



Artículo / Article

Muestreo por conglomerados para manejo forestal en el Ejido Noh Bec, Quintana Roo

Cluster sampling for forest management at *Ejido Noh Bec, Quintana Roo*

Alfredo E. Tadeo Noble¹, Héctor M. De Los Santos Posadas¹,
Gregorio Ángeles Pérez¹ y Jorge A. Torres Pérez²

Resumen

Se proponen los estimadores muestrales para el análisis del inventario forestal del ejido Noh Bec y su remediación. Se analizó la información proveniente de 302 conglomerados distribuidos en cuatro estratos de selva mediana subperennifolia establecidos en el 2009. Se probaron los estimadores de razón de medias estratificado (RME), la media de razón estratificado (MRE) y el muestreo aleatorio estratificado (MAE). El estimador de razón se usó para actualizar el inventario mediante la remediación de 22 conglomerados en el año 2012 y así estimar el incremento periódico anual (IPA) y el incremento porcentual anual (IPA %). El IPA y el IPA % en volumen fueron de 3.721 m³ ha⁻¹ año⁻¹ y de 3.2 %, respectivamente. Cuando las unidades de muestreo primarias (UMP) son de tamaños iguales se sugiere utilizar RME o MRE, ya que los valores de la media, error estándar y precisión también lo son. Cuando las UMPs son de tamaños desiguales, se alcanza mayor precisión mediante RME. El MAE resultó ser más preciso que el muestreo por conglomerados con RME y MRE. En los inventarios para manejo forestal no es recomendable trabajar con conglomerados como diseño de muestreo para el cálculo de la posibilidad anual o corta anual permisible ya que en áreas pequeñas se obtendrá baja precisión y alto costo comparado con un muestreo tradicional con UMP independientes de conglomerados.

Palabras clave: Incremento periódico anual, media de razones estratificado, muestreo por conglomerados, razón de medias estratificado, Quintana Roo, unidades de muestreo primarias.

Abstract

Several sampling estimators are proposed for the inventory data analysis and re-measurement for the *Ejido Noh Bec's* forests. A total of 302 clusters in 4 strata established was established 2009 in seasonal evergreen tropical forest. The performance of stratified ratio of means (SRM), stratified mean of ratio (SMR) and stratified random sampling (SRS) was compared. A ratio estimator was used to update the inventory by re-measuring 22 clusters in 2012, and from this estimate the annual periodic growth (APG) and annual percentage growth (APG %). The APG and the APG % were 3.721 m³ ha⁻¹ yr⁻¹ and 3.2 %, respectively. When the primary sampling units (PSU) are of equal size, SRM and SMR produce similar mean, standard error and accuracy values. When the PSUs are of unequal size, better accuracy is obtained using SRM. We found that the SRS estimators are more accurate than cluster sampling using SRM and SMR. Cluster sampling is not recommended for forest inventories for management purposes when calculating annual allowable cut in small areas since its cost is higher and less accurate compared with the traditional PSUs cluster independent sampling.

Key words: Annual periodic growth, stratified ratio of means, cluster sampling, stratified mean of ratio, *Quintana Roo*, primary sampling units.

Fecha de recepción/Date of receipt: 20 de febrero de 2013; Fecha de aceptación/date of acceptance: 28 de enero de 2014

¹ Colegio de Postgraduados. Correo-e: hectorm.delossantos@gmail.com

² Universidad Autónoma Chapingo.

Introducción

El muestreo por conglomerados se ha utilizado para minimizar la logística en áreas extensas (CATIE, 2002). Sin embargo, su aplicación no está limitada a ello, ya que existen varios ejemplos del uso de este tipo de muestreo en el manejo forestal del Estado de Quintana Roo (Del Ángel, 2011; Romero, 2011). En el inventario forestal del ejido Noh Bec se implementó un diseño de muestreo basado en el método del Inventario Nacional Forestal y de Suelos (INFyS) de México (Del Ángel, 2011).

Un esquema de muestreo está compuesto por el diseño y el estimador estadístico (Velasco *et al.*, 2003); a pesar de esto, los casos anteriores no muestran claramente los estimadores. Velasco *et al.* (2003) sugieren estimadores de razón de medias para el diseño de muestreo estratificado sistemático por conglomerados para el procesamiento de los datos del Inventario Nacional Forestal y de Suelos. Saborowski y Šmelko (1998) y Šmelko y Merganič (2008) proponen los estimadores de media de razón para el inventario nacional por conglomerados de Eslovaquia. El diseño de inventario permitiría obtener información necesaria para la toma de decisiones sobre el manejo y aprovechamiento forestal (CATIE, 2002).

