	0.009595	0.000446	<.0001	0.011196	0.000409	<.0001	0.01218	0.000383	<.0001
β_0	0.451668	0.00689	<.0001	0.442155	0.00632	<.0001	0.431096	0.00584	<.0001
β_1	-0.04528	0.00812	<.0001	-0.04231	0.00747	<.0001	-0.0371	0.00691	<.0001
β_2	-0.0496	0.00677	<.0001	-0.04717	0.00624	<.0001	-0.04251	0.00577	<.0001
β_3	-0.08633	0.0168	<.0001	-0.08735	0.0154	<.0001	-0.0847	0.0144	<.0001
β_4	-0.10544	0.00877	<.0001	-0.10381	0.00802	<.0001	-0.09925	0.00743	<.0001
β_5	-0.08045	0.00731	<.0001	-0.07993	0.00672	<.0001	-0.0761	0.00623	<.0001
β_6	-0.11633	0.0109	<.0001	-0.11403	0.00998	<.0001	-0.10732	0.0093	<.0001
δ_0	0.000032	4.54E-07	<.0001	0.000048	9.44E-07	<.0001	0.000062	1.69E-06	<.0001
δ_1	-2.22E-06	6.33E-07	0.0005	-2.17E-06	8.99E-07	0.0161	-1.39E-06	1.20E-06	0.2469
δ_2	-2.68E-06	4.91E-07	<.0001	-2.99E-06	6.89E-07	<.0001	-4.01E-06	9.26E-07	<.0001
δ_3	-6.96E-06	1.13E-06	<.0001	-0.00001	1.57E-06	<.0001	-0.00001	2.09E-06	<.0001
δ_4	-4.88E-06	7.32E-07	<.0001	-6.26E-06	1.04E-06	<.0001	-8.26E-06	1.37E-06	<.0001
δ_5	-5.20E-06	5.36E-07	<.0001	-7.06E-06	7.56E-07	<.0001	-9.22E-06	1.02E-06	<.0001
δ_6	-6.49E-06	9.10E-07	<.0001	-8.61E-06	1.31E-06	<.0001	-0.00001	1.72E-06	<.0001
θ_0				1.882046	0.00436	<.0001	1.641001	0.0184	<.0001
γ_0							1.101844	0.016	<.0001

[†]EE: error estándar de los parámetros ♦ [†]EE: standard error of parameters.

primer enfoque del modelo la variable combinada y el factor de forma directo, pero el sistema es más sensible y detecta diferencias en todas las fuentes geográficas por adición a Tuxtepec.

El efecto del aclareo para conformar el huerto semillero pudo estimular el crecimiento diamétrico en los árboles al redistribuir el crecimiento futuro en pocos individuos. Sin embargo, como el aclareo fue demasiado fuerte posiblemente propició una mayor conicidad, ramas bajas y, por lo tanto, nudos gruesos y madera menos densa, debido a un crecimiento en diámetro demasiado acelerado. Por esto es recomendable mantener siempre una competencia relativa entre árboles (Rosso y Ninin, 1998; Chaves *et al.*, 2013). Las fuentes de origen de cada procedencia probablemente influyeron en la geometría de los fustes dado que provienen de un área geográfica amplia y están adaptadas a condiciones ambientales diferentes a las del sitio donde se estableció el experimento. Este es un fenómeno común llamado interacción genotipo-ambiente, y se aconseja introducir procedencias de la zona ecológica más semejante al sitio de introducción (Chambel *et al.*, 2005).

Los productores locales antes de utilizar fuentes desconocidas de germoplasma de cedro rojo, deben considerar las proporciones volumétricas que podrían aportar plantaciones con progenitores de Tuxtepec. No obstante, sería útil realizar estudios más profundos como evaluar el grado al cual los progenitores transmitan sus características de fuste a su descendencia.

Los sistemas presentaron valores altos en el coeficiente de determinación ajustado ($R_{Adj}^2 > 0.94$), valores bajos de RMSE, CV, $\bar{E}$ (Cuadro 6), por lo cual se pueden usar para estimar una distribución de

The systems had high values in the adjusted coefficient of determination ($R_{Adj}^2 > 0.94$), low RMSE, CV, and $\bar{E}$ (Table 6), and therefore, can be used to estimate a distribution of products for each provenance. Nevertheless, the Fang and Bailey (1999) system, case I-a, is recommended because the form factors have better behavior in both equations of the system. Moreover, all its regression coefficients were highly significant. The model selected with dummy variables is equivalent to having seven specific models for each group of progenies, which are statistically different.

CONCLUSIONS

In all the approaches, the Spanish cedar progeny from Tuxtepec had the most geometrically cylindrical stems, surpassing the local provenance of Tezonapa. Therefore, the geographical movement of this provenance was positive in this aspect. Likewise, it could be the principal line to consider in collecting germplasm for local production.

The structure with dummy variables strengthens compatible systems; all the data are used in the fitting process, the degrees of freedom increase in the models, and the standard errors of the parameters decrease.

—End of the English version—



productos para cada procedencia. No obstante, se recomienda el sistema de Fang y Bailey (1999) caso I-a, por presentar los factores de forma comportamiento mejor en ambas ecuaciones del sistema; además,

Cuadro 6. Comparativo y estadísticos de bondad de ajuste de los sistemas Fang y Bailey (1999).

Table 6. Comparison and statistics of goodness of fit of the Fang and Bailey (1999) systems.

Caso	Función de volumen comercial				Función de ahusamiento			
	RMSE [†] (m ³)	CV [‡] (%)	$\bar{S}$ [§] (m ³)	R_{Adj}^2 [¶]	RMSE [†] (cm)	CV [‡] (%)	$\bar{S}$ [§] (cm)	R_{Adj}^2 [¶]
I-a	0.011	19.585	0.0003	0.940	1.080	13.181	0.30	0.964
II-a	0.009	16.554	0.001	0.956	0.982	12.383	0.12	0.970
II-b	0.008	14.620	0.001	0.966	0.957	12.071	0.11	0.971

[†]RMSE: raíz de los cuadrados medios del error; [‡]CV: coeficiente de variación; [§] $\bar{S}$: sesgo promedio; [¶] R_{Adj}^2 : coeficiente de determinación ajustado. [†]RMSE: root mean squared error; [‡]CV: coefficient of variation; [§] $\bar{S}$: average bias; [¶] R_{Adj}^2 : adjusted coefficient of determination.

todos sus coeficientes de regresión fueron altamente significativos. El modelo seleccionado con variables indicadoras es equivalente a tener siete modelos específicos para cada grupo de progenies, los cuales son estadísticamente diferentes.

CONCLUSIONES

En todos los enfoques la progenie de cedro rojo de Tuxtepec presento los fustes geométricamente más cilíndricos y supera a la procedencia local de Tezonapa; por lo tanto, el movimiento geográfico de esta procedencia fue positivo en este aspecto. Así mismo, podría ser la principal línea de consideración para el acopio de germoplasma con fines de producción local.

La estructura con variables indicadoras robustecen los sistemas compatibles, se utilizan todos los datos en el proceso de ajuste, se aumentan los grados de libertad en los modelos y los errores estándar de los parámetros disminuyen.

AGRADECIMIENTOS

El primer autor agradece el apoyo otorgado por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) en el transcurso de los estudios de maestría, un agradecimiento al Postgrado en Ciencias Forestales del Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo y al M. C. Vicente Sánchez Monsalvo del INI-FAP Campo Experimental "El Palmar" por proporcionar datos dasométricos del programa de mejoramiento genético forestal de cedro rojo.

LITERATURA CITADA

- Bailey, R. L. 1995. Upper-stem volumes from stem-analysis data: an overlapping bolt method. *Can. J. For. Res.* 25: 170-173.
- Barrio, M., F. Castedo D., J. Majada G., y A. Hevia C. 2009. Manual Básico de la Poda y Formación de los Árboles Forestales. Ediciones Mundi Prensa. Madrid. 255 p.
- Bi, H. 2000. Trigonometric variable-form taper equations for Australian eucalyptus. *For. Sci.* 46: 397-409.
- Briceño V., A. 1997. Aproximación hacia un manejo integrado del barrenador de las meliáceas, *Hypsipyla grandella* (Zeller). *Rev. Forest. Venez.* 41: 23-28.
- Chambel, R., C. Alía, and F. Valladares. 2005. Phenotypic plasticity: a useful framework for understanding adaptation in forest species. *Inv. Agrar. Sist. Recur. For.* 14: 334-344.
- Chaves S., E., O. Chinchilla, y F. Mora C. 2013. Comparación de dos sistemas de aclareos en plantaciones de *Tectona grandis* L.f. en la península de Nicoya, Costa Rica. *Rev. Forest. Venez.* 57: 131-145.
- Clutter, J. L. 1980. Development of taper functions from variable-top merchantable volume equations. *For. Sci.* 26: 117-120.
- Corral R., J., U. Diéguez A., S. Corral R., and F. Castedo D. 2007. A merchantable volume system for major pine species in El Salto, Durango (México). *For. Ecol. Manage.* 238: 118-129.
- Cruz C., F., H. M. De Los Santos P., y J. R. Valdez L. 2008. Sistema compatible de ahusamiento-volumen para *Pinus cooperi* Blanco en Durango, México. *Agrociencia* 42: 473-485.
- Diéguez A., U., M. Barrio A., F. Castedo D., A. D. Ruiz G., M. F. Álvarez T., J. G. Álvarez G., y A. Rojo A. 2003. Dendrometría. Ediciones Mundi-Prensa. Madrid, España. 327 p.
- Fang, Z., and R. L. Bailey. 1999. Compatible volume and taper models with coefficients for tropical species on Hainan Island in Southern China. *For. Sci.* 45: 85-100.
- Galán L., R., H., H. M. De Los Santos P., y J. I. Valdez H. 2008. Crecimiento y rendimiento maderable de *Cedrela odorata* L. y *Tabebuia donnell-smithii* Rose en San José Chacalapa, Pochutla, Oaxaca. *Madera y Bosques* 14: 65-82.
- Gama F., F., J. R. dos Santos, y J. C. Mura. 2010. *Eucalyptus* biomass and volume estimation using interferometric and polarimetric SAR data. *Remote Sensing* 2: 939-956.
- Montgomery, D. C., E. A. Peck, y G. G. Vining. 2005. Introducción al Análisis de Regresión Lineal. Tercera edición. Ed. Continental. México. 742 p.
- Newton, A. C., J. P. Cornelius, J. F. Mesén, and R. R. B. Leakey. 1995. Genetic variation in apical dominance of *Cedrela odorata* seedlings in response to decapitation. *Silvae Genetica* 44: 146-150.
- Patino V., F. 1997. Genetic resources of *Swietenia macrophylla* and *Cedrela odorata* in the neotropics: Priorities for coordinated actions. *Forest Genetic Resources* No. 25. FAO, Roma. 12 p.
- Quiñónez B., G., H. M. De Los Santos P., J. G. Álvarez G., y A. Velázquez M. 2014. Sistema compatible de ahusamiento y volumen comercial para las principales especies de *Pinus* en Durango, México. *Agrociencia* 48: 553-567.
- Quirós, R., O. Chinchilla, y M. Gómez. 2005. Rendimiento en aserrío y procesamiento primario de madera proveniente de plantaciones forestales. *Agron. Costarricense* 29: 7-15.
- Rose, C. E., and T. B. Lynch. 2001. Estimating parameters for tree basal area growth with a system of equation and seemingly unrelated regressions. *For. Ecol. Manage.* 148: 51-61.
- Rosso, F., y P. Ninin. 1998. Variabilidad de los defectos de trozas de la especie teca (*Tectona grandis* L.f.) en diferentes densidades arbóreas, en la unidad experimental de la reserva forestal de Ticoporo, Barinas-Venezuela. *Rev. Forest. Venez.* 42: 103-112.
- Sánchez, M. V., y C. Velázquez E. 1998. Evaluación de dos insecticidas biológicos en el control de *Hypsipyla grandella* (Zeller), barrenador de brotes de las Meliaceas. *Ciencia Forestal en México* 23: 33-39.
- Sánchez, M. V., G. Salazar G., J. J. Vargas H., J. López U., y J. Jasso M. 2003. Parámetros genéticos y respuesta a la selección en características del crecimiento de *Cedrela odorata* L. *Rev. Fitotec. Mex.* 26: 19-27.
- SAS Institute Inc. 2004. SAS/ETS® 9.1 User's Guide. Cary, NC. 2416 p.

- Sheng, W., H. Ru, and S. Zheng. 2011. Using the dummy variable model approach to construct compatible single-tree biomass equations at different scales-a case study for Masson pine (*Pinus massoniana*) in southern China. *Can. J. For. Res.* 41: 1547-1554.
- Sierra de Grado, R., R. Díez B., y R. Alía M. 1999. Evaluación de la rectitud del fuste en seis procedencias de *Pinus pinaster* Ait. *Sist. Recur. For.* 8: 263-278.
- Spurr, S. H. 1952. *Forest Inventory*. Ronald Press. Nueva York. 476 p.
- Zavala Z., D. 1996. Coeficientes de aprovechamiento de trocería de pino en aserraderos banda. *Revista Ciencia Forestal en México* 21: 165-181.
- Zepahua A. G., y V. Sánchez M. 2013. Variación en crecimiento y tolerancia en clones de *Cedrela odorata* L. al ataque de *Hypsipyla grandella* Zeller. *In: Memoria del XI Congreso Mexicano Sobre Recursos Forestales*. 1-4 de octubre. Saltillo, Coahuila, México. pp: 251.
- Zobel, B., y J. Talbert. 1988. *Técnicas de Mejoramiento Genético de Árboles Forestales*. Editorial Limusa S.A., México. 545 p.

PRODUCCIÓN DE *Pinus montezumae* Lamb. CON DIFERENTES SUSTRATOS Y FERTILIZANTES DE LIBERACIÓN CONTROLADA

PRODUCTION OF *Pinus montezumae* Lamb. WITH DIFFERENT SUBSTRATES AND CONTROLLED RELEASE FERTILIZERS

Manuel Aguilera-Rodríguez, Arnulfo Aldrete*, Tomás Martínez-Trinidad, Víctor M. Ordáz-Chaparro

Colegio de Postgraduados, km 36.5 carretera México-Texcoco, 56230. Montecillo, México.
(aaldrere@colpos.mx)

RESUMEN

Los fertilizantes de liberación controlada se utilizan poco en los viveros forestales, principalmente porque se desconocen sus ventajas. El objetivo de este estudio fue probar la efectividad de tres fertilizantes de liberación controlada combinados con dos sustratos. Plantas de *Pinus montezumae* Lamb. se obtuvieron en charolas de poliestireno, con tres dosis (4, 6 y 8 g L⁻¹) de fertilizantes (Basacote® Plus, Multicote® y Osmocote® Plus) y dos sustratos: S1 (aserrín de pino compostado, corteza de pino compostada y vermiculita 70:15:15) y S2 (turba de musgo, perlita y vermiculita 60:20:20). El estudio se realizó con un arreglo factorial 2×3×3. Después de 9.5 meses de la siembra, el efecto por el sustrato, fertilizante y dosis, fue significativo en el diámetro del tallo, el peso seco aéreo, el peso de la raíz, el peso seco total y la relación del peso seco aéreo sobre el de la raíz. En el sustrato S1 los valores mayores se presentaron con la dosis de 8 g L⁻¹ y en el sustrato S2 con las dosis 6 y 8 g L⁻¹. La concentración de N, P y K en el follaje aumentó con el nivel de los fertilizantes. En 16 de los 18 tratamientos se obtuvieron plantas con diámetro medio mayor a 6 mm. Los fertilizantes retuvieron de 15 a 45 % de N, P, K; Basacote® retuvo la cantidad mayor de éstos. En S2 con 8 g L⁻¹ de Basacote®, Multicote®, Osmocote® las plantas tuvieron las características morfológicas recomendables para usarlas en una plantación y las concentraciones mayores de N, P y K en el follaje. La producción de plantas con calidad alta es posible mediante el uso de fertilizantes de liberación controlada combinados con turba de musgo o aserrín de pino.

