



DOI: <https://doi.org/10.29298/rmcf.v9i47.155>

Artículo

Estimadores de muestreo para inventario de plantaciones de *Pinus chiapensis* (Martínez) Andresen

Reynol Fierros Mateo¹, Héctor Manuel De Los Santos Posadas¹, Aurelio Manuel Fierros González¹, Francisco Cruz Cobos², Luis Martínez Ángel^{3*}, Efraín Velasco Bautista⁴, Gerónimo Quiñonez Barraza⁵

¹Posgrado de Ciencias Forestales, Campus Montecillo. Colegio de Postgraduados. México.

²Instituto Tecnológico de El Salto. México.

³Cenid-Comef, INIFAP. México.

⁴INIFAP. México.

⁵Campo Experimental Valle de Guadiana, INIFAP. México.

*Autor por correspondencia; correo-e: martinezangel.luis@yahoo.com

Resumen:

La evaluación de plantaciones forestales comerciales (PFC) requiere de herramientas cuantitativas precisas (estimadores de muestreo) para conocer las existencias maderables, generar información confiable para planificar acciones y tomar las mejores decisiones en el manejo sostenible de los recursos forestales. En este contexto, se planteó el objetivo de comparar cuatro estimadores para plantear una estrategia eficiente de muestreo que permita calcular las existencias maderables de *Pinus chiapensis* en una plantación forestal comercial (PFC), en el municipio Tlatlauquitepec, Puebla. Para cuantificar el inventario de las plantaciones de *Pinus chiapensis* se utilizó la información dasométrica (D y H) de 44 parcelas permanentes de muestreo, establecidas en 2014 en una superficie de 87 ha y remedidas en 2015. Se evaluaron dos estimadores clásicos basados en diseños: Muestreo Simple al Azar (MSA) y Muestreo Estratificado (ME), así como dos basados en modelos: Estimadores de Razón (ERaz) y Estimadores de Regresión (EReg), estos últimos emplean una media poblacional estimada bajo ME. Los resultados indican que los cuatro estimadores son estadísticamente diferentes y muestran que el EReg es más preciso para estimar las existencias en volumen al emplear como variable auxiliar el área basal. El EReg permitió actualizar el inventario de un total de 4 806 m³ para el primer año de medición, a 6 496 m³ en el segundo año. En el ERaz (V_2/V_1) bajo ME se obtiene una Razón (R) del volumen dos (2015) entre el volumen uno (2014) que sugiere un incremento porcentual de 35 % del volumen para 2015.

Palabras clave: Estimadores de muestreo, inventario forestal, muestreo simple al azar, parcelas permanentes, *Pinus chiapensis* (Martínez) Andresen, sitios de muestreo.

Fecha de recepción/Reception date: 12 de diciembre de 2017

Fecha de aceptación/Acceptance date: 19 de marzo de 2018.

Introducción

La evaluación de plantaciones forestales comerciales requiere de herramientas cuantitativas precisas (estimadores de muestreo) para conocer las existencias maderables, generar información confiable para planificar acciones y tomar las mejores decisiones en el manejo forestal sostenible. En una población de árboles infinita resulta impráctico medir todos los árboles existentes; por lo que es imprescindible realizar el inventario a través de un muestreo, que permita obtener los parámetros de interés de una población con una confiabilidad específica y reducir los costos al mínimo (Van Laar y Akça, 2007; Roldán *et al.*, 2013; Tamarit, 2013).

El muestreo consiste en seleccionar un cierto número de sitios de inventario (independientes) que pueden ser aleatorios o sistemáticos. La estratificación disminuye la variación en el estrato y, por lo tanto, se requiere que dichos estratos sean heterogéneos entre ellos, pero homogéneos dentro de cada uno (Bell, 1998).

Un inventario forestal consiste en la recolección sistemática de datos sobre los recursos forestales de una zona determinada. Estos datos constituyen el punto de partida de una gestión forestal sostenible y con ellos se hace la evaluación del estado actual de los recursos.

En México, gran parte de las investigaciones enfocadas a la obtención de los inventarios de recursos forestales implementan un muestreo basado en diseños, como los estimadores de muestreo simple al azar (MSA) y el muestreo estratificado (ME); y en estimadores basados en modelos, tales como los estimadores de razón (ERaz) y de regresión (EReg). Con base en el tipo de datos tomados en campo (sitios de dimensiones fijas o variables) pueden obtenerse diferentes niveles de precisión (Schreuder *et al.*, 1992; Schreuder *et al.*, 2004).