Este estudio pretende conocer las estimaciones que surgen de la modificación del método del INFyS a escala local, y proponer los estimadores adecuados para el análisis y procesamiento de la medición por conglomerados realizada en el 2009 y de los estimadores de la remediación que consta de 22 conglomerados efectuada en el 2012, con el propósito de actualizar el inventario y obtener los incrementos a nivel predial por hectárea y a nivel de especie para la selva mediana subperennifolia del ejido de Noh Bec, Quintana Roo, México.

Materiales y Métodos

El estudio se realizó en el ejido Noh Bec, municipio Felipe Carrillo Puerto, estado de Quintana Roo, entre los paralelos 19°12'24.7" y 19°1'11.77" latitud norte y los meridianos 88°2'57.67" y 88°12'41.77" de longitud oeste, con altitud de 30 m. De acuerdo con García (1984) el clima es del tipo $Aw(x)$, que corresponde a cálido subhúmedo. La temperatura media anual oscila entre 24 y 26 °C, con precipitación media anual de 1 200 mm. Los tipos de suelo encontrados en el ejido Noh Bec según el INEGI (2005) son Gleysol y Leptosol y los de vegetación corresponden a la Selva Alta o Mediana Subperennifolia (Miranda y Hernández, 1963).



Introduction

Cluster sampling has been used to minimize logistics in external areas (CATIE, 2002). However, its application is not limited to it, since there are some examples of the use of this sort of sampling in the forest management of *Quintana Roo* state (Del Ángel, 2011; Romero, 2011). In the forest inventory of *Noh Bec ejido* was established a sampling design based on the National Forest and Soil Inventory of Mexico (INFyS for its acronym in Spanish) (Del Ángel, 2011).

A sampling scheme is made up by a design and a statistical estimator (Velasco *et al.*, 2003); in spite of this, the previous cases do not clearly show the estimators. Velasco *et al.* (2003) suggest mean of ratio estimators for the systematic stratified sampling design by clusters to process the data of the National Forest and Soil Inventory. Saborowski and Šmelko (1998) and Šmelko and Merganič (2008) propose the mean of ratio estimators for the national inventory by clusters in Slovakia. The inventory design would allow to get the necessary information for decision taking about forest management and harvest (CATIE, 2002).

This study is intended to know the estimations that come from the fitting of the INFyS method at a local scale, and to propose the right estimators for the analysis and processing of the measurement by clusters made in 2009 and of the estimators of re-measurement that is made up of 22 clusters made in 2012, in order to put up to date the inventory and to obtain the increments at a property level by hectare and at species level for the medium subevergreen tropical forest of the *Noh Bec ejido* in *Quintana Roo* state, Mexico.

Materials and Methods

The study was carried out in the *Noh Bec ejido*, *Felipe Carrillo Puerto* municipality, state of *Quintana Roo*, between 19°12'24.78" and 19°1'11.77" north and 88°23'57.67" and 88°12'41.77" west at 30 m high. According to García (1984), the climate is of the $Aw(x)$ type, which belongs to the subhumid warm kind. The average annual temperature varies from 24 to 26 °C, with an average annual precipitation of 1 200 mm. The types of soil found in the *ejido*, according to INEGI (2005) are Gleysol and Leptosol and those of vegetation belong to High or Middle Subevergreen Tropical Forest (Miranda and Hernández, 1963).

Ejido forest inventory 2009

In 2009 was carried out the inventory of the forest area of the *Noh Bec* and a stratified systematic sampling design by cluster in two stages, based on the methodology of the *Inventario Nacional Forestal y de Suelos* (2012); 4 strata whose characteristics are shown in Table 1.

Inventario forestal ejidal 2009

En 2009 se realizó el inventario en el área forestal del ejido Noh Bec y se utilizó un diseño de muestreo sistemático estratificado por conglomerados en dos etapas, basado en la metodología del Inventario Nacional Forestal y de Suelos (2012). Para el inventario se usaron cuatro estratos cuyas características se muestran en el Cuadro 1.

In the strata 1 and 2, the sampling intensity is more important since there is a higher presence of wooden species, and hence, with it to increase the precision of the estimations at the stratum level.



Cuadro 1. Características de los estratos del inventario forestal del ejido Noh Bec.

Estrato	Año de aprovechamiento	Número de conglomerados	Distancia entre conglomerados (m)	Superficie (ha)
1	1984-1991	106	500 x 1000	5 448.621
2	1992-1997	86	500 x 1 000	4 148.064
3	1991, 1997	30	1 000 x 1 000	3 310.413
4	1998-2008	80	1 000 x 1 000	8 151.736
Total		302		21 058.83

Table 1. Characteristics of the strata of the forest inventory of *Noh Bec ejido*.