Palabras claves: *Pinus montezumae* Lamb., aserrín de pino, turba de musgo, fertilizantes de liberación controlada.

ABSTRACT

Controlled-release fertilizers are not frequently used in forest nurseries, mainly because their advantages are unknown. The objective of this study was to test the effectiveness of three controlled-release fertilizers combined with two substrates. *Pinus montezumae* Lamb. plants were grown in polystyrene trays with three dosages (4, 6 and 8 g L⁻¹) of fertilizers (Basacote™ Plus, Multicote™ and Osmocote™ Plus) and two substrates: S1 (composted pine sawdust, composted pine bark and vermiculite 70:15:15) and S2 (peat moss, perlite and vermiculite 60:20:20). The study was conducted with a 2×3×3 factorial array. Nine and a half months after sowing, the effect of substrate, fertilizer and dosage on stem diameter, shoot dry weight, root dry weight, total dry weight and shoot/root ratio was significant. In substrate S1, the highest values occurred with the dosage 8 g L⁻¹ and in substrate S2 with the dosages 6 and 8 g L⁻¹. The concentration of N, P and K in foliage increased with the level of fertilizers. In 16 of the 18 treatments, mean stem diameters above 6 mm were obtained. The fertilizers retained 15 to 45 % N, P, K; Basacote™ retained the highest quantities of these elements. In S2 with 8 g L⁻¹ Basacote™, Multicote™, Osmocote™, the plants had morphological characteristics recommended for use in plantations and the highest concentrations of N, P and K in foliage. Production of high quality plants is possible using controlled-release fertilizers combined with peat moss or pine sawdust.

Key words: *Pinus montezumae* Lamb., pine sawdust, peat moss, controlled-release fertilizers.

INTRODUCTION

Peat moss, the main component of substrates, and water-soluble fertilizers, are used in forest nurseries to produce plants in containers (CONAFOR, 2014). In environments Where

*Autor responsable ❖ Author for correspondence.

Recibido: enero, 2015. Aprobado: junio, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 50: 107-118. 2016.

INTRODUCCIÓN

La turba de musgo, como componente principal de los sustratos y fertilizantes hidrosolubles (FHS), se usan en los viveros forestales para producir plantas en contenedores (CONAFOR, 2014). En ambientes con ventilación deficiente, la turba puede ser un medio propicio para el desarrollo de musgo y de patógenos de los géneros *Pythium*, *Phytophthora* y *Fusarium* en el sustrato de producción de las plantas (Hoitink *et al.*, 1997).

En el presente milenio el valor de la turba se ha incrementado más de 150 %, por el aumento constante en los costos de los combustibles, el transporte y la devaluación del peso frente al dólar. Los FHS se aplican a las plantas con el riego, por lo cual una parte se pierde en el agua que cae a los pasillos y la periferia del área de producción; además, en algunos viveros los fertilizantes se aplican con aspersores manuales (CONAFOR, 2014) y cantidades inadecuadas de nutrimentos para las plantas. Esto causa pérdida de plantas por deficiencias nutrimentales o con tallas desproporcionadas por exceso de fertilización.

El uso de fertilizantes de liberación controlada (FLC) es una alternativa de fertilización porque su diseño permite suministrar los nutrimentos requeridos por las plantas durante su desarrollo, y en el vivero se pueden administrar en una aplicación única. Esto simplifica el proceso de producción, reduce los costos de mano de obra y minimiza las pérdidas por lixiviación en el agua de riego (Landis y Dumroese, 2009). Pero los FLC se usan poco en los viveros forestales, debido al desconocimiento de sus patrones de liberación de nutrimentos, su interacción con los medios de crecimiento y la temperatura del sustrato durante el crecimiento de las plantas (Rose *et al.*, 2004).

Como una alternativa para reducir el costo de los sustratos, en algunos viveros del centro de México, sustratos mezclados con aserrín y corteza de pino se usan con éxito desde 2003. Estos subproductos de la industria forestal son abundantes y más económicos que la turba de musgo, que es importada de Canadá y países europeos (Mateo *et al.*, 2011). En la actualidad, en los viveros del centro y norte del país, el costo promedio de la turba es US\$ 125.00 por m³, y 9.38 y 56.25 por m³ de aserrín crudo y corteza de pino compostados. En México, cada año

ventilación es deficiente, peat moss can be a medium that promotes growth of mosses and pathogens of the genera *Pythium*, *Phytophthora* and *Fusarium* on the substrate where plants are produced (Hoitink *et al.*, 1997).

During the current millennium, peat moss prices have increased more than 150 % because of the continuous increase in costs of fuel and shipping, and devaluation of the Mexican peso relative to the US dollar. Water-soluble fertilizers are applied to plants through the irrigation system, so that a portion is lost in the water that spills into the pathways and outer edges of the production area. Moreover, some nurseries apply fertilizers with manual sprayers (CONAFOR, 2014) in quantities that are inadequate for nutrition of the plants. This causes loss of plants from nutrient deficiencies or disproportional stems from excessive fertilizing.

The use of controlled-release fertilizers (CRF) is a more efficient alternative for fertilization because their design allows supplying the required nutrients during plant development. In the nursery, it is possible to supply them in a single application, simplifying the production process, reducing costs of labor and minimizing losses to leaching by irrigation water (Landis and Dumroese, 2009). However, CRF are not often used in forest nurseries because their patterns of nutrient release, their interaction with growing media and temperature of the substrate during plant growth are not well known (Rose *et al.*, 2004).

One alternative for reducing substrate cost is to use pine sawdust mixed with pine bark. Used as substrate in nurseries in central Mexico since 2003, these by-products of the forest industry are abundant and cheaper than peat moss, which is imported from Canada and Europe (Mateo *et al.*, 2011). Currently, in nurseries of central and northern Mexico, the average cost of peat moss is US\$ 125.00 m⁻³, whereas fresh sawdust and composted pine bark cost US\$ 9.38 and 56.25 dollars m⁻³, respectively. In Mexico, 3.7×10⁶ m³ of milled lumber from *Pinus* and *Abies* are produced yearly (SEMARNAT, 2013), and 1.6×10⁶ m³ of sawdust are produced (Zavala and Hernández, 2000).

In recent years, studies have been carried out about on plant production with CRF and substrates with pine sawdust. The results show that plants such as *Cedrela odorata* L. (Mateo *et al.*, 2011),

se producen $3.7 \times 10^6 \text{ m}^3$ de madera aserrada de los géneros *Pinus* y *Abies* (SEMARNAT, 2013) y se generan $1.6 \times 10^6 \text{ m}^3$ de aserrín (Zavala y Hernández, 2000).

En años recientes, se ha realizado investigación sobre la producción de planta con FLC y sustratos de aserrín de pino. Los resultados muestran que las plantas como *Cedrela odorata* L. (Mateo *et al.*, 2011), *Pinus greggii* Engelm. (Maldonado *et al.*, 2011) y *Pinus pseudostrobus* var. *apulcensis* (Reyes *et al.*, 2005), presentan características morfológicas recomendables para plantarse.

Por lo anterior, la investigación del aprovechamiento y divulgación de las características de los diferentes FLC y sustratos formulados con subproductos de la industria forestal debe continuar. El objetivo de esta investigación fue probar la eficiencia de los tres FLC más usados en los viveros forestales de México y su mezcla con dos sustratos, turba de musgo, usada en los viveros, y aserrín compostado de pino, usado en algunos viveros de los estados de Hidalgo y Puebla. *Pinus montezumae* Lamb. fue seleccionado para el estudio porque es una de las 10 especies forestales con mayor distribución natural (Perry, 1991) y la más producida para reforestación de terrenos perturbados (CONAFOR, 2014).

MATERIALES Y MÉTODOS

Área de estudio

El estudio se desarrolló en el vivero forestal GUMAIR, ubicado en el municipio de Acaxochitlán, Hidalgo, México, con altitud de 2400 m, clima templado subhúmedo, con lluvias en verano, temperatura media de 15.1 °C y precipitación anual promedio de 915.5 mm (CONAGUA, 2014).

Insumos utilizados

La siembra se hizo en charolas de poliestireno expandido con 77 cavidades de 160 cm^3 ; la densidad de siembra fue 360 plantas por m^2 . La poda química de las raíces laterales se hizo impregnando las paredes internas de las cavidades con una solución de hidróxido cúprico al 7 % (Aldana y Aguilera, 2003).

Sustratos

Dos sustratos fueron evaluados: con aserrín (S1), compuesto de aserrín de pino compostado, corteza de pino compostada y

Pinus greggii Engelm. (Maldonado *et al.*, 2011) and *Pinus pseudostrobus* var. *apulcensis* (Reyes *et al.*, 2005), achieved the morphological characteristics recommended for planting.

For these reasons, study of the use and divulgation of the characteristics of different CRF and substrates formulated with forest industrial by-products should continue. The objective of this study was to test the efficiency of the three CRF most used in forest nurseries in Mexico and of the mixtures of these with two substrates: peat moss, used in nurseries, and composted pine sawdust, used in some nurseries in the states of Hidalgo and Puebla. *Pinus montezumae* Lamb. was selected for the study because it is one of the 10 major naturally distributed forest species (Perry, 1991) and the most produced for reforesting disturbed land (CONAFOR, 2014).

MATERIALS AND METHODS

Study area

The study was conducted in the forest nursery GUMAIR, located in the municipality of Acaxochitlán, Hidalgo, Mexico, at an altitude of 2400 m, with subhumid temperate climate, summer rains, mean temperature of 15.1 °C and average annual precipitation of 915.5 mm (CONAGUA, 2014).

Materials

Seeds were sown in expanded polystyrene trays with 77 holes each with a volume of 160 cm^3 . Sowing density was 360 plants m^{-2} . Chemical pruning of lateral roots was done by impregnating the inner wall of the cavities with a solution of 7 % cupric hydroxide, (Aldana and Aguilera, 2003).

Substrates

Two substrates were assessed: (S1) composted sawdust, composted pine bark and vermiculite (70:15:15) and S2, peat moss, perlite and vermiculite (60:20:20). Both substrates, with three replications, were analyzed in the Soil Physics laboratory at the Colegio de Postgraduados. Substrate physical and chemical characteristics are within the intervals suggested for plant production in containers (Landis *et al.*, 1990; Mathers *et al.*, 2007; Prieto *et al.*, 2009). The exception was S1 whose water retention porosity (WRP) and the C:N ratio were higher than recommended (Table 1).

vermiculita (70:15:15); y con turba (S2), compuesto por turba de musgo, perlita y vermiculita (60:20:20). Ambos sustratos, con tres repeticiones, se analizaron en el laboratorio de Física de Suelos, del Colegio de Postgraduados, y sus características físicas y químicas están dentro de los intervalos para producción de planta en contenedor (Landis *et al.*, 1990; Mathers *et al.*, 2007; Prieto *et al.*, 2009). La excepción fue S1, cuya porosidad de retención de agua (PRA) y la relación C:N fueron mayores que los recomendados (Cuadro 1).

Fertilizantes

Tres FLC utilizados en el estudio, con N, P, K y micro nutrientes, se utilizan en los viveros forestales de México: Basacote® Plus 9M 16-8-12+M.E. (BASF Aktiengesellschaft – Limburgerhof, Alemania), Multicote® (8) 18-6-12+2Mg+M.E. (Haifa Chemicals Ltd. – Haifa, Israel) y Osmocote Plus® 8-9M 15-9-12+M.E (eveRRIS ILC Fertilizer Company, Dublin, OH, Estados Unidos). Según el fabricante los nutrientes se liberan entre 7 y 8 meses en el suelo con temperatura media de 25 °C, 8 y 9 meses a 21 °C, 9 y 10 meses a 15 °C; y recomienda, utilizar de 4 a 8 g L⁻¹ de sustrato, en dependencia de la especie, fertilidad del sustrato y condiciones ambientales.

Tratamientos

La combinación de los sustratos (dos), los fertilizantes (tres) y dosis (tres) generó 18 tratamientos (Cuadro 2).

Fertilizers

The three CRF used in the study contained N, P, K and micronutrients and are used in forest nurseries in Mexico: Basacote™ Plus 9M 16-8-12+M.E. (BASF Aktiengesellschaft – Limburgerhof, Germany), Multicote™ (8) 18-6-12+2Mg+M.E. (Haifa Chemicals Ltd. – Haifa, Israel) and Osmocote™ Plus 8-9M 15-9-12+M.E. (eveRRIS ILC Fertilizer Company, Dublin, OH, USA). According to the manufacturers, nutrients are released into the soil over 7 to 8 months at 25 °C mean temperature, 8 to 9 months at 21 °C and 10 months at 15 °C. They recommend using 4 to 8 g L⁻¹ of substrate, depending on the species, substrate fertility and environmental conditions.

Treatments

The combination of substrates (two), fertilizers (three) and dosages (three) resulted in 18 treatments (Table 2).

Each treatment in one tray was replicated four times. There were a total of 72 trays and 5544 cavities each with one plant. The trays, in a randomized design, were placed on tables at the center of the production area to minimize edge effects.

Cost per plant was calculated considering 200 cm³ substrate to fill each cavity, including 40 cm³ of volume after compacting inside the containers. With three commercial price quotes, the average cost per liter of substrate was estimated at 0.040 and 0.099 US\$ for S1 and S2, respectively. Average cost per kg of fertilizers was 2.31, 3.63 and 3.81 US\$ for Multicote™, Basacote™ and Osmocote™.

Cuadro 1. Características físicas y químicas de los sustratos utilizados para producir plantas de *Pinus montezumae* Lamb.

Table 1. Physical and chemical characteristics of substrates used to produce *Pinus montezumae* Lamb. plants.

S	DMP (mm)	PT	PA	PRA	C:N	pH	CE (dS m ⁻¹)
		%					
S1	1.2	85	22	63	261	4.8	0.04
S2	1.6	79	21	58	130	5.3	0.12
VR	0.8 a 6.0	60 a 80	15 a 35	25 a 55	<140	5 a 6.5	<1.0

S: sustrato, S1: mezcla de aserrín de pino compostado, corteza de pino compostada y vermiculita (70:15:15 v:v); S2: turba de musgo, perlita y vermiculita (60:20:20 v:v), VR: valores recomendados, DMP: diámetro medio ponderado, PT: porosidad total, PA: porosidad de aireación, PRA: porosidad de retención de agua, CE: conductividad eléctrica del extracto de saturación en deciSiemens por metro ♦ S: substrate, S1: mixture of composted pine sawdust, composted pine bark and vermiculite (70:15:15 v:v); S2: peat moss, perlite and vermiculite (60:20:20 v:v), VR: recommended values, DMP: weighted mean diameter, PT: total porosity, PA: aeration porosity, PRA: water retention porosity, CE: electrical conductivity of the saturation extract in deciSiemens per meter.

Cuadro 2. Tratamientos y costo de sustrato con fertilizante por planta producida de *Pinus montezumae* Lamb., en recipientes de poliestireno con cavidades de 160 cm³.**Table 2. Treatments and substrate costs with fertilizer, per *Pinus montezumae* Lamb. plant produced in polystyrene trays with 160 cm³ cavities.**

T	S	Fertilizantes		Costo por planta US\$	T	S	Fertilizantes		Costo por planta US\$
		Tipo	Dosis (g L ⁻¹)				Tipo	Dosis (g L ⁻¹)	
1			4	0.0113	10			4	0.0231
2		B	6	0.0125	11		B	6	0.0244
3			8	0.0138	12			8	0.0256
4			4	0.0100	13			4	0.0219
5	S1	M	6	0.0106	14	S2	M	6	0.0225
6			8	0.0119	15			8	0.0238
7			4	0.0113	16			4	0.0231
8		O	6	0.0125	17		O	6	0.0244
9			8	0.0144	18			8	0.0263

T: tratamiento; S: sustrato; S1: aserrín compostado de pino, corteza compostada de pino y vermiculita (70:15:15 v:v); S2: turba de musgo, perlita y vermiculita (60:20:20 v:v); B: Basacote[®]; M: Multicote[®]; O: Osmocote[®] ♦ T: treatment; S: substrate; S1: composted pine sawdust, composted pine bark and vermiculite (70:15:15 v:v); S2: peat moss, perlite and vermiculite (60:20:20 v:v); B: Basacote[™]; M: Multicote[™]; O: Osmocote[™].