El MSA asume que las unidades de muestreo n son seleccionadas de las unidades N de la población de manera aleatoria, de tal forma que la combinación de las n unidades son igualmente probables de ser las muestras elegidas de la población (Cochran, 1977; Kish, 1995; Thompson, 2002). Por el diseño del MSA y la parsimonia de sus estimadores, diversos autores, como Schumacher y Chapman (1942); Sukhatme (1956); Freese (1962); Scheaffer *et al.* (1987); Särndal *et al.* (1992); Kish (1995); Torres y Magaña (2001); Thompson (2002); Köhl *et al.* (2006); Schreuder *et al.* (2006); Roldán *et al.* (2013) han utilizado esta metodología para cuantificar los recursos forestales.

De acuerdo con Tamarit (2013), al utilizar el ME se obtienen varianzas menores de la media estimada y, además, se ponderan las varianzas de la variable principal o de interés, lo que representa una ventaja en comparación con el MSA. El término "estratificar" significa que, dentro de la población de interés, existen diferencias tales que es posible distinguir subpoblaciones de la misma, las cuales se denominan estratos (Schumacher y Chapman, 1942; Särndal *et al.*, 1992; Kish, 1995; Johnson, 2000; Thompson, 2002; Roldán *et al.*, 2013).

El ERaz es un método recomendable para estimar la media, cuando la variable Y_i , que generalmente es el volumen, se correlaciona de manera lineal con la variable X_i que pasa a través del origen, aumenta la precisión de los estimadores en términos de mayor precisión y confiabilidad que los métodos de estimación convencionales (MSA y ME). Estos estimadores son sesgados por definición, pero con varianzas pequeñas. Mientras que el EReg es preciso, cuando la relación entre la variable Y_i y la variable X_i no pasa necesariamente por el origen, pero con una relación lineal. Dicho muestreo será eficiente si la variable auxiliar es fácil de medir (Valdez *et al.*, 2006; Roldán *et al.*, 2013; Tamarit, 2013; Muñoz *et al.*, 2014; Ortiz *et al.*, 2015).

El objetivo del presente estudio fue comparar cuatro estimadores para plantear una estrategia eficiente de muestreo que permita calcular las existencias maderables de *Pinus chiapensis* (Martínez) Andresen en una plantación forestal comercial (PFC), en el municipio Tlatlauquitepec, Puebla. La hipótesis fue que los cuatro estimadores no son estadísticamente diferentes.

Los resultados apoyarán a los administradores al tomar mejores decisiones en la planificación de la plantación, además de contar con una herramienta que les permita mantener información actualizada del inventario a un costo accesible.

Materiales y Métodos

Área de estudio

La información dasométrica proviene de 44 parcelas permanentes de muestreo de 400 m² (20 m × 20 m) distribuidas sistemáticamente en edades de 3 a 8 años, en 87 ha⁻¹ plantadas de *P. chiapensis* ubicadas en el municipio Tlatlauquitepec del estado de Puebla. Las plántulas se obtuvieron de semillas de árboles selectos de la región y se plantaron en terrenos que antes se destinaban a la producción frutícola y cafetalera. La plantación se estableció a una densidad de 1 100 árboles ha⁻¹, a marco real, con un espaciamiento de 4 m entre filas y 2.25 m entre plantas. Su ubicación geográfica corresponde a 19°36'24" N y 97°14'42" O y una altitud promedio de 1 900 m (Figura 1). El clima del lugar es semicálido húmedo con lluvias todo el año, con una temperatura media anual de 17 °C y una precipitación media anual de 2 350 mm (INEGI, 2009).