Stratum	Harvest year	Number of clusters	Distance between clusters (m)	Surface (ha)
1	1984-1991	106	500 x 1 000	5 448.621
2	1992-1997	86	500 x 1 000	4 148.064
3	1991, 1997	30	1 000 x 1 000	3 310.413
4	1998-2008	80	1 000 x 1 000	8 151.736
Total		302		21 058.83

En los estratos 1 y 2 la intensidad de muestreo es más importante debido a una mayor presencia de especies maderables, por lo que se busca con esto aumentar la precisión de las estimaciones a nivel estrato.

Diseño de las unidades de muestreo por conglomerado

Este inventario forestal utilizó conglomerados integrados por cuatro unidades de muestreo secundarias (UMS) o sitios rectangulares y el arreglo de los mismos fue el de una “Y” invertida. El centro del conglomerado tenía un radio de 56.42 m, y la unidad de muestreo primaria (UMP) cubrió un área de 1 ha (Semarnat y Conafor, 2010b).

Las UMS se dividen en dos subsitios: en el 1, con una superficie de 200 m², se midieron todos los árboles mayores o iguales a 7.5 cm de diámetro a la altura del pecho (DAP) y en el 2, con una superficie del mismo tamaño, se midieron los mayores o iguales a 25 cm de DAP.

Design of the sampling units by clusters

This forest inventory used clusters made up by four secondary sampling units (UMS) or rectangular sites and their arrangement was in an inverted “Y”. The center of the cluster has a radius of 56.42 m, and the primary sampling unit (UMP) covered 1 ha (Semarnat and Conafor, 2010b).

UMS are divided in two subsites: in subsite 1, with a surface area of 200 m² were measured all the trees equal or above 7.5 cm in diameter at breast height (DBH) and in the subsite 2, with an area of the same size, trees of equal or over 25 cm DBH.

Quantitative variables

The information from each tree in the subsites (record units) were: cluster number (UMP), site (UMS), subsite, tree number, scientific name, common name, diameter at breast height (DBH), clean stem height and state (healthy, crownless, branchless, alive felled, dead felled and standing dead).

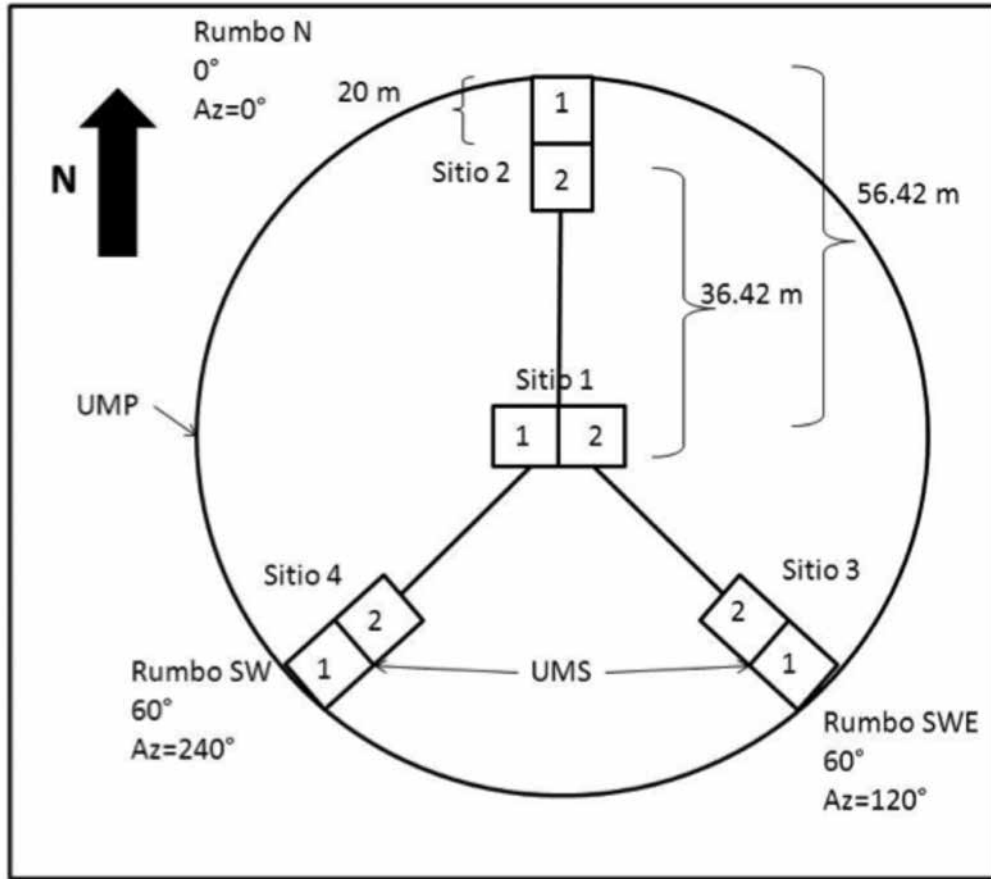


Figura 1. Forma de la unidad de muestreo utilizado en el inventario forestal ejidal 2009.