Cada tratamiento incluyó cuatro repeticiones, cada una en una charola; en total, 72 charolas y 5544 cavidades, una planta en cada una. Con un diseño aleatorio, las charolas se colocaron en las mesas del centro del área de producción, para minimizar los efectos de orilla.

El costo por planta se calculó considerando 200 cm³ de sustrato por cavidad, incluyendo 40 cm³ del volumen que se compacta en los contenedores. Con tres cotizaciones comerciales, el costo promedio por litro de sustrato se calculó en US\$ 0.040 y 0.099 para el S1 y S2. Para los fertilizantes se obtuvo un costo promedio por kg de US\$ 2.31, 3.63 y 3.81 para Multicote[®], Basacote[®] y Osmocote[®].

Manejo de la producción

Las semillas se remojaron 8 h en agua, se desinfectaron con solución de peróxido de hidrógeno comercial, al 5 %, por 20 min, y se impregnó con Bactiva[®] (*Basilus* spp. y *Trichoderma* spp.), en una dosis de 3 g k⁻¹ de semilla. La siembra se realizó en la primera semana de octubre de 2012. Todas las unidades experimentales recibieron riego con cantidad de agua similar y manejo igual que el resto de la producción. El área de producción se mantuvo cubierta con malla para sombra por 8 meses, a partir de la siembra. Durante el desarrollo de las plantas no se presentaron problemas con patógenos o fenómenos meteorológicos que pudieran haber alterado el estudio.

Production management

Seeds were soaked in water for 8 h, disinfected with a commercial 5 % solution of hydrogen peroxide for 20 min and impregnated with Bactiva[™] (*Basilus* spp. and *Trichoderma* spp.) at a dosage of 3 g k⁻¹ seed. Sowing was carried out during the first week of October 2012. All the experimental units were irrigated with a similar quantity of water and management was the same as for the rest of the production. The area of production was covered with a shade cloth for 8 months after sowing. During plant development, there were no problems caused by pathogens or weather events that might have altered the study.

Assessed variables

Morphological characteristics of the plants

Plants were assessed 9.5 months after sowing. During this period and at the mean temperature of the study region, the nutrients contained in the fertilizer granules should have been released, according to the indications printed on the commercial package. Twenty plants were extracted at random from the central area of each tray (80 per treatment). Diameter (D) was measured at the base of the stem. In this area, the root and stem were separated and placed in paper bags. Plants were dried in an oven at 70 °C for 72 h. Dry weight of root (RDW) and shoot (SDW) was determined with an analytical balance.

Variables evaluadas

Características morfológicas de las plantas

Las plantas se evaluaron 9.5 meses después de la siembra, período en que los nutrientes de los gránulos de los fertilizantes deberían liberarse, según las indicaciones en los envases comerciales, a la temperatura media de la zona del estudio. Aleatoriamente se extrajeron 20 plantas del área central de cada charola (80 por tratamiento). El diámetro se midió en la base de su tallo; en esa zona se separó la raíz y del tallo y se colocaron en bolsas de papel. Las plantas se deshidrataron en un horno, a 70 °C, por 72 h; luego el peso seco de la raíz (PSR) y de la parte aérea (PSA) se determinó en una balanza analítica. No se evaluó la altura por su crecimiento cespitoso en esa etapa del desarrollo.

Concentración residual de N, P y K en el follaje y en los fertilizantes

De las plantas seleccionadas de cada tratamiento se integraron muestras representativas del follaje con cinco acículas secas de cada planta; de cada muestras, se separaron aleatoriamente tres sub muestras para su análisis. Cinco gránulos se recolectaron de los cepellones de cada planta, para integrar muestras representativas de los fertilizantes; de cada muestra se separaron aleatoriamente dos sub muestras para su análisis. La cuantificación de N, P y K se realizó en el laboratorio de Nutrición Vegetal Salvador Alcalde Blanco, del Colegio de Postgraduados.

Diseño experimental y análisis estadístico

El diseño experimental fue completamente al azar con arreglo factorial $2 \times 3 \times 3$, con dos sustratos, tres fertilizantes y tres dosis, y el modelo fue: $Y_{ijkl} = \mu + A_i + B_j + C_k + (AB)_{ij} + (AC)_{ik} + (BC)_{jk} + (ABC)_{ijk} + \varepsilon_{ijkl}$, donde A es el sustrato, B el fertilizante y C la dosis. Con los valores de las variables se realizó un ANDEVA y las medias de los tratamientos se compararon con la prueba de Tukey ($p \leq 0.05$), y se determinaron los efectos de las interacciones entre sustratos, fertilizantes y dosis con el software InfoStat®, versión 2008 (Di Rienzo *et al.*, 2008).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Variables morfológicas de las plantas

El efecto del tipo de sustrato, el fertilizante y la dosis fue significativo ($p \leq 0.0001$) en D, PSA, PSR,

Height was not measured because of grass stage growth during this time.

Residual concentration of N, P and K in foliage and fertilizers

Representative samples of foliage, with five dry needles, from selected plants of each treatment were used. Subsamples were separated randomly from each of the samples for analysis. Five granules were collected from the root ball of each plant as representative samples of the fertilizers. From each sample, two subsamples were separated at random for analysis. N, P and K were quantified in the plant nutrition laboratory Salvador Alcalde Blanco at the Colegio de Postgraduados.

Experimental design and statistical analysis

The experimental design was completely randomized with a $2 \times 3 \times 3$ factorial array, with two substrates, three fertilizers and three dosages, and the model was: $Y_{ijkl} = \mu + A_i + B_j + C_k + (AB)_{ij} + (AC)_{ik} + (BC)_{jk} + (ABC)_{ijk} + \varepsilon_{ijkl}$, where A is the substrate, B the fertilizer and C the dosage. With the values of the variables an ANOVA was performed and Tukey test was used for comparison of means ($p \leq 0.05$) between treatments. Effects of interactions among substrates, fertilizers and dosages was determined with the software InfoStat™, version 2008 (Di Rienzo *et al.*, 2008).

RESULTS AND DISCUSSION

Plant morphological variables

Effects of type of substrate, fertilizer and dosage were significant ($p \leq 0.0001$) on D, SDW, RDW and TDW. The effect of type and dosage of fertilizer was significant ($p \leq 0.0001$) in the shoot/root ratio (SDW/RDW). The interactions substrate-fertilizer and substrate-fertilizer-dosage significantly affected all the assessed variables. The interaction substrate-dosage affected only SDW, RDW, TDW ($p \leq 0.0001$) and D ($p \leq 0.0235$). The fertilizer-dosage interaction was present only in the variables SDW and SDW/RDW ($p \leq 0.0001$) and TDW ($p \leq 0.0016$). The values of all the variables were higher with treatment S2 than with S1. The highest values of D, SDW, RDW and TDW were achieved with Multicote™, followed by those in plants grown with Osmocote™ and Basacote™. The ratio SDW/RDW was lower with

y PST; el efecto del tipo de fertilizante y la dosis fueron significativos ($p \leq 0.0001$) en la relación PSA/PSR. Las interacciones del sustrato-fertilizante y sustrato-fertilizante-dosis afectaron significativamente ($p \leq 0.0001$) a todas las variables evaluadas; la de sustrato-dosis afectó sólo a PSA, PSR, PST ($p \leq 0.0001$) y D ($p < 0.0235$); en la de fertilizante-dosis se presentaron solo en las variables PSA y PSA/PSR ($p \leq 0.0001$) y PST ($p \leq 0.0016$). Los valores de todas las variables fueron superiores con S2 que con S1. Los valores de D, PSA, PSR y PST con Multicote® fueron los mayores, le siguieron los de las plantas con Osmocote® y Basacote®; la relación PSA/PSR tuvo el valor menor con Basacote® y el mayor con Osmocote® y Multicote®. Los valores de D, PSA y PST incrementaron con la dosis del fertilizante y tuvieron los valores mayores con 8 g L⁻¹; PSR presentó los valores mayores o similares con 6 y 8 g L⁻¹, en tanto que la relación PSA/PSR incrementó con la dosis y los valores mayores se obtuvieron con 8 g L⁻¹ de sustrato; es decir, las dosis intermedias generaron los valores más equilibrados. El tratamiento 14, correspondientes a S2, con 6 g L⁻¹ de Multicote®, presentó los valores mejores del conjunto de variables evaluadas, en tanto que, los tratamientos 1 y 7, de S1 con 4 g L⁻¹ de Basacote® y Osmocote® presentaron los valores menos deseables (Cuadros 3 y 4).

Con excepción de los tratamientos 7 y 8, el diámetro medio fue superior a 6 mm. Rueda *et al.* (2010) y Sáenz *et al.* (2010) evaluaron la calidad de planta producida en los estados de Jalisco y Michoacán, México, y propusieron el valor de 6 mm como diámetro mínimo para las especies del género *Pinus*, con crecimiento inicial de tipo cespitoso, desarrolladas en contenedores con cavidades de 160 cm³ de capacidad, similares a las del presente estudio. Bautista *et al.* (2005) realizaron un estudio en campo, con plántulas de *P. montezumae* Lamb., con diámetros mayores y menores a 6 mm; doce meses después de la plantación, la supervivencia de las plantas con diámetro mayor a 6 mm fue 84 % y 76 % la de las plantas con diámetro menor.

Rueda *et al.* (2010) y Sáenz *et al.* (2010), en seis viveros, produjeron plantas de *P. montezumae* y *Pinus devoniana* con diámetros de 4.7 a 9.8 mm. Los valores de las otras variables fueron PSA de 2.9 a 5.0 g, PSR de 0.9 a 1.6 g, PST de 3.9 a 6.1 y PSA/PSR de 2.0 a 4.9. Con excepción del tratamiento 1 (Basacote® Plus 4 g L⁻¹), los valores de PSA y PSR estuvieron

Basacote™ than with Osmocote™ and Multicote™. Values of D, SDW and TDW increased with dosage of the fertilizer and had higher values with 8 g L⁻¹. RDW had similar or higher values with 6 and 8 g L⁻¹, whereas the ratio SDW/RDW increased with the dosage, and the highest values were obtained with 8 g L⁻¹ substrate; that is, the intermediate dosages resulted in values that are more balanced. Treatment 14, corresponding to S2 with 6 g L⁻¹ Multicote™, had the best values for all assessed variables, while treatments 1 and 7, of S1 with 4 g L⁻¹ Basacote™ and Osmocote™ had the least desirable values (Tables 3 and 4).

With the exception of treatments 7 and 8, mean diameter was above 6 mm. Rueda *et al.* (2010) and Sáenz *et al.* (2010) evaluated quality of plants produced in the states of Jalisco and Michoacán, Mexico, and proposed 6 mm as the minimum diameter for species of the genus *Pinus*, with initial grass-stage growth, produced in trays with 160 cm³ capacity cavities, similar to our study. Bautista *et al.* (2005) conducted a field study with *P. montezumae* Lamb. seedlings with diameters larger and smaller than 6 mm. Twelve months after plantation, survival of plants with diameters above 6 mm was 84 %, whereas survival of plants with smaller diameters was 76 %.

Rueda *et al.* (2010) and Sáenz *et al.* (2010) produced *P. montezumae* and *Pinus devoniana* with diameters of 4.7 to 9.8 mm. The values of the other variables were SDW 2.9 to 5.0 g, RDW 0.9 to 1.6 g, TDW 3.9 to 6.1 and SDW/RDW 2.0 to 4.9. With the exception of treatment 1 (Basacote™ Plus 4 g L⁻¹), the values of SDW and RDW were within these intervals of variation. Values of the ratio SDW/RDW, in both our study and that conducted in Jalisco and Michoacán, were apparently high because the cavities of the trays were impregnated with copper. This caused the lateral roots to be thin, with diameters less than 0.5 mm, and short, thus having low RDW. Sword *et al.* (2001) evaluated the effect of chemical root pruning of *Pinus palustris* Mill. in polystyrene trays. This grass-stage growth species, native of the US southeast, had a similar root growth pattern and an average decrease of 18 % in dry root biomass of plants grown in 160 cm³ copper impregnated cavities, relative to plants grown in cavities without copper.

Cuadro 3. Valores estadísticos promedio por tratamiento, para las variables morfológicas de plantas de *Pinus montezumae* Lamb. con 9.5 meses de edad.**Table 3. Average statistical values by treatment for morphological variables of 9.5-month-old *Pinus montezumae* Lamb. plants.**

T	Diámetro (mm)	PSA	PSR	PST	PSA / PSR
		g			
1	6.02 g	2.17 j	0.73 i	2.90 i	3.08 a
2	6.67 f	2.97 i	0.95 fgh	3.92 h	3.33 ab
3	7.06 ef	3.46 gh	0.94 gh	4.40 gh	3.78 cde
4	7.16 def	3.28 hi	0.91 h	4.19 h	3.73 bcd
5	7.30 cde	4.02 def	1.05 cdefg	5.07 def	3.94 cdef
6	7.34 bcde	4.41 bcd	1.11 bcde	5.51 abcd	4.08 def
7	5.92 g	3.87 efg	0.91 h	4.78 fg	4.36 fg
8	5.97 g	3.92 ef	0.99 efgh	4.91 ef	4.08 def
9	6.72 ef	4.05 def	1.01 defgh	5.06 def	4.08 def
10	7.82 abc	3.83 fg	1.27 a	5.10 def	3.11 a
11	8.02 a	4.03 def	1.12 bcde	5.15 cdef	3.71 bcd
12	8.14 a	4.00 def	1.15 abc	5.15 cdef	3.68 bcd
13	7.30 cde	4.54 abc	1.11 bcde	5.65 abc	4.20 efg
14	7.74 abcd	4.65 ab	1.20 ab	5.85 ab	3.94 cdef
15	7.94 ab	4.89 a	1.09 bcdef	5.98 a	4.59 g
16	7.88 abc	3.91 ef	1.13 bcd	5.04 def	3.59 bc
17	8.09 a	4.26 bcd	1.16 abc	5.42 bcde	3.77 bcde
18	7.94 ab	4.17 cdef	1.15 abcd	5.32 cdf	3.71 bcd

T: tratamiento; PSA: peso seco de la parte aérea; PSR: peso seco de la raíz; PST: peso seco total; PSA/PSR: relación peso seco aéreo/peso seco de la raíz ♠ T: treatment; PSA: shoot dry weight; PSR: root dry weight; PST: total dry weight; PSA/PSR: shoot dry weight/root dry weight ratio.

dentro de estos intervalos de variación. Los valores aparentemente altos de la relación PSA/PSR, tanto del estudio como de la planta evaluada en los estados de Jalisco y Michoacán, se deben a que las cavidades de los contenedores en los que las plantas se produjeron estaban impregnados con sales de cobre; esto propició la formación de raíces laterales delgadas, con diámetro menor que 0.5 mm y cortas, con PSR bajo. Sword *et al.* (2001) evaluaron el efecto de la poda química de la raíz de las plantas de *Pinus palustris* Mill., especie de crecimiento cespitoso nativa del sureste de EE.UU., producidas en charolas de poliestireno; ellos observaron patrón similar de la forma de la raíz y disminución promedio de 18 % en la biomasa seca de la raíz de las plantas producidas en cavidades de 160 cm³, respecto a las no recubiertas con cobre.

Concentraciones de N, P y K en el follaje

La concentración de nutrimentos aumentó con la dosis de fertilización y con diferencias significativas en los tres nutrimentos por efecto de

N, P and K concentrations in foliage

Concentration of nutrients increased with fertilizer dosage. The effect of dosage produced significant differences ($p \leq 0.0001$) in the three nutrients. The effect of type of fertilizer resulted in differences only in N ($p \leq 0.0001$) and P ($p \leq 0.0152$), while substrate had a significant effect only on P and K ($p \leq 0.0001$). The highest concentration of the three nutrients in foliage occurred in S2 treatments. In the interactions substrate-dosage, substrate-fertilizer, fertilizer-dosage and substrate-fertilizer-dosage, there were no significant differences in the three macronutrients, except for P in the interaction substrate-dosage ($p \leq 0.0160$). In treatments 6, 12, 15 and 18, there was greater assimilation of N, P and K (Table 4).