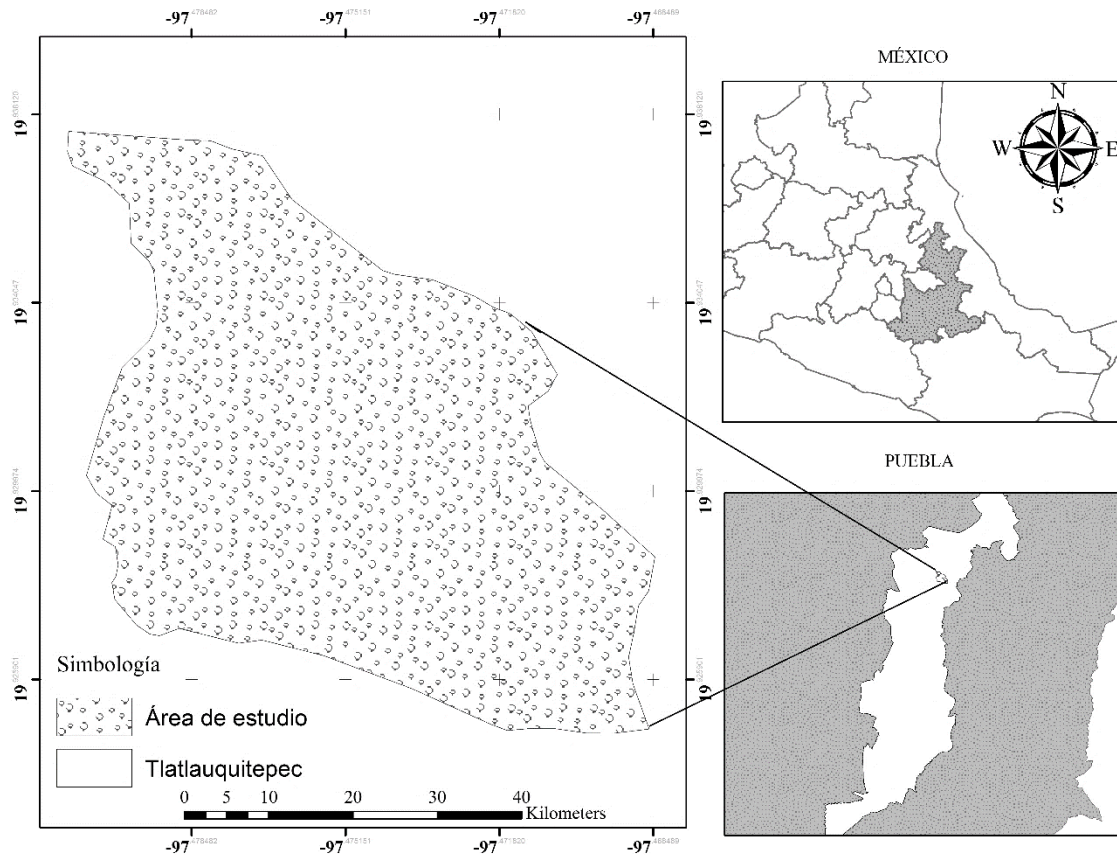


Figura 1. Ubicación del área de estudio en el municipio Tlatlauquitepec, Puebla

Datos dasométricos

El establecimiento y medición de las 44 parcelas (n) se realizó en el año 2014 con edades de 3, 5, 6 y 7 años, y para el año 2015 se obtuvo la primera remediación, cuando las las edades eran de 4, 6, 7 y 8 años. De todos los árboles presentes en cada parcela se midieron las variables siguientes: número de árboles (NA), diámetro normal (D en cm), el cual se midió con corteza a la altura de 1.30 m sobre la superficie del suelo, con una forcípula *Haglöf*[®]; y para la altura total (H) se consideraron 10 árboles dominantes y codominantes, con un *Vertex Laser* marca *Haglöf*[®]. Para estimar la altura total de cada árbol proveniente del inventario del 2014 y 2015 se utilizó un modelo de *Chapman-Richards* de dos parámetros propuesto y discutido por Fierros *et al.* (2017), para la misma

base de datos descrita.

La estructura matemática del modelo es la siguiente:

$$H = 17.8020 \times e^{\left(\frac{0.0694}{D}\right)}$$

Donde:

D = Diámetro normal (cm)

H = Altura total (m)

La función H presentó un valor de coeficiente de determinación ajustado (R_{adj}^2) de 88.50 % y raíz del cuadrado medio del error (RMSE) de 2.328.

Los datos dasométricos (D y H) del inventario de los años 2014 y 2015 sirvieron como base para estimar el área basal (AB_1 , AB_2 , para 2014 y 2015, respectivamente) y el volumen del fuste total con corteza a nivel árbol (V_1 , V_2 , para 2014 y 2015, respectivamente). Posterior a ello, los valores de AB_1 , AB_2 , V_1 y V_2 de cada árbol se sumaron para calcular los valores por sitio. El AB se estimó con la ecuación siguiente:

$$AB = \left(\frac{\pi}{40\,000} \times D^2\right)$$

Donde:

AB = Área basal (m^2)

D = Diámetro normal (cm)

π = Constante con valor de 3.1416

El V se determinó con la ecuación de volumen local de tipo Schumacher y Hall (1933), generada para *P. chiapensis* por Martínez (2016). La ecuación de V tiene la siguiente estructura:

$$V = 0.000065 \times D^{1.630512} \times H^{1.15635}$$

Donde:

V = Volumen del fuste total con corteza (m^3)

D = Diámetro normal (cm)

H = Altura total (m)

La función V tuvo un valor de coeficiente de determinación ajustado (R_{adj}^2) de 99.66 % y raíz del cuadrado medio del error (RMSE) de 0.0058.