Figure 1. Sample unit form used in the 2009 *ejido* forest inventory.

Variables cuantitativas

La información obtenida de cada árbol en los subsitios (unidades de registro) consistió en: el número de conglomerado (UMP), sitio (UMS), subsitio, número de árbol, nombre científico, nombre común, diámetro a la altura del pecho (DAP), altura de fuste limpio y condición (sano, descopado, desramado, derribado vivo, derribado muerto y muerto en pie).

Remedición de conglomerados

En septiembre de 2012 se remidieron 22 conglomerados escogidos al azar del inventario forestal 2009 con el método descrito anteriormente, a partir de que los árboles fueron numerados por sub sitio a fin de realizar este tipo de mediciones.

Análisis de los datos

Altura total

Para utilizar las funciones de volumen total árbol que requieren de la medición de la altura total, fue necesario generar

Cluster remeasurement

In September 2012, 22 clusters were re-measured and they were selected at random from the 2009 forest inventory 2009, following the above described method, and starting from the fact that the trees were measured by subsite in order to carry out this kind of measurements.

Data analysis

Total height

In order to use the total volume tree functions that require the measurement of total height, it was necessary to generate the equations that relate total height to DBH by groups of species, with the data of the National Forest and Soil Inventory that refer to the Medium Subevergreen Tropical Forest of Quintana Roo. The exponential model of the following form was used:

$$Ht = a \times DAP^b \quad (1)$$

ecuaciones que relacionan la altura total y el DAP por grupos de especies, con los datos del Inventario Nacional Forestal y Suelos correspondiente a la Selva Mediana Subperennifolia del estado de Quintana Roo. Se empleó el modelo exponencial de la forma:

$$Ht = a \times DAP^b \quad (1)$$

Donde:

Ht = Altura total (m)
 DAP = Diámetro a la altura del pecho (cm)
 a y b = Parámetros del modelo

Volumen de fuste limpio

Para la estimación del volumen de fuste limpio sin corteza (Vfl_{sc}), se usaron las ecuaciones generadas por Argüelles y Sánchez (2003).

$$Vfl_{sc} = a_0 + a_1 \times DAP + a_2 \times DAP^2 \quad (2)$$

Donde:

Vfl_{sc} = Volumen de fuste limpio sin corteza (m³)
 DAP = Diámetro a la altura del pecho
 a_0, a_1, a_2 = Parámetros del modelo

Volumen total árbol

Las ecuaciones de volumen fueron tomadas del anexo siete del informe del Inventario Nacional Forestal y de Suelos para el estado de Campeche (Semarnat y Conafor, 2010a).

$$Vta_{cc} = \exp(a + b \times \ln(DAP) + c \times \ln(Ht)) \quad (3)$$

Donde:

Vta_{cc} = Volumen total con corteza (m³)
 DAP = Diámetro a la altura del pecho
 Ht = Altura total en metros (m)
 a, b y c = Parámetros del modelo (varían con el grupo de especies)

Biomasa aérea total

Para estimar la biomasa aérea total por árbol se aplicó la ecuación sugerida por Brown *et al.* (1989):

$$Bat = \exp(-3.1141 + 0.9719 \times \ln(DAP^2 \times Ht)) / 1000 \quad (4)$$

Donde:

Bat = Biomasa aérea total (t)

Where:

Ht = Total height (m),
 $DAP = DBH$ = Diameter at breast height (cm)
 a and b = Parameters of the model

Clean stem volume

The equations of Argüelles and Sánchez (2003) for the estimation of the barkless clean stem volume (Vfl_{sc}) were used.

$$Vfl_{sc} = a_0 + a_1 \times DAP + a_2 \times DAP^2 \quad (2)$$

Where:

Vfl_{sc} = Barkless clean stem volume (m³)
 $DAP = DBH$ = Diameter at breast height
 a_0, a_1, a_2 = Parameters of the model

Total tree volume

The equations for volume were taken from the appendix number 7 of the National Forest and Soil Inventory of Campeche State (Semarnat and Conafor, 2010a).

$$Vta_{cc} = \exp(a + b \times \ln(DAP) + c \times \ln(Ht)) \quad (3)$$

Where:

Vta_{cc} = Total volume with bark (m³)
 $DAP = DBH$ = Diameter at breast height
 Ht = Total height in meters (m)
 a, b and c = Parameters of the model (they vary with the group of species)