The highest concentration of N occurred in treatments with Multicote™, that of P in the treatments with Osmocote™, and K concentrations were similar with the three fertilizers. This pattern

Cuadro 4. Valores estadísticos promedio por tratamiento de la concentración porcentual de N, P y K en el follaje de plantas de *Pinus montezumae* Lamb.**Table 4. Average statistical values by treatment of N, P and K percent concentration in *Pinus montezumae* Lamb. foliage.**

T	S	Fertilizante		N	P	K
		Tipo	Dosis (g L ⁻¹)	%		
1	S1	Basacote [®] Plus	4	0.79 e	0.06 d	0.12 e
2			6	1.00 bcde	0.11 bcd	0.15 cde
3			8	1.20 abc	0.11 bcd	0.24 abc
4	S1	Multicote [®]	4	0.96 bcde	0.07 d	0.14 de
5			6	1.12 abcd	0.13 abc	0.26 ab
6			8	1.29 a	0.13 abc	0.27 a
7	S1	Osmocote [®] Plus	4	0.86 de	0.09 cd	0.16 bcde
8			6	0.93 cde	0.12 abc	0.22 abcde
9			8	1.13 abcd	0.14 abc	0.25 abc
10	S2	Basacote [®] Plus	4	0.86 de	0.10 bcd	0.24 abc
11			6	1.00 bcde	0.14 abc	0.29 a
12			8	1.22 ab	0.16 a	0.31 a
13	S2	Multicote [®]	4	1.00 bcde	0.13 abc	0.25 abc
14			6	1.13 abcd	0.13 abc	0.26 ab
15			8	1.33 a	0.14 ab	0.31 a
16	S2	Osmocote [®] Plus	4	0.91 de	0.14 abc	0.26 a
17			6	1.06 abcde	0.14 abc	0.27 a
18			8	1.19 abc	0.15 ab	0.30 a

T: tratamiento; S: sustrato; S1: aserrín compostado de pino, corteza compostada de pino y vermiculita (70:15:15 v:v); S2: turba de musgo, perlita y vermiculita (60:20:20 v:v) ♦ T: treatment; S: substrate; S1: composted pine sawdust, composted pine bark and vermiculite (70:15:15 v:v); S2: (peat moss, perlite and vermiculite 60:20:20 v:v).

la dosis ($p \leq 0.0001$). Por efecto del tipo de fertilizante hubo diferencias sólo en el N ($p \leq 0.0001$) y el P ($p \leq 0.0152$) y por efecto del sustrato sólo en P y K ($p \leq 0.0001$). La concentración mayor de los tres nutrientes en el follaje se presentó en los tratamientos S2. En las interacciones sustrato-dosis, sustrato-fertilizante, fertilizante-dosis y sustrato-fertilizante-dosis no hubo diferencias significativas de los tres macro nutrientes, con excepción de la interacción sustrato-dosis para el P ($p \leq 0.0160$). En los tratamientos 6, 12, 15 y 18 se registró la asimilación mayor de N, P, K (Cuadro 4).

La concentración mayor de N se presentó en los tratamientos con Multicote[®], la de P en los tratamientos con Osmocote[®] y la de K fue similar con los tres fertilizantes. Este patrón correspondió con los

coincided with the percentage contents of the corresponding nutrients in the fertilizers used.

In a study of seedling quality indicators for forest nurseries, Prieto and Sáenz (2011) proposed the following foliage nutrient concentrations for native pines: 1.1 to 3.5 % N; 0.1 to 0.6 % P and 0.2 to 2.5 % K. With this scale, it is possible to determine that the produced plants had the recommended concentrations of N, P and K in treatments 3, 6 and 9 (S1 Basacote[™], Multicote[™] and Osmocote[™] 8 g L⁻¹), and in treatments 12, 14, 1, 17 and 18 (S2 Basacote[™] 6 and 8 g L⁻¹, Multicote[™] and Osmocote[™] 8 g L⁻¹). The latter dosage coincides with those used in other studies with forest species produced in trays with peat moss substrates and CRF: *Pinus canariensis* Chr. Sm.

contenidos porcentuales de los mismos nutrientes en los fertilizantes utilizados.

En un estudio sobre indicadores de calidad de planta para viveros forestales, Prieto y Sáenz (2011), propusieron las siguientes concentraciones de nutrientes en el follaje para los pinos nativos: 1.1 a 3.5 % N; 0.1 a 0.6 % P y 0.2 a 2.5 % K. Con esta escala es posible establecer que la planta producida presentó las concentraciones recomendadas de N, P y K, en los tratamientos 3, 6 y 9 (S1 Basacote[®], Multicote[®] y Osmocote[®] 8 g L⁻¹) y en los tratamientos 12, 14, 15, 17 y 18 (S2 Basacote[®] 6 y 8 g L⁻¹, Multicote[®] y Osmocote[®] 8 g L⁻¹). Estas últimas dosis coinciden con las usadas en otros estudios con especies forestales producidas en charolas, con sustratos de turba de musgo y FLC: *Pinus canariensis* Chr. Sm. Ex DC., con 7 g L⁻¹ de Osmocote[®] 18-6-12 de 6 a 7 meses (Díaz *et al.*, 2004); *Pinus halepensis* Mill., con 7 g L⁻¹ de Osmocote[®] (17-10-10 de 12 a 14 meses), Oliet *et al.* (2004); *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco., con 7 g L⁻¹ de Osmocote[®] Plus 18-6-12 de 6 a 7 meses, (Jacobs *et al.*, 2003).

Contenido residual de N, P y K en los fertilizantes

Nueve meses y medio después de la siembra, el contenido residual de N, P y K en los gránulos de los fertilizantes fue 24.8, 34.6 y 44.7 % en Basacote[®], 14.6, 25.5 y 39.8 % en Multicote[®] y 12.8, 38.4 y 33.3 en Osmocote[®]. Algunos autores coinciden en señalar que el N se libera en proporción mayor cuando la temperatura de 21 °C es constante, y sigue el K y el P (Rose *et al.*, 2004; Jacobs, 2005; Broschat, 2005; Newman *et al.*, 2006); este patrón se presentó en Osmocote[®], en tanto que el patrón de Multicote[®] y Basacote[®] cambió de mayor a menor para N, P y K.

Al final del periodo de liberación de los nutrientes retenidos en los tres FLC la presión osmótica en el interior de los gránulos se reduce y puede permanecer en ellos de 10 a 20 % del contenido inicial señalado en las etiquetas (Sword *et al.*, 2001; Jacobs, 2005; Landis y Dumroese, 2009). Las cantidades mayores de nutrientes retenidos en el estudio pudieron deberse a las temperaturas bajas, de 12 a 14 °C, en el vivero de octubre a marzo. Al respecto, las etiquetas en los productos comerciales indican que las temperaturas bajas extienden la vida útil del FLC, y aumentan el periodo de liberación de los nutrientes.

Ex DC., with 7 g L⁻¹ Osmocote[™] 18-6-12, 6 to 7 months (Díaz *et al.*, 2004); *Pinus halepensis* Mill., 7 g L⁻¹ Osmocote[™] (17-10-10, 12 to 14 months), Oliet *et al.* (2004); *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco., 7 g L⁻¹ Osmocote[™] Plus 18-6-12, 6 to 7 months, (Jacobs *et al.*, 2003).

Residual N, P and K content in fertilizers

Nine and a half months after sowing, the residual N, P and K content of fertilizer granules was 24.8, 34.6 and 44.7 % in Basacote[™], 14.6, 25.5 and 39.8 % in Multicote[™] and 12.8, 38.4 and 33.3 % in Osmocote[™]. Some authors coincide in pointing out that N is released faster when the temperature is constant at 21 °C, followed by K and P (Rose *et al.*, 2004; Jacobs, 2005; Broschat, 2005; Newman *et al.*, 2006). This pattern occurred in Osmocote[™], whereas the pattern of Multicote[™] and Basacote[™] changed from more to less for N, P and K.

At the end of the nutrient release period of the three CRF, osmotic pressure inside the granules decreases, and 10 to 20 % of the initial content stated on the labels remains (Sword *et al.*, 2001; Jacobs, 2005; Landis and Dumroese, 2009). The larger quantities of retained nutrients may have been due to low temperatures (12 to 14 °C) in the nursery from October to March. In this respect, the labels on the commercial products indicate that low temperatures extend the useful life of the CRF, and thus the period of nutrient release increases.

CONCLUSIONS

Pinus montezumae plants with a stem diameter larger than 6 mm and concentrations of N>1.1, P>0.1 and K>0.2 in foliage, considered suitable for reforestation, were obtained with 8 g L⁻¹ of the three CRF in the pine sawdust substrate (S1), which had an average cost of US\$ 0.013 per plant. In the peat moss substrate (S2), seedlings with these characteristics were obtained in the treatments with 6 g L⁻¹ Multicote[™] and Osmocote[™] and in those with 8 g L⁻¹ of Basacote[™]; the average cost was US\$ 0.024 per plant. In both substrates, the treatments with Multicote[™] were the least expensive.

The fertilizers used retained 15 to 45 % of the initial N, P, and K in the granules. For this reason, to produce *P. montezumae* plants with more biomass

CONCLUSIONES

Las plantas de *Pinus montezumae* con un diámetro de tallo mayor a 6 mm, y concentraciones de $N > 1.1$, de $P > 0.1$ y de $K > 0.2$ en el follaje, consideradas como apropiadas para reforestación, se obtuvieron con 8 g L^{-1} de los tres FLC en el sustrato de aserrín de pino (S1), con un costo promedio de US\$ 0.013 por planta por concepto de sustrato y fertilizante. En el sustrato de turba (S2) la planta con esas características se obtuvo, en los tratamientos con 6 g L^{-1} de Multicote® y Osmcote® y de 8 g L^{-1} de Basacote®, y el costo promedio de US\$ 0.024 por planta. En ambos sustratos, los tratamientos con Multicote® fueron los más económicos.

Los fertilizantes utilizados retuvieron en el interior de los gránulos de 15 a 45 % de N, P, K por lo que para producir planta de *P. montezumae*, con más biomasa y concentración mayor de nutrimentos en el follaje la producción debería programarse con periodos de crecimiento de 10 y 11 meses en viveros que utilicen sustratos, contenedores y con condiciones ambientales similares a las del presente estudio.

LITERATURA CITADA

- Aldana B., R., y M. Aguilera R. 2003. Procedimientos y Cálculos Básicos Útiles en la Operación de Viveros que Producen en Contenedor. Documento Técnico. Programa Nacional de Reforestación. CONAFOR. Guadalajara, Jalisco, México. 41 p.
- Bautista Z., N., V. M. Cetina A., J. A. G. Vera C., y C. T. Cervantes M. 2005. Evaluación de la calidad de brinzales de *Pinus montezumae* Lamb., producidos en el vivero San Luis Tlaxiátemalco, Distrito Federal. Ra Ximhai 1: 167-176.
- Broschat, T. K. 2005. Rates of ammonium-nitrogen, nitrate-nitrogen, phosphorus, and potassium, from two controlled-release fertilizers under different substrate environments. HortTechnology 15: 332-335.
- CONAFOR (Comisión Nacional Forestal). 2014. Objetivo Específico 1 del Monitoreo y Evaluación Complementaria de los Apoyos de Reforestación y Suelos 2012. Documento técnico. Guadalajara, Jalisco, México. pp: 178-187.
- CONAGUA (Comisión Nacional del Agua). 2014. Normales Climatológicas-Servicio Meteorológico Nacional. http://smn.cna.gob.mx/index.php?option=com_content&view=article&id=42&Itemid=75 (Febrero 2014).
- Díaz L., V. C., J. Climent M., J. Peters, E. Pérez M., J. Puértolas S., D. Morales M., M.S. Jiménez P., y L. Gil S. 2004. Evaluación de la calidad de plántulas de *Pinus canariensis* cultivadas con diferentes métodos en la supervivencia y crecimiento en campo. Cuad. Soc. Esp. Cien. For. 17: 63-67.
- Di Rienzo J., A., F. Casanoves, G. Balzarini M., L. González, M. Tablada, y W. Robledo C. 2008. InfoStat, versión 2008, and higher concentrations of nutrients in the foliage, production should be programmed for growth periods of 10 and 11 months in nurseries that use substrates and containers similar to those of our study and in similar environmental conditions.
- End of the English version—
- ✱
- Grupo InfoStat, FCA, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.
- Hoitink, H. A. J., A. G. Stone, and D. Y. Han. 1997. Supresión de enfermedades de plantas mediante compost. Agron. Costarricense 21: 25-35.
- Jacobs, D. F. 2005. Variation in nutrient release of polymer-coated fertilizers. USDA, Forest Service. Proc. RMRS-P-35: 113-118.
- Jacobs, D. F., R. Rose, and D. L. Haase. 2003. Ecophysiological response of douglas-fir seedlings to polymer-coated fertilizer. USDA, Forest Service. Proc. RMRS-P-28: 84-88.
- Landis, T. D., R. W. Tinus, S.E. Mc Donald, and J. P. Barnett. 1990. Containers and Growing Media, Vol. 2. The Container Tree Nursery Manual. Agric. Handbook 674. USDA, Forest Service. Washington, DC. USA. 88 p.
- Landis, T. D., and R. K. Dumroese. 2009. Using polymer-coated controlled-release fertilizers in the nursery and after outplanting. Forest Nursery Notes. USDA, Forest Service. Winter 2009: 5-12.
- Maldonado B., K. R., A. Aldrete, J. López U., H. Vaquera H., y V. M. Cetina A. 2011. Producción de *Pinus greggii* Engelm. en mezclas de sustrato con hidrogel y riego en vivero. Agrocencia 45: 389-398.
- Mateo S., J. J., R. Bonifacio V., S. R. Pérez R., L. Mohedano C., y J. Capulín G. 2011. Producción de *Cedrela odorata* L., en sustrato a base de aserrín crudo en sistema tecnificado en Técpan de Galeana, Guerrero, México. Ra Ximhai 7: 123-132.
- Mathers, H. M., S. B. Lowe, C. Scagel, D. K. Struve, and L. T. Case. 2007. Abiotic factors influencing root growth of woody nursery plants in containers. HortTechnology 17: 151-162.
- Newman, P. J., J. P. Albano, D. J. Merhaut, and E. K. Blythe. 2006. Nutrient release from controlled-release fertilizer in a neutral-pH substrate in an outdoor environment: I. Leachate electrical conductivity, pH and nitrogen, phosphorus and potassium concentrations. HortScience 41: 1674-1682.
- Oliet, J., R. Planelles, M. L. Segura, F. Artero, and D. F. Jacobs. 2004. Mineral nutrition and growth of containerized *Pinus halepensis* under controlled-release fertilizer. Scientia Horticulturae 103: 113-129.
- Perry, P. J. 1991. The Pines of Mexico and Central America. Timber Press. Portland, Oregon. 231 p.
- Prieto R., J. A., y J. T. Sáenz R. 2011. Indicadores de Calidad de Planta en Viveros Forestales de la Sierra Madre Occidental. Libro Técnico Núm. 3. Campo Experimental Valle del

- Guadiana. Centro de Investigación Regional Norte Centro. INIFAP. Durango, Dgo. 210 p.
- Reyes R., J., A. Aldrete, V. M. Cetina A., y J. López U. 2005. Producción de *Pinus pseudostrabus* var. *apulcensis* en sustratos a base de aserrín. Revista Chapingo. Serie Ciencias Forestales y del Ambiente 11: 105-110.
- Rose, R., D. L. Haase, y E. Arellano. 2004. Fertilizantes de entrega controlada: potencial para mejorar la productividad de la reforestación. Bosque 25: 89-100.
- Rueda S., A., J. D. Benavides S., J. A. Prieto R., J. T. Sáenz R., y G. Orozco G. 2010. Calidad de Planta Producida en los Viveros Forestales de Jalisco y Nayarit. Libro técnico Núm. 2. Campo Experimental Centro Altos de Jalisco, Centro de Investigación Regional Pacífico Centro. INIFAP. Guadalajara, Jal. 16 p.
- Sáenz R., J. T., F. J. Villaseñor R., H. J. Muñoz F., A. Rueda S., y J. A. Prieto R. 2010. Calidad de Planta en Viveros Forestales de Clima Templado en Michoacán. Folleto técnico Núm. 17. Campo Experimental Uruapan, Centro de Investigación Regional Pacífico Centro. INIFAP. Uruapan, Mich. 48 p.
- SEMARNAT (Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales). 2013. Anuario Estadístico de la Producción Forestal 2012. México, D.F. pp: 44-46.
- Sword S., M.A., S. J. S. Jung, and J. D. Haywood. 2001. Longleaf pine root system development and seedling quality response to copper root pruning and cavity size. South. J. Appl. For. 35: 5-11.
- Zavala Z., D., y R. Hernandez C. 2000. Análisis del rendimiento y utilidad del proceso de aserrío de trocería de pino. Madera y Bosques 6: 41-55.