Estimadores muestrales

Para determinar las existencias maderables del V_1 y V_2 en las plantaciones de *P. chiapensis*, se emplearon dos estimadores clásicos basados en diseños: el Muestreo Simple al Azar (MSA) y el Muestreo Estratificado (ME), y dos en modelos: Estimadores de Razón (ERaz) y Estimadores de Regresión (EReg), estos últimos emplean una media poblacional ($\mu_x = AB$ y E) que se estima bajo ME, que se asume como el valor poblacional verdadero. Para el análisis estadístico se utilizó el programa estadístico R versión 3.4.3. (<https://cran.r-project.org/bin/windows/base/>). En el Cuadro 1 se presenta la estructura matemática de las ecuaciones que describen a los estimadores de MSA, ME, ERaz y EReg.

Cuadro 1. Estimadores de muestreo utilizados para cuantificar el inventario en V (m^3).

Estimadores	Parámetro	Ecuación	
MSA	Media	$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$	1
	Varianza muestral	$S_y^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - \left(\frac{y_i - \bar{y}}{n} \right)^2 / n - 1$	2
	Varianza de la media	$S_{\bar{y}}^2 = \frac{S^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right)$	3
ME	Media muestral por estrato h	$N = \sum_{h=1}^L N_h ; n = \sum_{h=1}^L n_h$	4
	Media muestral en el estrato h	$\bar{y}_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \bar{y}_{h,i}$	5
	Varianza muestral en el estrato h	$S_h^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi} - \bar{y}_h)^2}{n_h - 1}$	6
	Varianza de la media en el estrato h	$S_{\bar{y}_h}^2 = \frac{S_h^2}{n_h} \left(\frac{N_h - n_h}{N_h} \right)$	7
ERaz	Razón	$R = \frac{\mu_y}{\mu_x}$	8
	Estimador de razón	$\hat{R} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} / \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$	9
	Media población de la razón	$\bar{y}_{\hat{R}} = \hat{R} \times \mu_x$	10
	Varianza de la media de la razón	$S_{\hat{R}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i^2 + \hat{R}^2 \sum_{i=1}^n x_i^2 - 2\hat{R} \sum_{i=1}^n x_i y_i}{n-1} \times \left(1 - \frac{n}{N} \right)$	11
EReg	Media	$\bar{y}_{REG} = \bar{y} + \hat{\beta}(\mu_x - \bar{x})$	12
	Pendiente	$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$	13
	Varianza de la media	$S_{\bar{y}_{REG}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 - \beta^2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-2} \times \left(1 - \frac{n}{N} \right)$	14



Donde:

\bar{y} = Media muestral de la variable principal V ($m^3 ha^{-1}$) observado en el i -ésimo sitio de muestreo y extrapolado por ha

\bar{x} = Media muestral de la variable auxiliar

N_h = Marco de muestreo en el h -ésimo estrato h

L = Número total de estratos en la población

n_h = Número total de unidades muestrales en el estrato h incluidas en la muestra

n_{hi} = Valor observado de la variable principal V ($m^3 ha^{-1}$) en la i -ésima unidad muestral en el h -ésimo estrato

μ_x = Media poblacional de la variable auxiliar

n = Tamaño de la muestra

N = Tamaño de la población

$\hat{\beta}$ = Parámetros del modelo estimado a partir de los datos de la muestra mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO)

t = Parámetro que representa la distribución de *Student* al 95 % de confiabilidad con $n-1$ grados de libertad (gl)

Se calcularon los límites superior e inferior (L.S. y L.I.) para la media (\bar{y}) del volumen ($m^3 ha^{-1}$), con su respectiva precisión (P en %) y el inventario total ($m^3 ha^{-1}$) correspondiente para los estimadores muestrales (MSA, ME, ERaz y EReg) utilizados. El L.S. y el L.I. se calcularon con la siguiente expresión:

$$L.S \text{ y } L.I = \bar{y} \pm t_{n,gl} \sqrt{S_{\bar{y}}^2} \quad (\text{Ecuación 15})$$

Donde:

$L.S$ = Límite superior del V expresado ($m^3 ha^{-1}$)

$L.I.$ = Límite inferior del V expresado ($m^3 ha^{-1}$)

$S_{\bar{y}}^2$ = Varianza de la media del V ($m^3 ha^{-1}$)

\bar{y} = Media muestral del V ($m^3 ha^{-1}$)

$t_{n,gl}$ = Nivel de confianza al 95 % ($1 - \alpha = 0.95$)

(gl) = Grados de libertad, que corresponden al número de sitios de muestreo ($n = 44$ sitios)

La precisión de la media se describe como:

$$P = t_{a,gl} \sqrt{S_{\bar{y}}^2 / \bar{y}} \times 100 \quad (\text{Ecuación 16})$$

Donde:

P = Precisión de la media (%)

$S_{\bar{y}}^2$ = Varianza de la media del V ($m^3 ha^{-1}$)