Total aerial biomass

To estimate total aerial biomass per tree, the following equation by Brown *et al.* (1989) was used:

$$Bat = \exp(-3.1141 + 0.9719 \times \ln(DAP^2 \times Ht)) / 1000 \quad (4)$$

Where:

Bat = Total aerial biomass (t)

Mean ratio estimators

In order to analyze the forest inventory of the property, the stratified mean ration estimators described by Velazco *et al.* (2003) were used, and the following details were taken into account:



Estimadores de razón de medias

Para analizar el inventario forestal del predio se utilizaron los estimadores de razón de medias estratificados descritos por Velazco *et al.* (2003), y se incluyeron las siguientes consideraciones:

Notación general

A = Área forestal (ha) total de la población de estudio
 A_h = Área forestal (ha) del estrato h de la población de estudio, $h=1, \dots, L$
 L = Número de estratos

Bajo estas condiciones “A” puede expresarse como:

$$A = \sum_{h=1}^L A_h$$

Donde:

a_{hi} = Área forestal (ha) muestreada de la UMP i del estrato h (variable auxiliar), la cual se obtiene al sumar las áreas de las UMS evaluadas en esa UMP, en términos de:

$$a_{hi} = \sum_{j=1}^{m_i} A_{hij}$$

Donde:

a_{hij} = Área de la UMS j de la UMP i del estrato h (0.02 o 0.04 ha, según sea el caso)
 m_i = 1, 2, 3 o 4, es el número de UMS evaluadas en la UMP i

Para la variable de interés a nivel de la unidad de muestreo:

Donde:

y = Variable de interés en la población objeto de estudio (área basal, número de árboles, volumen y biomasa aérea total)
 y_{hi} = Valor de la variable de interés de la UMP i del estrato h , el cual se expresa de la siguiente forma:

$$y_{hi} = \sum_{j=1}^{m_i} y_{hij}$$

Donde:

y_{hij} = Valor de la variable de interés de la UMS j de la UMP i del estrato h
 m_i = Definido anteriormente

Para la variable de interés a nivel de la unidad de estudio (árbol):

General notation

A = Total forest area (ha) of the studied population
 A_h = Forest area (ha) of the h stratum of the studied population, $h=1, \dots, L$
 L = Number of strata

Under the “A” conditions, it may be expressed as follows:

$$A = \sum_{h=1}^L A_h$$

Where:

a_{hi} = Sampled forest area (ha) of UMP i of the h stratum (auxiliary variable), which results from the sum of the areas from the UMS assessed in that UMP, expressed as:

$$a_{hi} = \sum_{j=1}^{m_i} A_{hij}$$

Where:

a_{hij} = Area of the UMS j of UMP i of the h stratum (0.02 and/or 0.04 ha, as is the case)
 m_i = 1, 2, 3 or 4, is the number of assessed UMS in the UMP i

For the interest variable at the level of the sampling unit:

Where:

y = Interest variable in the population to be studied (basal area, number of trees, volume and total aerial biomass)
 y_{hi} = Value of the interest variable of the UMP i of the h stratum, which is expressed as follows:

$$y_{hi} = \sum_{j=1}^{m_i} y_{hij}$$

Where:

y_{hij} = Value of the interest variable of the UMS j of the UMP i of the h stratum
 m_i = Previously defined

For the interest variable at the study unit (tree):

y_{hijk} = Value of the interest variable of the UMS j of the k tree of the UMP i of the h stratum
 t_{hij} = Number of the assessed trees in the UMS j of the UMP i of the h stratum

y_{hijk} = Valor de la variable de interés del árbol k de la UMS j de la UMP i del estrato h
 t_{hij} = Número de árboles evaluados en la UMS j de la UMP i del estrato h

Además, se define:

n_h = Número de UMP evaluadas en el estrato h
 N_h = Número de UMP de 0.08 o 0.16 ha potenciales del estrato h , cuando las cuatro UMS son medidas

Estimador general

El estimador general permitió obtener información por hectárea a nivel de estrato (R_h) y su varianza:

$$\hat{R}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{\sum_{i=1}^{n_h} a_{hi}} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_i} y_{hij}}{\sum_{i=1}^{n_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_i} a_{hij}} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_i} \sum_{k=1}^{t_{hij}} y_{hijk}}{\sum_{i=1}^{n_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_i} a_{hij}}$$

$$V(\hat{R}_h) = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi} - \hat{R}_h \times a_{hi})^2}{n_h(n_h - 1) a_h^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}^2 + \hat{R}_h^2 \sum_{i=1}^{n_h} a_{hi}^2 + 2\hat{R}_h \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi} a_{hi}}{n_h(n_h - 1) \frac{\sum_{i=1}^{n_h} a_{hi}}{n_h}}$$