COMPARACIÓN DE ESTIMADORES PARA VOLUMEN MADERABLE EN SELVA MEDIANA DEL SURESTE DE MÉXICO

COMPARISON OF WOOD VOLUME ESTIMATORS IN MEDIUM HEIGHT TROPICAL FORESTS OF MEXICO

Efraín Velasco-Bautista¹, Héctor de los Santos-Posadas^{1*}, Hugo Ramírez-Maldonado², Gilberto Rendón-Sánchez¹

¹Campus Montecillo. Colegio de Postgraduados. 56230. Montecillo, Estado de México (velasco.efrain@colpos.mx) (hectorm.delossantos@gmail.com). ²DICIFO-Universidad Autónoma Chapingo. 56230. Chapingo, Estado de México.

RESUMEN

En México, el proyecto Inventario Nacional Forestal y de Suelos (INFyS) utiliza para el análisis estadístico de los datos dasométricos estimadores de razón cuya aplicación es fácil. Sin embargo, en circunstancias diversas podría ser imposible obtener datos que cumplan por completo con sus supuestos teóricos. En este estudio se compararon los resultados del estimador de razón del INFyS con estimadores alternativos. Con datos del 2010 provenientes de la malla de muestreo obtenida en selva mediana subperennifolia y subcaducifolia en Quintana Roo y Campeche, México, se compararon estadísticamente los estimadores: razón de medias, medias de razones e Inventario Forestal y Análisis (FIA-USDA). El sesgo relativo del estimador de razón (sesgo respecto al error estándar) en todos los casos fue menor a 10 %; por tanto se consideró insignificante. En las condiciones estudiadas, los resultados indican que los tres estimadores no son estadísticamente diferentes. Sin embargo, el estimador medias de razón presenta la ventaja de proporcionar estimaciones por hectárea de manera directa. Además, su planteamiento teórico permite analizarlo desde una perspectiva del estimador Horvitz-Thompson.

Palabras clave: Razón de medias, media de razones, bootstrap, zonas de inclusión espacialmente disjuntas.

INTRODUCCIÓN

En el proyecto del Inventario Nacional Forestal y de Suelos (INFyS) se utiliza el diseño de muestreo estratificado sistemático por conglomerados. Éstos se localizan en equidistancias

ABSTRACT

In Mexico, the project National Forest and Soil Inventory (Inventario Nacional Forestal y de Suelos-INFyS) uses ratio estimators that are easily applicable for statistical analysis of dasometric data. However, under diverse circumstances, it may be impossible to obtain data that fully comply with their theoretical assumptions. In this study, the results of the INFyS ratio estimator are compared with results using alternative estimators. With 2010 data from the sampling grid obtained in the medium height sub-evergreen and sub-deciduous forests of Quintana Roo and Campeche, Mexico, the ratio of means estimator, mean of ratios estimator and the Forest Inventory and Analysis (FIA-USDA) were compared statistically. The relative bias of the ratio estimator (bias, relative to the standard error) in all cases was below 10 % and, therefore, considered insignificant. Under the conditions of this study, the results indicate that the three estimators are not statistically different. However, the mean of ratios estimator has the advantage of directly providing estimations per hectare. Moreover, its theoretical approach permits its analysis from a perspective of the Horvitz-Thompson estimator.

Key words: Ratio of means, mean of ratios, bootstrap, spatially disjointed inclusion zones.

INTRODUCTION

The National Forest and Soils Inventory (Inventario Nacional Forestal y de Suelos-INFyS) uses the systematic stratified cluster sampling design. The clusters are located 5 km equidistance from each other in temperate forests, as well as in high and medium high tropical forests, 10 km in low tropical forests and semiarid communities, and 20 km in arid communities (CONAFOR, 2012).

*Autor responsable ❖ Author for correspondence.

Recibido: marzo, 2015. Aprobado: septiembre, 2015.

Publicado como ARTÍCULO en *Agrociencia* 50: 119-132. 2016.

de 5 km en bosques, así como en selvas altas y medianas, de 10 km en selvas bajas y comunidades semiáridas, y de 20 km en comunidades áridas (CONAFOR, 2012).

El conglomerado o unidad de muestreo primaria (UMP), desde el punto de vista conceptual, es una parcela circular de 1 ha (56.42 m de radio), en la cual se evalúan cuatro unidades de muestreo secundarias (UMS) o sitios, de 400 m² cada una, dispuestas geométricamente en forma de una Y invertida con respecto al norte; éstas son circulares en el caso de bosques y vegetación de zonas áridas, y rectangulares en selvas. La UMS número 1 es el centro de la UMP y el punto de georeferenciación del conglomerado; las UMS 2, 3 y 4 son periféricas (satélite). La distancia del centro de la UMS 1 (sitio 1) al de las otras UMS (sitio 2, 3 y 4) es 45.14 m cuando los sitios son circulares y 36.42 m cuando son rectangulares. El azimut para localizar las UMS 2, 3 y 4 a partir del centro de la UMS 1 es 0°, 120° y 240°, respectivamente. Las unidades de estudio (UE) son los árboles u otros elementos biológicos en las UMS (Velasco *et al.*, 2005; CONAFOR, 2012). En cada UMS se mide el diámetro normal (DN) y la altura total de los árboles mayores a 7.5 cm de DN. El diseño del conglomerado es similar al del programa de Inventario Forestal y Análisis (FIA) para la evaluación de recursos forestales en EE.UU. (Bechtold y Scott, 2005; McRoberts *et al.*, 2005).

La ubicación de los conglomerados en campo está sujeta a las condiciones y la vegetación del terreno. En un conglomerado podría ser imposible instalar alguna o varias de las UMS, ya que se ubicarían en barrancas, lagos, terrenos agrícolas, caminos o minas (UMS inexistentes). En otras circunstancias, por escala en la cartografía base (Uso de Suelo y Vegetación SERIE IV de INEGI, 1:250 000) es posible que en campo una parte de conglomerado se ubique en un estrato diferente al definido en la cartografía. En otros casos, debido a los linderos o las barreras topográficas solo se puede instalar una parte del conglomerado y entonces las UMS serán inaccesibles. Esta situación de conglomerados de tamaño diferente ha conducido al uso de estimadores de razón en el INFyS.

Aun así cuando un conglomerado comprende dos o más subparcelas disjuntas es tratado como una sola parcela debido a que el conglomerado es atado a un solo punto muestral. En efecto, el conglomerado de

The cluster, or primary sampling unit (PSU), from a conceptual point of view, is a 1 ha circular plot (56.42 m radius), in which four secondary sampling units (SSU), or sites, are evaluated. SSU are 400 m² each, placed geometrically in an inverted Y-shape with respect to the north. They are circular in the case of temperate forests and arid zone vegetation, and rectangular in tropical forests. SSU number 1 is the center of the PSU and is the georeferencing point of the cluster; SSU 2, 3 and 4 are peripheral (satellite). The distance from the center of SSU 1 (site 1) to the center of the other SSU (sites 2, 3 and 4) is 45.14 m when the sites are circular and 36.42 m when they are rectangular. The azimuth for locating SSU 2, 3 and 4 from the center of SSU 1 is 0°, 120° and 240°, respectively. The study units (SU) are the trees or other biological elements in the SSU (Velasco *et al.*, 2005; CONAFOR, 2012). In each SSU, diameter at breast height (DBH) and total height of trees with DBH larger than 7.5 cm are measured. The cluster design is similar to the Forest Inventory and Analysis (FIA) program for evaluation of forest resources in the USA (Bechtold and Scott, 2005; McRoberts *et al.*, 2005).

Location of the clusters in the field is subject to conditions and vegetation of the terrain. In a cluster, it might be impossible to install one or several SSU since they might be placed in canyons, lakes, farmland, roads or mines (non-existent SSU). In other circumstances, by scale in the cartographic base (Land use and Vegetation SERIES IV, INEGI, 1:250 000), it is possible that in the field part of the cluster is located in a stratum different from that defined in the cartography. In other cases, because of borders or topographic barriers, only a part of the cluster can be installed, and thus, the SSU will be inaccessible. This situation of clusters of different sizes has led to the use of ratio estimators in the INFyS.

Even so, when a cluster comprises two or more disjointed subplots, it is treated as a single plot because the cluster is tied to a single sampling point. Indeed, the cluster of plots serves to identify those elements whose spatially disjointed inclusion zones include the sample point (Gregoire and Valentine, 2008). Thus, there are different ways to estimate the forest parameters of interest.

The contribution of medium height rainforest is poor to the reality and potential of lumber production, although it is useful to obtain some non-

parcelas sirve para identificar aquellos elementos cuyas zonas de inclusión espacialmente disjuntas incluyen al punto muestral (Gregoire y Valentine, 2008). Así, hay formas diferentes para estimar los parámetros de interés forestal.

La selva mediana aporta poco a la realidad y potencial de producción maderable, pero es útil para obtener algunos productos forestales no maderables. Además de la biodiversidad, la selva mediana subperennifolia es de importancia mínima en cuanto a su capacidad de almacenamiento de carbono. Eaton y Lawrence (2009) reportan que en la selva mediana subperennifolia de Campeche y Quintana Roo el carbono en la biomasa viva sobre el suelo oscila de 4.8 Mg ha^{-1} en un bosque secundario de tres años hasta 73.5 Mg ha^{-1} en un bosque maduro, mientras que el carbono aéreo combinado con el carbono del suelo varía de 192 Mg ha^{-1} en un bosque secundario de 12 años hasta 469 Mg ha^{-1} en selva madura. Estas cualidades reducen la importancia de estudiar a la selva mediana subperennifolia desde el punto de vista cuantitativo.

Aunque la relación lineal entre la variable de interés (volumen, área basal, número de árboles) y la auxiliar (área) es débil y la recta no pasa siempre por el origen, el estimador de razón se usa en el proyecto de Inventario Nacional Forestal y de Suelos (INFyS) de México. Por lo tanto y para investigar el comportamiento de estimadores alternativos en ecosistemas forestales complejos, el objetivo del presente estudio fue comparar los estimadores de medias de razones, razón de medias, y FIA, y el parámetro de interés fue el volumen maderable ($\text{m}^3 \text{ ha}^{-1}$) en selva mediana subperennifolia y subcaducifolia de Quintana Roo y Campeche, México. La hipótesis fue que los tres estimadores no son estadísticamente diferentes.

MATERIALES Y MÉTODOS

Diseño del conglomerado y zona de inclusión

El diseño del conglomerado del INFyS es un conglomerado de subparcelas (circulares o rectangulares) que comprende una subparcela central georeferida en un punto muestral (x_i, z_i) y $n-1$ subparcelas satélite no traslapadas en un arreglo fijo. Este tipo de arreglo de subparcelas define una zona de inclusión espacialmente disjunta alrededor del punto central de cualquier árbol (Valentine *et al.*, 2006). Un conglomerado de subparcelas incluye un

timber forest products. Besides biodiversity, the sub-evergreen medium height tropical forest is negligible in terms of its capacity for carbon storage. Eaton and Lawrence (2009) report that in the medium height sub-evergreen tropical forest of Campeche and Quintana Roo live biomass on the soil oscillates between 4.8 Mg ha^{-1} in a three-year-old secondary forest and 73.5 Mg ha^{-1} in a mature forest, whereas, aboveground carbon combined with soil carbon varies from 192 Mg ha^{-1} in a 12-year-old secondary forest to 469 Mg ha^{-1} in a mature rain forest. These qualities diminish the importance of studying the medium height sub-evergreen tropical forest from a quantitative perspective.

Although the linear relationship between the variable of interest (volume, basal area, number of trees) and the auxiliary (area) is weak and the line does not always pass through the intercept, the ratio estimator is used in the National Forest and Soils Inventory (INFyS) project of Mexico. Therefore, and to evaluate the behavior of alternative estimators in complex forest ecosystems, the objective this study was to compare the estimators means of ratios, ratio of means and FIA, and timber volume ($\text{m}^3 \text{ ha}^{-1}$) was the parameter of interest in sub-evergreen and sub-deciduous tropical forests of Quintana Roo and Campeche, Mexico. The hypothesis was that the three estimators are not statistically different.

MATERIALS AND METHODS

Cluster design and inclusion zone

The INFyS cluster design is a cluster of subplots (circular or rectangular) that comprises a central georeferenced subplot at a sampling point (x_i, z_i) and $n-1$ satellite non-overlapping subplots in a fixed arrangement. This type of arrangement of subplots defines an inclusion zone, spatially disjointed around the central point of any tree (Valentine *et al.*, 2006). A cluster of subplots includes one tree if the sampling point falls within any part of the inclusion zone of the tree (Valentine *et al.*, 2006; Gregoire and Valentine, 2008).

In order to present the possible estimators and their respective variances, in the following section presents the notation in detail.

Notation

A : forested area of the region of interest (ha); U_k : k^{th} element in the population; m : sampling points; P_s : s^{th} cluster, $s=1,2,\dots, m$;

árbol si el punto muestral cae en cualquier parte de la zona de inclusión del árbol (Valentine *et al.*, 2006; Gregoire y Valentine, 2008).

Con el fin de presentar los posibles estimadores y sus respectivas varianzas enseguida se detalla la notación.

Notación

A : área forestal de la región de interés (ha); U_k : k -ésimo elemento en la población; m : puntos de muestreo; P_s : s -ésimo conglomerado, $s=1,2,\dots,m$; (x_s, z_s) : coordenadas del conglomerado P_s ; (x_k, z_k) : ubicación geográfica de un elemento de la población, U_k ; a_{sj} : área de cada subparcela (400 m^2) en P_s ; n_s : número de subparcelas efectivamente evaluadas en campo en la parcela s , $n_s=1,2,3,4$; a_k : área de la subzona de inclusión del elemento U_k ; $n_s a_k$: área de la zona de inclusión del elemento U_k ; $\pi_k=n_s a_k/A$: probabilidad de inclusión del elemento U_k ; y_k : valor de un atributo de interés asociado a U_k (área basal, volumen, biomasa, carbono); $T_y = \sum_{k=1}^N y_k$: total poblacional de un atributo de interés; N : número de árboles en el área forestal de la región de interés; t : número de árboles en la subparcela.

Estimadores

Bajo el principio de que los conglomerados pueden ser de tamaño diferente, Velasco *et al.* (2005) propusieron estimadores de razón de medias para analizar datos del Inventario Nacional Forestal de México. En el denominador consideraron el atributo de interés (volumen) y en denominador el área del conglomerado como variable auxiliar. En este sentido el estimador se expresa como:

$$y_{ha} = \frac{\sum_{s=1}^m y_s}{\sum_{s=1}^m a_s} = \frac{\sum_{s=1}^m \sum_{j=1}^{n_s} \sum_{k=1}^t y_{sjk}}{\sum_{s=1}^m \sum_{j=1}^{n_s} a_{sj}} \quad (1)$$

En (1) y_s es la cantidad total del atributo en la parcela muestral s y a_s es el área (ha) de la parcela muestral s efectivamente evaluada en campo. La varianza estimada de (1), según Cochran (1993), es:

$$v(y_{ha}) = \frac{1}{\bar{a}^2} \frac{1}{m(m-1)} \sum_{s=1}^m (y_s - y_{ha} a_s)^2 \quad (2)$$

donde $\bar{a} = \sum_{s=1}^m a_s / m$. El estimador (1) funciona bien si: 1) la población completa a ser inventariada es teselada por todas las

(x_s, z_s) : coordinates of the cluster P_s ; (x_k, z_k) : geographic location of an element of the population, U_k ; a_{sj} : area of each subplot (400 m^2) in P_s ; n_s : number of subplots effectively evaluated in the field in plot s , $n_s=1,2,3,4$; a_k : area of the sub-zone of inclusion of the element U_k ; $n_s a_k$: area of the zone of inclusion of the element U_k ; $\pi_k=n_s a_k/A$: probability of inclusion of element U_k ; y_k : value of an attribute of interest associated with U_k (basal area, volume, biomass, carbon); $T_y = \sum_{k=1}^N y_k$: population total of an attribute of interest; N : number of trees in the forested area of the region of interest; t : number of trees in the subplot.