\bar{y} = Media muestral del V ($m^3 ha^{-1}$)

Finalmente, el inventario total se obtuvo con la expresión siguiente:

$$\hat{y} = N \times \bar{y} \quad (\text{Ecuación 17})$$



Donde:

\hat{y} = Inventario total en volumen (m^3)

N = Tamaño de la población

\bar{y} = Media muestral del V ($m^3 \text{ ha}^{-1}$)

Bajo el estimador del ME se utilizó como variable auxiliar la edad de la plantación (E), de lo que se determinaron cuatro estratos de edades de 3, 5, 6 y 7 para el inventario del 2014, y cuatro estratos de 4, 6, 7 y 8 para el del 2015, las cuales son variables conocidas sin error (Roldán *et al.*, 2013). En cada estrato, la muestra de sitios de inventarios se seleccionó de manera sistemática. De acuerdo con Cochran (1977) y Thompson (2002) con la estratificación se reduce la varianza de la media en el estrato, a partir de un diseño del inventario que agrupa y pondera las varianzas.

ERaz y EReg emplean información auxiliar que proporciona estimaciones de mayor confiabilidad y precisión que los métodos de estimación simples (MSA y ME). Este es el mejor método para estimar la media poblacional de la variable principal Y_i (V_1 y V_2), con más precisión, cuando la variable auxiliar X_i (AB y E) presenta una alta correlación con la principal Y_i . En este contexto, para estimar el V_1 se usó como variable auxiliar el AB_1 y E_1 , mientras que para el V_2 fue el AB_2 , E_2 y V_1 , parámetros auxiliares estimados bajo ME que asume como valor verdadero conocido al nivel (N) poblacional (μ_x) sin error de muestreo.

El ERaz ofrece la ventaja que al utilizar el AB como variable auxiliar se tiene una R (razón) que describe la cantidad de V en $m^3 \text{ ha}^{-1}$ en pie por cada $m^2 \text{ ha}^{-1}$ de AB . Mientras que con la E (edad) se obtiene una medida del crecimiento esperado de manera anualizada en $m^3 \text{ ha}^{-1}$. También resulta interesante evaluar V_2 en función de V_1 , una R que involucre la variable principal medida en el tiempo dos (V_2) y su misma variable medida en el tiempo uno (V_1); así, se obtiene una lectura sobre el incremento porcentual de V_2 en función del volumen inicial (V_1).

La comparación de los cuatro estimadores se basó en un análisis numérico: menor media del inventario ($\text{m}^3 \text{ ha}^{-1}$), mayor precisión (P. en %) y menor amplitud (A , $\text{m}^3 \text{ ha}^{-1}$) de los intervalos de confianza. Lo anterior permite proponer una estrategia de muestreo (estimadores muestrales) preciso y práctico, que durante el levantamiento de sitios de muestreo en campo resulte eficiente, en términos de tiempo y costo.

Resultados y Discusión

Correlaciones de las variables

Mediante un análisis de Matriz de Correlación de *Pearson* se estudiaron las correlaciones asociadas entre el V , AB y E , que es una medida estadística para evaluar si dos variables cuantitativas guardan una relación lineal. La información derivada de ese análisis permitió observar las tendencias de los datos, lo que sugirió que el V y el AB presentaron mayor correlación (99.52 y 99.58 %, para la medición del año 2014 y 2015, respectivamente); en segundo lugar, por la correlación (98.5 %) entre el V_2 del año 2015 y el V_1 2014, mientras que la E mostró la correlación más baja (64.37 y 68 % para 2014 y 2015, respectivamente). Roldán *et al.* (2013) citan que las tendencias anteriores sugieren que el AB es una variable potencial que puede ser utilizada como variable auxiliar en la estimación del inventario, a través de ER_{az} o ER_{eg} .

Resultados de los muestreos implementados

Los valores de los parámetros de la media del volumen (m^3) de cada estimador de muestreo evaluado y el comparativo en términos de ganancia en precisión y amplitud de los intervalos de confianza se muestran en el Cuadro 2. Los

estimadores evidenciaron una mayor variabilidad en términos de P (precisión estadística), con valores que oscilaron desde 1.55 a 21.75 % para 2014; y para 2015, de 1.35 a 20.30 %. El EReg (V/AB) bajo ME fue comparativamente mejor, seguido del ERaz (V/AB) bajo ME, ambos presentaron las mejores precisiones, valores más altos de ganancia en precisión y amplitudes de intervalos de confianza pequeños.

Cuadro 2. Comparación de los cuatro estimadores estudiados.