Proporciona información por hectárea a nivel predial, a partir de la siguiente ecuación:

$$\hat{R} = \frac{1}{A} \sum_{h=1}^L A_h \times \hat{R}_h$$

$$\hat{V}(\hat{R}) = \frac{1}{A^2} \sum_{h=1}^L A_h^2 \times v(\hat{R}_h)$$

Los intervalos de confianza para $\hat{R}$ al 95 % de confiabilidad fueron:

$$[\hat{R} - 2 \times (V(\hat{R}))^{0.5}; \hat{R} + t_{\alpha/2} \times (V(R))^{0.5}]$$

El error de muestreo relativo (EMR) estimado fue:

$$EMR = \frac{2 \times (V(\hat{R}))^{0.5}}{\hat{R}} \times 100$$

El total del predio estratificado ($\hat{Y}$) se determinó con

Also, it is defined as:

n_h = Number of the assessed UMP in the h stratum
 N_h = Number of UMP of potential 0.08 and/or 0.16 ha of the h stratum, when the four UMS are measured

General estimator

The general estimator made it possible to get information per hectare at the stratum level (R_h) and its variance:

$$\hat{R}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{\sum_{i=1}^{n_h} a_{hi}} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_i} y_{hij}}{\sum_{i=1}^{n_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_i} a_{hij}} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_i} \sum_{k=1}^{t_{hij}} y_{hijk}}{\sum_{i=1}^{n_h} \cdot \sum_{j=1}^{m_i} a_{hij}}$$

$$V(\hat{R}_h) = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi} - \hat{R}_h \times a_{hi})^2}{n_h(n_h - 1) a_h^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}^2 + \hat{R}_h^2 \sum_{i=1}^{n_h} a_{hi}^2 + 2\hat{R}_h \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi} a_{hi}}{n_h(n_h - 1) \frac{\sum_{i=1}^{n_h} a_{hi}}{n_h}}$$

It provides data by hectare at the property level and it was given in the following expression:

$$\hat{R} = \frac{1}{A} \sum_{h=1}^L A_h \times \hat{R}_h$$

$$\hat{V}(\hat{R}) = \frac{1}{A^2} \sum_{h=1}^L A_h^2 \times v(\hat{R}_h)$$

The confidence intervals for $\hat{R}$ at 95 % reliability were:

$$[\hat{R} - 2 \times (V(\hat{R}))^{0.5}; \hat{R} + t_{\alpha/2} \times (V(R))^{0.5}]$$

The estimate relative sampling error (EMR) was:

$$EMR = \frac{2 \times (V(\hat{R}))^{0.5}}{\hat{R}} \times 100$$

The total stratified property ($\hat{Y}$) was determined with the expression:

$$\hat{Y} = \sum_{h=1}^L A_h \times \hat{R}_h$$

la expresión:

$$\hat{Y} = \sum_{h=1}^L A_h \times \hat{R}_h$$

Y su varianza se estimó como:

$$\hat{V}(\hat{Y}) = \sum_{h=1}^L A_h^2 \times \hat{V}(R_h)$$

Los intervalos de confianza para $\hat{Y}$ al 95 % de confiabilidad, basado en $\hat{Y}$ fueron:

$$[\hat{Y} - 2 \times (V(\hat{Y}))^{0.5}; \hat{Y} + 2 \times (V(\hat{Y}))^{0.5}]$$

Estimadores de media de razones estratificados

Este modelo fue recomendado por Saborowski y Šmelko (1998) y Šmelko y Merganič (2008) para el muestreo sistemático de parcelas de tamaños desiguales. Se realizó una adaptación para el caso de la estratificación a fin de analizar los datos del predio basado en Cochran (1984).

Estimador general

El valor obtenido de y_{hik} por hectárea a nivel de UMP:

$$Y_{hik} = \frac{Y_{hi}}{a_{hi}} = \frac{\sum_{j=1}^{m_i} y_{hij}}{\sum_{j=1}^{m_i} a_{hij}} = \frac{\sum_{j=1}^{m_i} \sum_{k=1}^{t_{hij}} y_{hijk}}{\sum_{j=1}^{m_i} a_{hij}}$$

La siguiente ecuación describe y_{hik} por hectárea a nivel de estrato (h) y su varianza:

$$Y_{hik} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hik}}{n_h}$$

$$V(Y_{hik}) = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hik} - y_{hih})^2}{n_h(n_h - 1)} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hik})^2 - \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hik})^2}{n_h}}{n_h(n_h - 1)}$$

El estimador general proporciona información por hectárea a nivel predial y está dado por las siguientes expresiones:

$$Y_{ha_{est}} = \frac{1}{A} \sum_{h=1}^L A_h \times y_{hih}$$

And its variance was estimated as:

$$\hat{V}(\hat{Y}) = \sum_{h=1}^L A_h^2 \times \hat{V}(R_h)$$

The confidence intervals for at 95 % of reliability, based on, were:

$$[\hat{Y} - 2 \times (V(\hat{Y}))^{0.5}; \hat{Y} + 2 \times (V(\hat{Y}))^{0.5}]$$

Stratified mean of ratio estimators

This model was recommended by Saborowski and Šmelko (1998) and by Šmelko and Merganič (2008) for systematic sampling for plots of different size. An adaptation was made for the stratification in order to analyze the data of the property based in Cochran (1984).