Estimators

Under the principle that clusters can be of different sizes, Velasco *et al.* (2005) proposed ratio of means estimators to analyze data of the National Forest Inventory of Mexico. In the numerator, they considered the attribute of interest (volume) and in the denominator the area of the cluster as the auxiliary variable. In this sense, the estimator is expressed as follows:

$$y_{ha} = \frac{\sum_{s=1}^m y_s}{\sum_{s=1}^m a_s} = \frac{\sum_{s=1}^m \sum_{j=1}^{n_s} \sum_{k=1}^t y_{sjk}}{\sum_{s=1}^m \sum_{j=1}^{n_s} a_{sj}} \quad (1)$$

In (1), y_s is the total quantity of the attribute in sampling plot s and a_s is the area (ha) of the sampling plot s effectively evaluated in the field. The variance estimated in (1), according to Cochran (1993) is:

$$v(y_{ha}) = \frac{1}{\bar{a}^2} \frac{1}{m(m-1)} \sum_{s=1}^m (y_s - y_{ha} a_s)^2 \quad (2)$$

where $\bar{a} = \sum_{s=1}^m a_s / m$. The estimator (1) functions well if 1) the entire population to be inventoried is tessellated by all the possible sample plots (non-overlapping clusters with no spaces between), and 2) the plots are selected with equal probabilities. Normally, INFyS does not satisfy either assumption in practice. Instead, the sample plots are selected as a sample point of an infinite universe of possible central points of plots, and the trees present where there are different sized plots are selected with a higher probability than those in smaller plots (Smelko and Saborowski, 1999).

The ratio estimator is a biased estimator; however, there may be certain circumstances in which it can be unbiased. Ratio

posibles parcelas muestrales (conglomerados no traslapados y sin espacios entre ellos), y 2) las parcelas son seleccionadas con probabilidades iguales. Ambos supuestos normalmente no son cumplidos en la práctica del INFyS, y en su lugar las parcelas muestrales se seleccionan como un punto muestral de un universo infinito de posibles puntos centrales de parcelas, y los árboles presentes donde hay parcelas de tamaños diferentes son seleccionados con probabilidad más alta que aquellos de parcelas más pequeñas (Smelko y Saborowski, 1999).

El estimador de razón es un estimador sesgado, pero hay circunstancias donde puede ser insesgado. El estimador de razón (1) es más efectivo cuando: 1) la relación entre y_s y a_s es una línea recta que pasa por el origen, y 2) la varianza de y_s alrededor de esta recta es proporcional a a_s . De manera práctica, el uso de (1) se justifica si: 1) el coeficiente de correlación entre y_s y a_s es mayor a 0.5, y 2) el tamaño de muestra es mayor a 30 (Scheaffer *et al.*, 1987; Cochran, 1993).

Scott *et al.* (2005), en el marco del programa de Inventario Forestal y Análisis (FIA) de EE.UU., propusieron un estimador para atributos forestales similar a una media de razones, pero para la estimación en cada parcela muestral s se considera un área ajustada:

$$y_{ha}(s) = \frac{y_s}{a_s} = \frac{\sum_{j=1}^{n_s} \sum_{k=1}^t y_{sjk}}{a_0 \bar{p}_0} \quad (3)$$

donde, a_0 es área total usada para observar el atributo de interés en una parcela (cuatro veces el área de la subparcela) y $\bar{p}_0$ es la proporción media de áreas de las parcelas observadas que caen dentro de la población de interés, se obtiene con

$$\bar{p}_0 = \sum_{s=1}^m \sum_{j=1}^{n_s} a_{sj} / a_0 m.$$

Los valores $y_{ha}(s)$ de (3) se usan para la estimación de la media por hectárea:

$$\bar{y}_{ha} = \frac{\sum_{s=1}^m y_{ha}(s)}{m} \quad (4)$$

La varianza de (4) se estima de la siguiente manera:

$$v(\bar{y}_{ha}) = \frac{\sum_{s=1}^m (y_{ha}(s) - \bar{y}_{ha})^2}{m(m-1)} \quad (5)$$

estimator (1) is more effective when 1) the relationship between y_s and a_s is a straight line that passes through the origin, and 2) the variance of y_s around this line is proportional to a_s . In practice, the use of (1) is justified if 1) the coefficient of correlation between y_s and a_s is above 0.5, and 2) the sample size is above 30 (Scheaffer *et al.*, 1987; Cochran, 1993).

Scott *et al.* (2005), within the framework of the Forest Inventory and Analysis (FIA) program of the United States, proposed an estimator for forest attributes similar to a mean of ratios, but for the estimation in each sample plot s , an adjusted area is considered:

$$y_{ha}(s) = \frac{y_s}{a_s} = \frac{\sum_{j=1}^{n_s} \sum_{k=1}^t y_{sjk}}{a_0 \bar{p}_0} \quad (3)$$

where a_0 is the total area used to observe the attribute of interest in a plot (four times the area of the subplot) and $\bar{p}_0$ is the mean proportion of plot areas that fall within the population of interest, obtained with $\bar{p}_0 = \sum_{s=1}^m \sum_{j=1}^{n_s} a_{sj} / a_0 m$.

The values $y_{ha}(s)$ of (3) are used to estimate the mean per hectare:

$$\bar{y}_{ha} = \frac{\sum_{s=1}^m y_{ha}(s)}{m} \quad (4)$$

The variance of (4) is estimated in the following manner:

$$v(\bar{y}_{ha}) = \frac{\sum_{s=1}^m (y_{ha}(s) - \bar{y}_{ha})^2}{m(m-1)} \quad (5)$$

The estimator of Scott *et al.* (2005) is a mean of ratios estimator that considers, in each sample plot s , the complete area of the cluster adjusted by the mean proportion of the areas of the plots observed that fall within the population of interest.

The probability of including a U_k element in each sample point allows deriving another estimator from the viewpoint of repeated sampling. Thus, T_y can estimate with an unbiased Horvitz-Thompson (HT) estimator, that is:

$$\hat{T}_{y\pi s} = \sum_{U_k \in P_s} \frac{y_k}{\pi_k} = A \sum_{U_k \in P_s} \frac{y_k}{n_s a_k} = A \sum_{U_k \in P_s} \rho_k = A \rho_s \quad (6)$$

El estimador de Scott *et al.* (2005) es un estimador de media de razones que en cada parcela muestral s considera el área del conglomerado completo ajustada por la proporción media de áreas de las parcelas observadas que caen dentro de la población de interés.

La probabilidad de incluir un elemento U_k en cada punto muestral permite derivar otro estimador desde el punto de vista de muestreo replicado. Así, T_y se puede estimar mediante un estimador insesgado Horvitz-Thompson (HT), es decir:

$$\hat{T}_{y\pi s} = \sum_{U_k \in P_s} \frac{y_k}{\pi_k} = A \sum_{U_k \in P_s} \frac{y_k}{n_s a_k} = A \sum_{U_k \in P_s} \rho_k = A \rho_s \quad (6)$$

En la expresión (6) $\rho_k = y_k / n_s a_k$ es el valor de y_k prorrateado por unidad de área y ρ_s es la suma de todos los valores prorrateados para el conglomerado P_s . La instalación de múltiples conglomerados independientes P_s en A , seguido por la estimación HT de T_y con los datos de cada P_s (ecuación 6), es el muestreo replicado (Barabesi y Fattorini, 1998; Barabesi y Pisani, 2004). Según Schreuder *et al.* (1993) y Gregoire y Valentine (2008), el estimador de T_y basado en un muestreo replicado de m P_s es:

$$\hat{T}_{y\pi,rep} = \frac{1}{m} \sum_{s=1}^m \hat{T}_{y\pi s} = \frac{1}{m} \sum_{s=1}^m A \rho_s = \frac{A}{m} \sum_{s=1}^m \rho_s = A \bar{\rho} \quad (7)$$

La varianza de $\hat{T}_{y\pi,rep}$ es $V(\hat{T}_{y\pi,rep}) = V(\hat{T}_{y\pi s}) / m$ (Barabesi y Pisani, 2004). Sin embargo, la varianza estimada de $\hat{T}_{y\pi s}$, derivada en términos del estimador HT, es algo tediosa para calcular, ya que requiere la probabilidad conjunta de seleccionar U_k y $U_{k'}$. Por esta razón, Särndal *et al.* (1992-pág. 424), Schreuder *et al.* (1993-pág. 116) y Gregoire y Valentine (2008-pág. 216) indican que $V(\hat{T}_{y\pi,rep})$ se puede estimar insesgadamente mediante:

$$v(\hat{T}_{y\pi,rep}) = \frac{1}{m(m-1)} \sum_{s=1}^m (\hat{T}_{y\pi s} - \hat{T}_{y\pi,rep})^2 \quad (8)$$

La cantidad total de un atributo de interés dividido por el área de la población resulta en la cantidad promedio por unidad de área, es decir, $\lambda_y = T_y / A$. Esta cantidad puede ser estimada insesgadamente con datos de la muestra mediante $\hat{\lambda}_{y\pi s} = \hat{T}_{y\pi s} / A$. Considerando esta expresión y (7), el estimador de λ_y a partir de muestreo replicado de m conglomerados es:

$$\hat{\lambda}_{y\pi,rep} = \frac{1}{m} \sum_{s=1}^m \hat{\lambda}_{y\pi s} = \frac{1}{A} \frac{1}{m} \sum_{s=1}^m \hat{T}_{y\pi s} = \frac{1}{A} \hat{T}_{y\pi,rep} = \bar{\rho} \quad (9)$$

In equation (6), $\rho_k = y_k / n_s a_k$ is the value of y_k prorated per unit of area and ρ_s is the sum of all the prorated values for the P_s cluster. Installation of multiple independent P_s clusters in A , followed by the HT estimation of T_y with data from each P_s (equation 6) is replicated sampling (Barabesi and Fattorini, 1998; Barabesi and Pisani, 2004). According to Schreuder *et al.* (1993) and Gregoire and Valentine (2008), the T_y estimator based on replicated sampling of m P_s is:

$$\hat{T}_{y\pi,rep} = \frac{1}{m} \sum_{s=1}^m \hat{T}_{y\pi s} = \frac{1}{m} \sum_{s=1}^m A \rho_s = \frac{A}{m} \sum_{s=1}^m \rho_s = A \bar{\rho} \quad (7)$$

The variance of $\hat{T}_{y\pi,rep}$ is $V(\hat{T}_{y\pi,rep}) = V(\hat{T}_{y\pi s}) / m$ (Barabesi and Pisani, 2004). However, the estimated variance of $\hat{T}_{y\pi s}$ derived in terms of the HT estimator is somewhat tedious for computer since it requires the joint probability of selecting U_k and $U_{k'}$. For this reason, Särndal *et al.* (1992-p. 424), Schreuder *et al.* (1993-p. 116) and Gregoire and Valentine (2008-p. 216) point out that $V(\hat{T}_{y\pi,rep})$ can be estimated unbiasedly with:

$$v(\hat{T}_{y\pi,rep}) = \frac{1}{m(m-1)} \sum_{s=1}^m (\hat{T}_{y\pi s} - \hat{T}_{y\pi,rep})^2 \quad (8)$$

The total quantity of an attribute of interest divided by the area of the population results in the average quantity per unit of area; that is, $\lambda_y = T_y / A$. This quantity can be estimated unbiasedly with data from the sample with $\hat{\lambda}_{y\pi s} = \hat{T}_{y\pi s} / A$. Considering this expression and (7), the estimator of λ_y parting from the replicated sampling of m clusters is:

$$\hat{\lambda}_{y\pi,rep} = \frac{1}{m} \sum_{s=1}^m \hat{\lambda}_{y\pi s} = \frac{1}{A} \frac{1}{m} \sum_{s=1}^m \hat{T}_{y\pi s} = \frac{1}{A} \hat{T}_{y\pi,rep} = \bar{\rho} \quad (9)$$

where $\hat{T}_{y\pi s} = A \sum_{U_k \in P_s} (y_k / n_s a_k)$. The result (9), based on the prorated estimation per unit of area, $\rho_k = y_k / n_s a_k$, does not require knowledge of A nor of the explicit determination of inclusion probabilities. The variance of $\hat{\lambda}_{y\pi,rep}$ is $V(\hat{\lambda}_{y\pi,rep}) = V(\hat{T}_{y\pi,rep}) / A^2$, which, according to Gregoire and Valentine (2008-p. 220), can be estimated unbiasedly by:

$$v(\hat{\lambda}_{y\pi,rep}) = \frac{1}{m(m-1)} \sum_{s=1}^m (\hat{\lambda}_{y\pi s} - \hat{\lambda}_{y\pi,rep})^2 \quad (10)$$

Equation (9) does not require explicit determination of the inclusion probabilities of each tree, but it does assume that regardless of the number of satellite subplots that finally integrate

donde, $\hat{T}_{y\pi s} = A \sum_{U_k \in P_s} (y_k / n_s a_k)$. El resultado (9), basado en la estimación prorrateada por unidad de área, $\rho_k = y_k / n_s a_k$, no requiere conocer A ni la determinación explícita de las probabilidades de inclusión. La varianza de $\hat{\lambda}_{y\pi,rep}$ es $V(\hat{\lambda}_{y\pi,rep}) = V(\hat{T}_{y\pi,rep}) / A^2$, la cual, según Gregoire y Valentine (2008-pág. 220), puede ser estimada insesadamente por:

$$v(\hat{\lambda}_{y\pi,rep}) = \frac{1}{m(m-1)} \sum_{s=1}^m (\hat{\lambda}_{y\pi s} - \hat{\lambda}_{y\pi,rep})^2 \quad (10)$$

La ecuación (9) no requiere la determinación explícita de las probabilidades de inclusión de cada árbol, pero sí supone que independiente del número de suparcelas satélite que al final integren el conglomerado en campo, las subzonas de inclusión estén completas (no truncadas). Así, (9) implica que para cada elemento, el atributo de interés sea dividido entre el área del conglomerado efectivamente evaluado en campo ($n_s a_k = n_s a_{sj}$), la cual es común para todos los árboles que pertenecen al mismo conglomerado.

Suponiendo que las subzonas de inclusión de los árboles estén completas, el estimador (9) puede considerarse como una media de razones (Smelko y Merganic, 2008). El método media de razones fue recomendado para muestreo sistemático con parcelas muestrales de tamaño diferente (Smelko y Saborowski, 1999). Por lo tanto, en cada parcela muestral s los datos muestrales y_s necesitan ser calculados a un área igual (1 ha) usando la siguiente formula (Smelko y Merganic, 2008):

$$y_{ha}(s) = \frac{y_s}{a_s} = \frac{\sum_{j=1}^{n_s} \sum_{k=1}^t y_{sjk}}{n_s a_{sj}} \quad (11)$$

donde y_s es la cantidad total del atributo en la parcela muestral s y a_s es el área (ha) de la parcela muestral s efectivamente evaluada en campo.

Estos valores por hectárea $y_{ha}(s)$ son usados para la estimación de la media por hectárea:

$$\bar{y}_{ha} = \frac{\sum_{s=1}^m y_{ha}(s)}{m} \quad (12)$$

No existen estimadores para la varianza de (12) cuando se utiliza muestreo sistemático, por lo tanto se estima de la siguiente manera:

the cluster in the field, the sub-zones of inclusion are complete (not truncated). Thus, (9) implies that for each element, the attribute of interest is divided by the area of the cluster effectively evaluated in the field ($n_s a_k = n_s a_{sj}$), which is common for all the trees belonging to the same cluster.