Estimador	Media ($\text{m}^3 \text{ ha}^{-1}$)	R	L.S.	L.I.	P (%)	Inventario (m^3)	G (%)	A ($\text{m}^3 \text{ ha}^{-1}$)
MSA*	56.28	-	68.52	44.04	21.75	4896.68	-	24.48
ME*	55.14	-	60.99	49.29	10.62	4796.94	11.13	11.7
ERaz V/AB ME*	55.35	5.10	56.83	53.87	2.68	4815.39	19.07	2.96
ERaz V/E ME*	56.03	9.58	65.38	46.68	16.70	4874.29	5.05	18.7
EReg V/AB ME*	55.24	-	56.10	54.38	1.55	4806.38	20.2	1.72
EReg V/E ME*	55.84	-	63.22	48.46	13.21	4859.58	8.54	14.76
MSA**	75.83	-	91.22	60.44	20.30	6597.17	-	30.78
ME**	74.52	-	81.38	67.66	9.21	6483.57	11.09	13.72
ERaz V/AB ME**	74.77	5.35	76.50	73.04	2.31	6505.29	17.99	3.46
ERaz V/E ME**	75.69	11.05	87.52	63.86	15.62	6585.62	4.68	23.66
ERaz V_2/V_1 ME**	74.28	1.35	76.53	72.03	3.03	6462.66	17.27	4.5
EReg V/AB ME**	74.67	-	75.68	73.66	1.35	6496.01	18.95	2.02
EReg V/E ME**	75.44	-	84.16	66.70	11.58	6562.94	8.73	17.46
EReg V_2/V_1 ME**	74.40	1.25	76.31	72.49	2.57	6472.60	17.73	3.82

= Resultados del inventario de 2014; ** = Resultados del inventario de 2015; R = Razón; L. S. = Limite Superior; L. I. = Límite Inferior; P. = precisión en %; G. = ganancia en % con respecto al MSA, A. = Amplitud entre L. S. y L. I. en $\text{m}^3 \text{ ha}^{-1}$.

Bailes y Brooks (2004) indican que la consecuencia de usar variables auxiliares (AB) de mayor correlación con la variable principal (V) conduce a obtener estimadores más eficientes; además, ofrece la ventaja de que es fácil, rápida y barata de medirse en campo, lo que conduce a optimizar la inversión en tiempo y costo durante la ejecución de los inventarios. Lo anterior se explica con los estadísticos obtenidos en el EReg (V/AB) al utilizar el AB estimado bajo ME; AB presentó la mayor correlación con el V , una precisión (P) de 1.55 % para 2014 y de 1.35 % para 2015, y una amplitud de intervalos (A , $m^3 ha^{-1}$) más pequeña, con valores de 1.72 para 2014 y 2.02 para el 2015, seguido del ERaz (V/AB) bajo ME. MSA registró la precisión más baja, con 21.75 % para 2014 y 20.30 % para 2015.

Sin embargo, el ME produce resultados ligeramente conservadores en términos de inventarios totales, en comparación con el EReg (V/AB) bajo ME (inventario optimista); sin duda, esto es atribuible a la estratificación y que, al emplear los estimadores del ME, se obtienen varianzas menores de la media estimada; además, al ponderar las de la variable de interés, se logra un inventario ligeramente conservador, pero tal variación es mínima. Para futuros proyectos, sería conveniente seguir con la exploración en el EReg (V/AB) de un valor poblacional verdadero estimado bajo ME, para tener estimadores más precisos, un inventario conservador, mayor precisión e intervalos de confianza de menor amplitud.

También, es importante destacar que el valor de la Razón $V AB^{-1}$ ($m^2 ha^{-1}$) obtenido con el ERaz (V/AB) bajo ME proporciona información puntual sobre el volumen promedio (5.10 y 5.35 $m^3 ha^{-1}$ para 2014 y 2015, respectivamente) en pie existente por cada m^2 de AB ; dicha información es relevante cuando se hacen inventarios rápidos mediante la técnica de relascope, cuyo objetivo consiste en estimar el inventario de AB en sitios de dimensiones variables.

La Razón $V E^{-1}$ sugiere que el incremento medio anual en las plantaciones de *P. chiapensis* es de 9.58 $m^3 ha^{-1} año^{-1}$ para 2014 y de 11.05 $m^3 ha^{-1} año^{-1}$ para 2015. A pesar de que la correlación del volumen con la edad fue baja, es posible usarla como una variable auxiliar para cuantificar inventarios totales. Cuando así sucede, el ERaz (V/E) funciona como un sistema de crecimiento y rendimiento simplificado,

en el que, a partir de la edad ponderada (5.8 años), que se calcula con base en las clases de edad y el tamaño de cada estrato, puede estimarse el inventario de forma anualizada (Roldán *et al.*, 2013).