Assuming that the sub-zones of tree inclusion are complete, estimator (9) can be considered a mean of ratios (Smelko and Merganic, 2008). The method mean of ratios was recommended for systematic sampling with sample plots of different sizes (Smelko and Saborowski, 1999). Therefore, in each sample plot s , the sample data y_s need to be calculated to an equal area (1 ha) using the following formula (Smelko and Merganic, 2008):

$$y_{ha}(s) = \frac{y_s}{a_s} = \frac{\sum_{j=1}^{n_s} \sum_{k=1}^t y_{sjk}}{n_s a_{sj}} \quad (11)$$

where y_s is the total quantity of the attribute in the sample plot s and a_s is the area (ha) of the sample plot s effectively evaluated in the field.

These values per hectare $y_{ha}(s)$ are used to estimate the mean per hectare:

$$\bar{y}_{ha} = \frac{\sum_{s=1}^m y_{ha}(s)}{m} \quad (12)$$

There are no estimators for the variance of (12) when systematic sampling is used. It is therefore estimated in the following way:

$$v(\bar{y}_{ha}) = \frac{\sum_{s=1}^m (y_{ha}(s) - \bar{y}_{ha})^2}{m(m-1)} \quad (13)$$

this estimation was shown as a conservative variance in applications of systematic sampling (Smelko and Saborowski, 1999).

Estimation of the variance for the estimators (1), (4) and (12) considers random sampling even when the sampling design of the National Forest Inventory is systematic. However, in forest inventories, it is reasonable to assume that systematic sampling is approximately equivalent to simple random sampling (Zarnoch and Bechtold, 2000). Velasco *et al.* (2005) refer to the use of random sampling in forest inventories when the data are collected in a systematic grid. Cochran (1993) states that if the

$$v(\bar{y}_{ha}) = \frac{\sum_{s=1}^m (y_{hs}(s) - \bar{y}_{ha})^2}{m(m-1)} \quad (13)$$

la cual se mostró que es una varianza conservadora en aplicaciones de muestreo sistemático (Smelko y Saborowski, 1999).

La estimación de la varianza para los estimadores (1), (4) y (12) considera un muestreo aleatorio aun cuando el diseño de muestreo del inventario nacional forestal es sistemático. Sin embargo, en inventarios forestales es razonable suponer que el muestreo sistemático es aproximadamente equivalente al muestreo aleatorio simple (Zarnoch y Bechtold, 2000). Velasco *et al.* (2005) refieren el uso del muestreo aleatorio en inventarios forestales cuando los datos son recolectados en una malla sistemática. Cochran (1993) indica que si la población es aleatoria la fórmula para la varianza en muestreo sistemático es la misma que para una muestra aleatoria simple.

Otra forma para estimar la varianza de (1), (4) y (12) es con el método bootstrap no paramétrico, en el cual la varianza se calcula con base en un gran número de estimaciones correspondientes a muestras bootstrap obtenidas desde la muestra original (Efron, 1979; Särndal *et al.*, 1992; Pérez, 2000). En cualquier caso, suponiendo una distribución de $\hat{\theta}$ aproximadamente normal o Gaussiana, un intervalo de confianza para θ está dado de la siguiente manera: $\hat{\theta} \pm 2(v(\hat{\theta}))^{1/2}$.

Base de datos

En este estudio se usaron datos de selva mediana subperennifolia y subcaducifolia de Quintana Roo y Campeche, tomados en campo en 2010 en el marco del proyecto de Inventario Nacional Forestal y de Suelos. Para Quintana Roo se usaron $m=206$ conglomerados de selva mediana subperennifolia y $m=22$ de selva mediana subcaducifolia; para Campeche $m=127$ conglomerados de selva mediana subperennifolia y $m=58$ de selva mediana subcaducifolia. Las ecuaciones usadas fueron las de volumen fustal reportadas por SAG (1976) y SARH (1985), las cuales son aplicación a nivel estatal y por grupo botánico. La elección del volumen maderable como parámetro de interés se basó en que a nivel regional existen funciones de volumen en el Sureste mexicano. Las variables volumen y carbono están altamente correlacionadas, por lo cual se esperan resultados similares cuando la variable carbono sea de interés. Para el análisis de la información se elaboró un programa en el software Sistema de Análisis Estadístico Versión 9.2 (SAS, 2009). En este programa se generó una matriz (mxp); sus columnas correspondieron a la longitud, latitud, área basal, densidad arbórea, volumen maderable fustal y área

population is random, the formula for the variance in systematic sampling is the same as for simple random sampling.

Another way to estimate the variance of (1), (4) and (12) is with the non-parametric bootstrap method; with this, the variance is calculated on the basis of a large number of estimations corresponding to bootstrap samples obtained from the original sample (Efron, 1979; Särndal *et al.*, 1992; Pérez, 2000). In any case, assuming for $\hat{\theta}$ an approximately normal, or Gaussian, distribution, a confidence interval for θ is given as follows: $\hat{\theta} \pm 2(v(\hat{\theta}))^{1/2}$.

Database

In this study, data from medium height sub-evergreen and sub-deciduous tropical forests of Quintana Roo and Campeche taken in the field in 2010 were used within the framework of the project National Forest and Soils Inventory. For Quintana Roo, $m=206$ clusters of medium height sub-evergreen tropical forest and $m=22$ medium height sub-deciduous tropical forest were used. For Campeche, the data included $m=127$ clusters of medium height sub-evergreen tropical forest and $m=58$ clusters of medium height sub-deciduous tropical forest. The equations used were those of trunk volume reported by SAG (1976) and SARH (1985), which were applicable at the state level and by botanical group. Timber volume was selected as the parameter of interest because at the regional level there are functions of volume in the Mexican Southeast. The variables volume and carbon are highly correlated, so that similar results are expected when the variable carbon is of interest. For analysis of the information, a program was created with the software Statistical Analysis System Version 9.2 (SAS, 2009). In this program, a matrix (mxp) was constructed. Columns correspond to longitude, latitude, basal area, tree density, trunk timber volume and area of the cluster effectively sampled; rows identified the clusters.

The medium height sub-evergreen and sub-deciduous tropical forest of the Mexican southeast is of little importance from the quantitative perspective *per se*, but we decided to conduct this study in four of these tropical forest populations in Quintana Roo and Campeche to evaluate the statistical behavior of the estimators with different sample sizes. In these conditions, we hope the results will be generalizable for other forest populations of interest.

The timber volume per hectare was estimated with the following methods: 1) Mean of ratios (Smelko and Merganic, 2008), 2) ratio of means (Velasco *et al.*, 2005) and 3) mean of ratios with adjusted area (Scott *et al.*, 2005). The variances were obtained according to the conventional expressions reported for each estimator. Besides the point

efectivamente muestreada del conglomerado, y sus filas identificaron a los conglomerados.

La selva mediana subperennifolia y subcaducifolia del sureste mexicano tiene importancia limitada desde el punto de vista cuantitativo per se, pero se decidió realizar la presente investigación en cuatro poblaciones forestales tropicales diferentes —selva mediana subperennifolia y subcaducifolia de Quintana Roo y Campeche— para evaluar el comportamiento estadístico de los estimadores bajo distintos tamaños de muestra. En estas condiciones se espera que los resultados sean generalizables a otras poblaciones de interés forestal.

El volumen maderable fustal por hectárea se estimó con los siguientes métodos: 1) Media de razones (Smelko y Mer-ganic, 2008), 2) razón de medias (Velasco *et al.*, 2005) y, 3) media de razones con área ajustada (Scott *et al.*, 2005). Las varianzas se obtuvieron según las expresiones convencionales reportadas para cada estimador. Además de las estimaciones puntuales se obtuvieron las estimaciones por intervalo. Para el estimador de razón adicionalmente se estimó el sesgo median-

te $\hat{B}(y_{ha}) = \frac{1}{m\bar{a}^2} (y_{ha}s_a^2 - s_{y,a})$, donde $s_a^2 = \frac{\sum_{s=1}^m (a_s - \bar{a})^2}{m-1}$ y $s_{y,a} = \frac{\sum_{s=1}^m (y_s - \bar{y})(a_s - \bar{a})}{m-1}$ (Pérez, 2000). El sesgo relativo se obtuvo como $(\hat{B}(y_{ha}) / [v(y_{ha})]^{0.5}) \times 100$.

El traslape de los intervalos de confianza y similitud en el error de muestreo se utilizaron como criterios para comparar los estimadores estudiados.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La correlación entre el volumen maderable y el área del conglomerado efectivamente muestreada en campo fue alrededor del 0.43. En las condiciones estudiadas las correlaciones fueron significativas al 5 %.

Los diagramas de dispersión indicaron que en todos los casos la varianza del volumen fue proporcional al área del conglomerado. En la selva mediana subperennifolia (Quintana Roo y Campeche) los conglomerados pequeños (0.04, 0.08 y 0.12 ha) estuvieron bien representados, pero en la selva mediana subcaducifolia sucedió lo contrario. Así, en Quintana Roo ($m=22$) no hubo conglomerados con área de 0.12 ha, y en Campeche ($m=58$) solo un conglomerado ocurrió con área de 0.04 ha y otro con área de 0.08 ha. Esta última situación puede deberse al tamaño de muestra relativamente bajo.

estimations, estimations by interval were also obtained. Additionally, for the ratio estimator, bias was estimated with

$\hat{B}(y_{ha}) = \frac{1}{m\bar{a}^2} (y_{ha}s_a^2 - s_{y,a})$, where $s_a^2 = \frac{\sum_{s=1}^m (a_s - \bar{a})^2}{m-1}$ and $s_{y,a} = \frac{\sum_{s=1}^m (y_s - \bar{y})(a_s - \bar{a})}{m-1}$ (Pérez, 2000). The relative bias was obtained as $(\hat{B}(y_{ha}) / [v(y_{ha})]^{0.5}) \times 100$.

The overlap of the confidence intervals and the similarity in the sampling error were used as criteria to compare the estimators studied.

RESULTS AND DISCUSSION

The correlation between timber volume and cluster area effectively sampled in the field was around 0.43. Under the conditions studied, the correlations were significant at a 5 %.

The dispersion diagrams indicated that, in all cases, the variance of volume was proportional to the area of the cluster. In the medium height sub-evergreen tropical forest (Quintana Roo and Campeche) the small clusters (0.04, 0.08 and 0.12 ha) were well represented. The opposite occurred in the medium sub-deciduous tropical forest. Thus in Quintana Roo ($m=22$) there were no clusters with an area of 0.12 ha, and in Campeche ($m=58$) there was only one with an area of 0.04 ha and another with an area of 0.08 ha. The latter situation may have been due to the relatively small sample size.

The regressions of volume over area of the cluster, $y = \beta_0 + \beta_1 a$ indicated that, for the medium height sub-evergreen tropical forest of Quintana Roo and Campeche, the intercept was significant at 5 % (value of p of the t test below 0.05); that is, $H_0: \beta_0 = 0$ was rejected. In the medium height sub-deciduous tropical forest of the two states, $H_0: \beta_0 = 0$ was not rejected. Given the dispersion of the observations, in no case did the coefficient of determination was higher than 0.5.

The above situation, puts the ratio of means estimator at a disadvantage. To be effective it requires a coefficient of correlation between the variable of interest and the auxiliary variable above 0.5, and the relationship must be a straight line that passes through the origin. However, it must be kept in

Las regresiones del volumen sobre el área del conglomerado, $y = \beta_0 + \beta_1 a$, indicaron que para la selva mediana subperennifolia de Quintana Roo y Campeche el intercepto fue significativo al 5 % (valor de p de la prueba de t menor a 0.05), es decir, se rechazó $H_0: \beta_0 = 0$. En la selva mediana subcaducifolia, de las dos entidades federativas, no se rechazó $H_0: \beta_0 = 0$. Dada la dispersión de las observaciones, en ningún caso el coeficiente de determinación superó al 0.5.

La situación anterior pone en desventaja al estimador de razón de medias, que para ser efectivo requiere un coeficiente de correlación mayor al 0.5 entre la variable de interés y la variable auxiliar, y la relación entre ambas debe ser una línea recta que pase por el origen. Sin embargo, debe tenerse en mente que en tres de las cuatro poblaciones estudiadas el número de observaciones rebasa en mucho el tamaño de muestra sugerido, el cual debe ser por lo menos de 30; así el uso del estimador de razón se justifica.

Los valores puntuales por hectárea calculados mediante los tres estimadores, en cada población, también fueron parecidos, y de manera consistente, el estimador media de razones proporciona valores ligeramente menores (conservadores) en comparación con los otros dos estimadores. Los sesgos relativos estimados del estimador de razón (sesgo respecto al error estándar) fueron de 0.18, 0.73, 0.43 y 0.22 %, para SMSUPQROO, SMSUCQROO, SMSUPCAMP y SMSUCCAMP, respectivamente. El sesgo relativo de 0.73 % correspondió a la población muestreada con sólo 22 conglomerados. Todos estos valores son menores al 10 %, por lo que el sesgo del estimador de razón es prácticamente insignificante (Cuadro 1).

En todos los casos el estimador de razón de medias, a pesar de que en general existe correlación débil entre la variable de interés y la auxiliar, es ligeramente más preciso (menor error de muestreo), le siguen el estimador media de razones y FIA. Esto puede explicarse porque en la selva mediana subperennifolia el tamaño de muestra fue mayor a 100, y en el caso de la selva mediana subcaducifolia, aunque el tamaño de muestra fue menor a 100, hay evidencia de una relación lineal al origen del volumen y el área del conglomerado. Al existir traslape de los intervalos de confianza al 95 %, puede considerarse que los tres estimadores no son estadísticamente diferentes. También, en cada población estudiada, los errores de

mind that in three of the four populations studied, the number of observations greatly surpasses the suggested sample size, which should be at least 30; thus, use of the ratio estimator is justified.

The point values per hectare calculated with the three estimators in each population were also similar. Consistently, the mean of ratios estimator provides slightly lower values (conservative) compared with the other two estimators. The relative biases estimated by the ratio estimator (bias relative to the standard error) were 0.18, 0.73, 0.43 and 0.22 %, for SMSUPQROO, SMSUCQROO, SMSUPCAMP and SMSUCCAMP, respectively. The relative bias of 0.73 % corresponded to the sampled population with only 22 clusters. All of these values are below 10 %, and so the bias of the ratio estimator is practically insignificant (Table 1).

In all cases, the ratio of means estimator, even though there is generally a weak correlation between the variable of interest and the auxiliary, it is slightly more precise (lower sampling error), followed by the mean of ratios estimator and FIA. This may explain why the sample size was larger than 100 in the medium height sub-evergreen tropical forest. In the case of the medium height sub-deciduous tropical, although the sample size was smaller than 100, there is evidence of a linear relationship to the origin of volume and cluster area. Because there is an overlap of the 95 % confidence intervals, it can be considered that the three estimators are not statistically different. In addition, in each of the studied populations the sampling errors of the evaluated estimators had a high degree of similarity.

In the two populations of each state, the FIA estimator was slightly less precise than the other two. Consistently, it is observed that it has a larger sampling error, even when the sample size is larger than 100. The reason for this may be that the denominator of the expression that permits obtaining the values per hectare considers a common adjusted area; the area of the cluster originally desirable (0.16 ha) is adjusted by a mean proportion of all the areas effectively sampled in the field.

The above results are congruent with other studies that compared mean of ratios and ratio of means estimators in the field of forestry. In this respect, Smelko and Saborowski (1999), with data

Cuadro 1. Estimaciones puntuales y por intervalo del volumen maderable ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) en selva mediana subperennifolia y subcaducifolia en Quintana Roo y Campeche, México, obtenidas mediante los estimadores: Media de razones (MR), Razón de medias (RM) e Inventario Forestal y Análisis (FIA).

Table 1. Point estimation and by interval of timber volume ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) in medium height sub-evergreen and sub-deciduous tropical forests of Quintana Roo and Campeche, Mexico, obtained with the estimators Mean of ratios (MR), Ratio of means (RM) and Forest Inventory and Analysis (FIA).