El ERaz (V_2/V_1) que involucra como variable principal el volumen dos (V_2) del año 2015, y como variable auxiliar el volumen uno (V_1) del 2014, sugiere que por cada m^3 que había en el 2014 (volumen inicial), el volumen creció en proporción aproximadamente de 35 %. Sin embargo, el EReg (V_2/V_1) supone un valor más conservador de 25 % de incremento porcentual.

Al comparar los estimadores tradicionales basados en diseño (ME vs MSA), se observa que ME presentó una ganancia sustancial en la precisión (11.13 %) e intervalos de confianza ($11.7 m^3 ha^{-1}$) al estratificar por edad, además ofrece la ventaja de que genera inventarios totales más conservadores con respecto al MSA. Diversos autores concluyeron que, al estratificar por edad, la precisión aumenta al reducirse la varianza, lo que permite estimar valores de los parámetros más confiables y precisos (Achard *et al.*, 1998; Roldán *et al.*, 2013; Tamarit, 2013). Una de las estrategias para optimizar un inventario es recurrir a la estratificación con alguna variable fuertemente relacionada con la de interés, en este caso fue el volumen con la edad de las plantaciones (Lencinas y Mohr, 2007).

De los cuatro estimadores estudiadas y bajo los criterios de evaluación aplicados, el EReg (V/AB) presentó los mejores estimadores muestrales. El inventario en volumen estimado con el EReg es de 4 806.38 m^3 para 2014 y 6 496.01 m^3 para 2015 y, cuando se utiliza la edad como variable auxiliar, el inventario es de 4 859.5 para 2014 y de 6 562.94 m^3 para 2015.



Conclusiones

Al existir diferencias en precisión, intervalos de confianza, medias de la variable de interés y del inventario total, se concluye que los cuatro estimadores son estadísticamente diferentes. EReg (V/AB) bajo ME es el más preciso para calcular las existencias maderables de *Pinus chiapensis* en una plantación forestal comercial (PFC). El EReg ofrece estimadores precisos en la estimación del inventario forestal cuando la variable auxiliar (área basal) presenta la mayor correlación con la variable de interés.

Agradecimientos

El desarrollo del trabajo fue realizado con el apoyo del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (Conacyt) y del Programa Forestal del Colegio de Postgraduados. Se agradece al el Ing. Oscar Lemini, en particular, por haber permitido el acceso a la plantación, por sus aportaciones y por su amable colaboración.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de interés.

Contribución por autor

Reynol Fierros Mateo: supervisión del análisis de datos y redacción del manuscrito original; Héctor Manuel De Los Santos Posadas: conceptualización y diseño del estudio; Aurelio Manuel Fierros González: revisión del manuscrito; Francisco Cruz Cobos: desarrollo de la metodología; Luis Martínez Ángel: revisión y seguimiento de resultados, redacción y revisión del manuscrito

final; Efraín Velasco Bautista: desarrollo de la metodología, revisión del manuscrito final; Gerónimo Quiñonez Barraza: revisión del manuscrito final.

Referencias

- Achard., F., T. Richards and J. Gallego. 1998. A new sampling scheme for tropical forest monitoring using satellite imagery. *In*: Hansen, M. and T. Burk (eds.). Proceedings of Integrated tools for natural resources inventories in the 21st century. 1998: August 16-20. Forest Service. Boise, ID, USA. pp. 607-613.
- Bailes W., W. and J. R. Brooks. 2004. A comparison of two double sampling auxiliary variables with inventories of varying sample size. *In*: Yaussy, D., D. M. Hix, P. Ch. Goebel and R. P. Long (eds.). Proceedings of the 14th Central Hardwoods Forest Conference. USDA Forest Service. GTR-NE-316. Wooster, OH, USA. pp. 101-105.
- Bell J., F. 1998. Basic truths for planning and executing an inventory. *In*: Hansen, M. and T. Burk (eds.). Proceedings of Integrated tools for natural resources inventories in the 21st century. 1998: August 16-20, Forest Service. Boise, ID, USA. pp. 14-19.
- Cochran, W. G. 1977. Sampling techniques. 3rd edition. John Wiley & Sons Inc. New York, NY, USA. 428 p.
- Fierros M., R., H. M. De los Santos P., M. A. Fierros G. y F. Cruz C. 2017. Crecimiento y rendimiento maderable en plantaciones de *Pinus chiapensis* (Martínez) Andresen. *Agrociencia* 51: 201-214.
- Freese, F. 1962. Muestreo forestal elemental. USDA FS Agriculture Handbook Num. 232. Washington, DC, USA. 91 p.
- Johnson, W. E. 2000. Forest sampling desk reference. CRC Press LLC. Boca Raton, FL, USA. 985 p.

Kish, L. 1995. Survey sampling. John Wiley & Sons Inc Willey Classics Library. New York, NY, USA. 643 p.

Köhl, M. S., S. Magnussen and M. Marchetti. 2006. Sampling methods, remote sensing and GIS multiresource forest inventory. Springer-Verlag. Heidelberg, Germany. 373 p.

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). 2009. Prontuario de información geográfica municipal de los Estados Unidos Mexicanos.

http://www3.inegi.org.mx/contenidos/app/mexicocifras/datos_geograficos/21/21186.pdf (06 de noviembre 2016).

Lencinas, J. D. y D. Mohr B. 2007. Estimación de clases de edad de las plantaciones de la provincia de Corrientes, Argentina, con base en datos satelitales Landsat. Revista Bosque 28(2): 106-118.

Martínez A., L. 2016. Estimación de volumen y biomasa aérea para plantaciones forestales de *Pinus chiapensis* en Tlatlauquitepec, Puebla. Tesis de Maestría. Posgrado en Ciencias Forestales. Colegio de Postgraduados. Montecillo, Edo. de Méx., México. 80 p.

Muñoz R., M. Á., J. R. Valdez L., H. M. de los Santos P., G. Ángeles P. y A. I. Monterroso R. 2014. Inventario y mapeo del bosque templado de Hidalgo, México mediante datos del satélite SPOT y de campo. Agrociencia 48:847-862.

Ortíz R., A. D., J. R. Valdez L., H. M. de los Santos P., G. Ángeles P., F. Paz P. y T. Martínez T. 2015. Inventario y cartografía de variables del bosque con datos derivados de LIDAR: comparación de métodos. Madera y Bosques 21(3):111-128.

Roldán, C., H. M. De los Santos P., H. Ramírez M., J. R. Valdez L., G. Ángeles P. y A. Velázquez M. 2013. Estimadores de muestreo para inventario de plantaciones forestales comerciales de eucalipto en el sureste mexicano. Revista Mexicana de Ciencias Forestales 26(5): 38-57.

- Särndal C., E., B. Swensson and J. Wretman. 1992. Model assisted survey sampling. Springer-Verlag. Springer Series in Statistics. New York, NY, USA. 694 p.
- Scheaffer, R. L., W. Mendenhall y L. Ott. 1987. Elementos de muestreo. Grupo Editorial Iberoamérica, S.A. de C.V. México, D. F., México. 321 p.
- Schumacher, F. X. and R. A. Chapman. 1942. Sampling methods in forestry and range management. Duke University. School of Forestry. Durham, NC, USA. 213 p.
- Schumacher, E. X., and F. D. S. Hall. 1933. Logarithmic expression of timber-tree volume. Journal of Agricultural Research 47(9): 719-734.
- Schreuder, H. T., J. C. Rennie and M. Williams. 1992. Comparison of three sampling schemes for estimating frequency and D2H by diameter class a simulation study. Forest Ecology and Management 50: 117-131.
- Schreuder, H. T., R. Ernst and H. Ramírez M. 2004. Statistical techniques for sampling and monitoring natural resources. USDA Forest Service. General Technical Report RMRS-GTR- 126. Rocky Mountain Research Station. Ft. Collins, CO, USA. 111 p.
- Schreuder, H. T., R. Ernst y H. Ramírez, M. 2006. Técnicas estadísticas para evaluación y monitoreo de recursos naturales. Universidad Autónoma Chapingo. Texcoco, Edo. de Méx., México. 144 p.
- Sukhatme, P. V. 1956. Teoría de encuestas por muestreo con aplicaciones. Secretaría de Economía. Dirección General de Estadística. Departamento de Muestreo. Fondo de Cultura Económica. México, D.F., México. 495 p.
- Tamarit U., J. C. 2013. Cubicación, crecimiento y rendimiento maderable e inventario operativo para *Tectona grandis* en el sureste de México. Tesis de Doctorado. Colegio de Postgraduados. Montecillo, Edo. de Méx., México. 108 p.

Thompson, S. K. 2002. Sampling. Willey Series in Probability and Statistics. Pennsylvania State University. 2nd edition. Willey-Interscience Publications. Hoboken, NJ, USA. 367 p.

Torres R., J. M. y O. S. Magaña T. 2001. Evaluación de plantaciones forestales. Editorial Limusa. Grupo Noriega Editores. México, D. F., México. 472 p.

Valdez L., J. R., M. de J. González G. y H. M. de los Santos P. 2006. Estimación de cobertura arbórea mediante imágenes satelitales multiespectrales de alta resolución. Agrociencia 40: 383-394.

Van Laar, A. and A. Akça. 2007. Forest mensuration. Springer. Dordrecht, The Netherlands. 383 p.