Población de interés	Estimador	Estimación puntual	Límite inferior	Límite superior	Error de muestreo (%)
SMSUPQROO ($m=206$)	MR	105.90	96.54	115.25	8.83
	RM	109.23	99.95	118.52	8.50
	FIA	109.23	99.26	119.21	9.13
SMSUCQROO ($m=22$)	MR	112.35	77.30	147.40	31.20
	RM	118.75	83.46	154.05	29.72
	FIA	118.75	80.00	157.50	32.63
SMSUPCAMP ($m=127$)	MR	106.10	94.32	117.87	11.10
	RM	111.50	99.85	123.14	10.44
	FIA	111.50	98.19	124.81	11.94
SMSUCCAMP ($m=58$)	MR	98.32	86.10	110.55	12.43
	RM	99.92	87.68	112.17	12.25
	FIA	99.92	86.78	113.07	13.15

SMSUPQROO: Selva mediana subperennifolia de Quintana Roo, SMSUCQROO: Selva mediana subcaducifolia de Quintana Roo, SMSUPCAMP: Selva mediana subperennifolia de Campeche, SMSUCCAMP: Selva mediana subcaducifolia de Campeche ♦ SMSUPQROO: medium height sub-evergreen tropical forest of Quintana Roo, SMSUCQROO: Medium height sub-deciduous tropical forest of Quintana Roo, SMSUPCAMP: medium height sub-evergreen tropical forest of Campeche, SMSUCCAMP: Medium height sub-deciduous tropical forest of Campeche.

muestreo de los estimadores evaluados presentaron un grado alto de similitud.

En las dos poblaciones estudiadas de cada estado, el estimador FIA tuvo una precisión un poco más baja que los otros dos; de manera consistente se observa que presenta mayor error de muestreo incluso donde el tamaño de muestra es superior a 100. Esto puede deberse a que el denominador de la expresión que permite obtener los valores por hectárea considera un área ajustada común; el área del conglomerado originalmente deseable (0.16 ha) es ajustada por una proporción media de todas las áreas efectivamente muestreadas en campo.

Los resultados anteriores son congruentes con otros estudios que compararon estimadores media de razones y razón de medias en el ámbito forestal. Al respecto, Smelko y Saborowski (1999) con datos de la región forestal del norte de Slovakia, 32 parcelas muestrales de diferente tamaño (desde 100 hasta 1000 m^2 en intervalos de 100) levantadas en 1991 y 1995, estudiaron los estimadores media de razones (método A) y razón de medias (método B) en la estimación del número de árboles y volumen

from the forested region of northern Slovakia, 32 sample plots of different sizes (from 100 to 1000 m^2 in ranges of 100) collected in 1991 and 1995, studied the mean of ratios (method A) and ratio of means estimators (method B) in the estimation of number of trees and timber volume per hectare. The correlations between number of trees and the area of the plots were low (0.323 and 0.278 for 1991 and 1995, respectively), whereas the correlations between volume and area of the plots were small (0.323 and 0.278 for 1991 and 1995, respectively). In the second case, no relationship of a straight line passing through the origin was observed. In both years, method A gave a lower volume per hectare than B (1991: A 423.3 and B 453.9 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$; 1995: A 443.5 and B 470 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$) and standard errors were also lower than those of B. The opposite was true for the number of trees per hectare. On the two occasions and for the two parameters, the differences in standard errors in both methods were not above 2.7 %.

Smelko and Merganic (2008) evaluated the ratio of means and the mean of ratios estimators with data

maderable por hectárea. Las correlaciones entre el número de árboles y el área de las parcelas fueron bajas (0.323 y 0.278 para 1991 y 1995, respectivamente), mientras que las correlaciones entre el volumen y el área de las parcelas fueron moderadas (0.82 ambas en ocasiones); en este segundo caso no se observó una relación de línea recta que pase por el origen. En los dos años el método A dio menor volumen por hectárea que el B (1991: A 423.3 y B 453.9 m³ ha⁻¹; 1995: A 443.5 y B 470 m³ ha⁻¹), y errores estándar más pequeños que el B. Lo contrario fue verdadero para el número de árboles por hectárea. Para las dos ocasiones y los dos parámetros las diferencias de los errores estándar en ambos métodos no superaron el 2.7 %.

Smelko y Merganic (2008) evaluaron el estimador de razón de medias y media de razones con datos del Inventario Nacional Forestal y Monitoreo de Slovakia. Para el volumen maderable comercial reportan los siguientes resultados por hectárea: $y_{ha,RM}=266.2 \text{ m}^3$, $(v(y_{ha,RM}))^{0.5}=5.15 \text{ m}^3$, $y_{ha,MR}=263.9 \text{ m}^3$ y $(v(y_{ha,MR}))^{0.5}=5.16 \text{ m}^3$. Esto conduce a diferencias en valores promedio por ha de 2.3 m³ y en error estándar de 0.01 m³. Entonces, bajo las condiciones estudiadas en Slovakia los dos métodos son prácticamente iguales en cuanto a precisión. No obstante, el estimador media de razones tiene como ventaja la obtención inmediata de estimaciones por hectárea, lo cual permite evaluar la variabilidad espacial del atributo de interés en el área de estudio. Además la fórmula de la varianza es relativamente más sencilla que el estimador de razón de medias.

En el estimador de razón los valores de las unidades de muestreo se tratan de manera global, esto es, se obtiene el total de la variable de interés y el total de la variable auxiliar, y al final se obtiene el cociente de ambos. En el estimador media de razones, el primer nivel de inferencia es a nivel de hectárea (parcela) y después a nivel poblacional. Un método estadístico potente para analizar datos de inventario obtenidos con muestreo panelizado es Mínimos Cuadrados Generalizados, el cual considera la covarianza entre parcelas remedidas. Así, es preferible mantener el nivel de inferencia a nivel de hectárea.

El tamaño de muestra tiene un efecto notable en el error de muestreo. Por ejemplo, para el volumen estimado por FIA, cuando $m=206$ el error de muestreo máximo es 9.15 %, cuando $m=127$ el error

of the National Forest Inventory and Monitoring of Slovakia. For commercial timber volume, they report the following results per hectare: $y_{ha,RM}=266.2 \text{ m}^3$, $(v(y_{ha,RM}))^{0.5}=5.15 \text{ m}^3$, $y_{ha,MR}=263.9 \text{ m}^3$ and $(v(y_{ha,MR}))^{0.5}=5.16 \text{ m}^3$. This leads to differences in average values per hectare of 2.3 m³ and a standard error of 0.01 m³. Thus, under the conditions studied in Slovakia, the two methods are practically equal in terms of precision. Nevertheless, the mean of ratios estimator has the advantage of obtaining immediate estimation per hectare, permitting evaluation of the spatial variability of the attribute of interest in the study area. Moreover, the formula of the variance is simpler than that of the ratio of means estimator.

With the ratio estimator, the values of the sampling units are treated globally; that is, the total of the variable of interest and the total of the auxiliary variable are obtained, and finally, the quotient of both is obtained. With the mean of ratios estimator, the first level of inference is at the hectare (plot) level, then at the population level. One powerful statistical method for analyzing inventory data obtained by panelized sampling is Generalized Least Squares, which considers the covariance between re-measured plots. Thus, it is preferable to maintain the inference level at the hectare level.

Sample size has a notable effect on the sample error. Thus, for example, for the volume estimated by FIA when $m=206$, the maximum sampling error is 9.15 %; when $m=127$, the maximum sampling error is 12.35 %; when $m=58$, the maximum sampling error is 13.24 %; and when $m=22$, the maximum sampling error shoots up to 32.85 %. With 22 observations, in the ratio and mean of ratio estimators there was also a sampling error of around 30 %. This situation is not a reason for concern considering that INFyS is designed for the study of forest populations of great magnitude. Low sample sizes of these populations will require greater sampling intensity to achieve reliable estimations.

When considering that $\bar{a} = \sum_{s=1}^m a_s / m \Rightarrow \bar{a}m = \sum_{s=1}^m a_s$,

it is easy to verify that FIA and RM are equal, even when the clusters are incomplete. That is:

máximo de muestreo es 12.35 %, cuando $m=58$ el error máximo de muestreo es 13.24 % y cuando $m=22$ el error máximo de muestreo asciende hasta 32.85 %. Con 22 observaciones, en los estimadores de razón y media de razones también se obtuvo un error de muestreo alrededor del 30 %. Esta situación no deber ser preocupante si se considera que el IN-FyS está diseñado para estudiar poblaciones forestales de gran magnitud. Poblaciones con tamaños de muestreo bajos requerirán una mayor intensidad de muestreo para lograr estimaciones confiables.

Al considerar que $\bar{a} = \sum_{s=1}^m a_s / m \Rightarrow \bar{a}m = \sum_{s=1}^m a_s$ es fácil verificar que los estimadores FIA y RM son iguales, incluso si los conglomerados son incompletos, esto es:

$$\begin{aligned} FIA = \bar{y}_{ha} &= \frac{\sum_{s=1}^m y_{ha}(s)}{m} = \frac{\sum_{s=1}^m \frac{y_s}{\sum_{s=1}^m a_s}}{a_0 \frac{\sum_{s=1}^m a_s}{a_0 m}} = \frac{\sum_{s=1}^m \frac{y_s}{\bar{a}m}}{m} \\ &= \frac{\sum_{s=1}^m \frac{y_s}{\bar{a}}}{m} = \frac{\sum_{s=1}^m y_s}{\bar{a}m} = \frac{\sum_{s=1}^m y_s}{\sum_{s=1}^m a_s} = RM \end{aligned}$$

Esta situación hace suponer que en otras poblaciones forestales diferentes a las selvas, los estimadores MR, RM y FIA tendrán un comportamiento como el obtenido en este estudio.

CONCLUSIONES

En cada situación evaluada, el traslape de los intervalos de confianza al 95 % permite concluir que los estimadores evaluados son equivalentes; es poco más preciso el estimador de razón.

El tamaño de muestra tiene un efecto fuerte en la precisión de los estimadores. Así, en la población donde se estudiaron menos de 30 conglomerados, los errores de muestreo de los tres estimadores analizados ascienden hasta 30 % aproximadamente en la estimación del volumen maderable.

Todos los sesgos relativos del estimador de razón fueron menores al 10 %, por lo cual se considera prácticamente insignificante.

$$\begin{aligned} FIA = \bar{y}_{ha} &= \frac{\sum_{s=1}^m y_{ha}(s)}{m} = \frac{\sum_{s=1}^m \frac{y_s}{\sum_{s=1}^m a_s}}{a_0 \frac{\sum_{s=1}^m a_s}{a_0 m}} = \frac{\sum_{s=1}^m \frac{y_s}{\bar{a}m}}{m} \\ &= \frac{\sum_{s=1}^m \frac{y_s}{\bar{a}}}{m} = \frac{\sum_{s=1}^m y_s}{\bar{a}m} = \frac{\sum_{s=1}^m y_s}{\sum_{s=1}^m a_s} = RM \end{aligned}$$

This situation leads us to assume that in other forest populations different from tropical rainforests, the MR, RM and FIA estimators would behave as they did in this study.

CONCLUSIONS

In each of the situations tested, the overlap of the confidence intervals at 95 % leads us to conclude that the evaluated estimators are equivalent, the ratio estimator being slightly more precise.

Sample size has a strong effect on the precision of the estimators. Thus, in the population where fewer than 30 clusters were studied, the sampling errors of the three estimators analyzed ascend to approximately 30 % in the estimation of timber volume.

All of the relative biases of the ratio estimator were less than 10 %, and so considered practically insignificant.

—End of the English version—



LITERATURA CITADA

- Barabesi, L., and L. Fattorini 1998. The use of replicated plot, line and point sampling for estimating species abundance and ecological diversity. *Environ. Ecol. Stat.* 5: 353-370.
- Barabesi, L., and C. Pisani 2004. Steady-state ranked set sampling for replicated environmental designs. *Environmetrics* 15: 45-46.
- Bechtold, W. A., and C. T. Scott. 2005. The forest inventory and analysis plot design. In: Bechtold W. A., and P. L. Patterson (eds). *The enhanced Forest Inventory and Analysis program—national sampling design and estimation procedures*. General Technical Report SRS-80. Forest Service, United States Department of Agriculture. Southern Research Station, Asheville, North Carolina. USA. pp: 27-42.

- Cochran, W. G. 1993. Técnicas de Muestreo. Compañía Editorial Continental. México. 513 p.
- CONAFOR. 2012. Manual y procedimientos para el muestreo de campo: Re-muestreo 2012. Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales-Comisión Nacional Forestal (CONAFOR). México. 136 p.
- Eaton, J. M., and D. Lawrence. 2009. Loss of carbon sequestration potential after several decades of shifting cultivation in the Southern Yucatán. *For. Ecol. Manage.* 258: 949-958.
- Efron, B. 1979. Bootstrap methods: another look at the Jackknife. *Annals Stat.* 7: 1-26.
- Gregoire, T. G., and H. T. Valentine. 2008. Sampling Strategies for Natural Resources and the Environment. Chapman & Hall/CRC. New York, USA. 474 p.
- McRoberts, R. E., W. A. Bechtold, P. L. Patterson, C. T. Scott, and G. A. Reams. 2005. The enhanced Forest Inventory and Analysis program of the USDA Forest Service: Historical perspective and announcement of statistical documentation. *J. For.* 103: 304-308.
- Pérez L., C. 2000. Técnicas de Muestreo Estadístico. Teoría, Práctica y Aplicaciones Informáticas. Alfaomega Grupo Editor. México. 603 p.
- Särndal, C. E., B. Swensson, and J. Wretman. 1992. Model Assisted Survey Sampling. Springer-Verlag. New York, USA. 694 p.
- SAS Institute Inc. 2009. SAS/STAT 9.2. User's Guide, Second Edition. SAS Institute Inc. North Carolina. United States America. 7886 p.
- Scheaffer, R. L., W. Mendenhall, y L. Ott. 1987. Elementos de Muestreo. Rendón S., G., y J. R. Gómez A. (trad). Grupo Editorial Iberoamérica. México. 321 p.
- SAG. 1976. Inventario forestal del estado de Quintana Roo. Publicación Número 41. Secretaría de Agricultura y Ganadería (SAG). México. 44 p.
- SARH. 1985. Inventario forestal del estado de Campeche. Publicación Especial Número 56. Secretaría de Agricultura y Recursos Hidráulicos (SARH). México. 119 p.
- Smelko, S., and J. Saborowski. 1999. Evaluation of variable size sampling plots for monitoring of forest condition. *J. For. Sci.* 45: 341-347.
- Smelko, S., and J. Merganic. 2008. Some methodological aspects of the National Forest Inventory and Monitoring in Slovakia. *J. For. Sci.* 54: 476-483.
- Scott, C.T., W. A. Bechtold, G. A. Reams, W. D. Smith, J. A. Westfall, M. H. Hansen, and G. G. Moisen. 2005. Sample-based estimators used by the Forest Inventory and Analysis national information management system. *In*: Bechtold, W. A., and P. L. Patterson (eds). The enhanced Forest Inventory and Analysis program-national sampling design and estimation procedures. General Technical Report SRS-80. Forest Service. United States Department of Agriculture. Southern Research Station, Asheville, North Carolina. USA. pp: 43-67.
- Schreuder, H.T., T. G. Gregoire, and G. B. Wood. 1993. Sampling Methods for Multiresource Forest Inventory. John Wiley & Sons, Inc. New York, USA. 446 p.
- Valentine, H. T., M. J. Ducey, J. H. Gove, A. Lanz, and D. L. R. Affleck. 2006. Corrections for cluster-plot slop. *For. Sci.* 52: 55-66.
- Velasco B., E., H. Ramírez M., F. Moreno S., y A. de la Rosa V. 2005. Estimadores de razón para el inventario nacional forestal de México. *Rev. Ciencia For. Méx.* 28: 23-43.
- Zarnoch, S. J., and W. A. Bechtold. 2000. Estimating mapped-plot forest attributes with ratios of means. *Can. J. For. Res.* 30: 688-697.