General estimator

The y_{hik} value obtained by hectare at the UMP level:

$$Y_{hik} = \frac{Y_{hi}}{a_{hi}} = \frac{\sum_{j=1}^{m_i} y_{hij}}{\sum_{j=1}^{m_i} a_{hij}} = \frac{\sum_{j=1}^{m_i} \sum_{k=1}^{t_{hij}} y_{hijk}}{\sum_{j=1}^{m_i} a_{hij}}$$

The following equation describes y_{hik} by hectare at the stratum (h) level and its variance:

$$Y_{hik} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hik}}{n_h}$$

$$V(Y_{hik}) = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hik} - y_{hih})^2}{n_h(n_h - 1)} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hik})^2 - \frac{\sum_{i=1}^{n_h} (y_{hik})^2}{n_h}}{n_h(n_h - 1)}$$

The general estimator provides information by hectare at the property level and it comes from the following expression:

$$Y_{ha_{est}} = \frac{1}{A} \sum_{h=1}^L A_h \times y_{hih}$$

$$\hat{V}(Y_{ha_{est}}) = \frac{1}{A^2} \sum_{h=1}^L A_h^2 \times \hat{V}(y_{hih})$$

$$\hat{V}(Y_{ha_{est}}) = \frac{1}{A^2} \sum_{h=1}^L A_h^2 \times \hat{V}(y_{hih})$$

Los intervalos de confianza para $Y_{ha_{est}}$ al 95 % de confiabilidad fueron:

$$[Y_{ha_{est}} - 2 \times (\hat{V}(Y_{ha_{est}}))^{0.5}; Y_{ha_{est}} + 2 \times (\hat{V}(Y_{ha_{est}}))^{0.5}]$$

El error de muestreo relativo (EMR) estimado fue:

$$EMR = \frac{2 \times (\hat{V}(Y_{ha_{est}}))^{0.5}}{Y_{ha_{est}}} \times 100$$

El total del predio estratificado (Y_{est}) se determinó con la ecuación:

$$Y_{est} = \sum_{h=1}^L A_h \times Y_{hih}$$

Y su varianza se estimó como:

$$\hat{V}(Y_{est}) = \sum_{h=1}^L A_h^2 \times \hat{V}(y_{hih})$$

Los intervalos de confianza para Y_{est} al 95 % de confiabilidad, basado en Y_{est} fueron:

$$[Y_{est} - 2 \times (\hat{V}(Y_{est}))^{0.5}; Y_{est} + 2 \times (\hat{V}(Y_{est}))^{0.5}]$$

El error de muestreo relativo (EMR) estimado fue:

$$EMR = \frac{2 \times (\hat{V}(Y_{est}))^{0.5}}{Y_{est}} \times 100$$

Muestreo aleatorio estratificado

El estimador basado en Cochran (1984) sugiere:

Notaciones

El subíndice h denota el estrato, de la unidad dentro del estrato.

The intervals of confidence for $Y_{ha_{est}}$ at the 95 % of reliability were:

$$[Y_{ha_{est}} - 2 \times (\hat{V}(Y_{ha_{est}}))^{0.5}; Y_{ha_{est}} + 2 \times (\hat{V}(Y_{ha_{est}}))^{0.5}]$$

The estimated relative sampling error (EMR) was:

$$EMR = \frac{2 \times (\hat{V}(Y_{ha_{est}}))^{0.5}}{Y_{ha_{est}}} \times 100$$

The total stratified property (Y_{est}) was determined with the following expression:

$$Y_{est} = \sum_{h=1}^L A_h \times Y_{hih}$$

And its variance is:

$$\hat{V}(Y_{est}) = \sum_{h=1}^L A_h^2 \times \hat{V}(y_{hih})$$

The intervals of confidence for Y_{est} at 95 % of reliability based on Y_{est} was:

$$[Y_{est} - 2 \times (\hat{V}(Y_{est}))^{0.5}; Y_{est} + 2 \times (\hat{V}(Y_{est}))^{0.5}]$$

The estimated relative sampling error (EMR) was:

$$EMR = \frac{2 \times (\hat{V}(Y_{est}))^{0.5}}{Y_{est}} \times 100$$

Stratified random sampling

This estimator based on Cochran (1984) suggests:

Notations

The h subindex refers to the stratum, of the unit within the stratum.

n_h = Number of secondary sampling units of the h stratum

y_{hi} = Obtained value for the i -eth secondary sampling unit

$$\bar{Y}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{n_h}$$

- n_h = Número de unidades de muestreo secundarias de la muestra en el estrato h
 y_{hi} = Valor obtenido para la i -ésima unidad de muestreo secundaria

$$\bar{Y}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{n_h}$$

La varianza de la media muestral entre unidades muestrales del estrato h :

$$S_{yh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}^2 - \left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{n_h} \right)^2}{n_h - 1}$$

La expresión utilizada para la media muestral estratificada fue:

$$\bar{Y}_{st} = \frac{\sum_{h=1}^L A_h \bar{Y}_h}{A}$$

Varianza de la media muestral de la población:

$$S_{y_{est}}^2 = \sum_{h=1}^L \left(\frac{A_h}{A} \right)^2 S_{yh}^2$$

Los intervalos de confianza para el 95 % de confiabilidad fueron:

$$[\bar{Y}_{est} - 2 \times (S_{y_{est}}^2)^{0.5}; \bar{Y}_{est} + 2 \times (S_{y_{est}}^2)^{0.5}]$$

El error de muestreo relativo (EMR) se calculó de la siguiente forma:

$$EMR = \frac{2 \times (S_{y_{est}})^{0.5}}{\bar{Y}_{st}} \times 100$$

Escenarios de muestreo y simulación de muestreo

- Una de las primeras características para analizar fue el tamaño de las UMS, que en general incluye datos registrados en 200 m² y medidos a partir de 7.5 cm de DAP, los cuales permiten obtener el área basal, densidad, volumen y biomasa del aérea total, a nivel de hectárea.
- Debido a que se cuenta con dos tamaños potenciales de UMS, se proponen variantes y casos de interés, de los cuales es factible obtener información.



The variance of the sampling means among sampling units of the h stratum:

$$S_{yh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}^2 - \left(\frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{n_h} \right)^2}{n_h - 1}$$

The expression used for the stratified sample mean was:

$$\bar{Y}_{st} = \frac{\sum_{h=1}^L A_h \bar{Y}_h}{A}$$

The variance of the sample mean of the population:

$$S_{y_{est}}^2 = \sum_{h=1}^L \left(\frac{A_h}{A} \right)^2 S_{yh}^2$$

The confidence intervals for at 95 % of reliability was:

$$[\bar{Y}_{est} - 2 \times (S_{y_{est}}^2)^{0.5}; \bar{Y}_{est} + 2 \times (S_{y_{est}}^2)^{0.5}]$$

The relative sampling error (EMR) it was calculated as follows:

$$EMR = \frac{2 \times (S_{y_{est}})^{0.5}}{\bar{Y}_{st}} \times 100$$

Sampling scenarios and sampling simulation

- One of the first characteristics to analyze was the size of the UMS, which in general include sampled data in 200 m² and in record since 7.5 cm DBH and makes it possible information about basal area, density, volume and biomass of the total area at the level of the hectare.
- Since there are two potential sizes of UMS, variations and case studies are proposed, from which it is feasible to get information.
- UMS of segmented data 1, which includes sampled data in 200 m² where only the trees above 25 cm of diameter are taken into account.
- UMS of segmented data 2, which includes the sampled data from trees of 25 cm of diameter inside the subsites 1 and 2 of the UMS with a total surface area of 400 m².

Number of secondary sampling units by cluster

The design that was used allows to concentrate the inventory work in a rather small area without having to make great

3. UMS de datos segmentada 1, que incluye los datos muestreados en 200 m², en la que se toma en cuenta solo los árboles mayores de 25 cm de diámetro.
4. UMS segmentada 2, con datos muestreados a partir de 25 cm de diámetro dentro de la UMS sub sitio 1 y 2 con una superficie total de 400 m².

Número de unidades de muestreo secundario por conglomerado

El diseño utilizado posibilita concentrar el trabajo del inventario en un área relativamente pequeña, sin grandes desplazamientos en campo. Sin embargo, la cantidad adecuada de UMS por UMP no se ha estudiado en este tipo de bosques con datos reales. Esto lleva a evaluar las opciones que a continuación se anotan, respecto al número total de UMS por UMP:

1. UMP con cuatro unidades de muestreo secundarias en todos los conglomerados del inventario.
2. UMP con tres unidades de muestreo secundarias en todos los conglomerados del inventario; excluye la UMS del centro del sitio.
3. UMP con dos unidades de muestreo secundarias en todos los conglomerados del inventario, excluye la UMS del centro del sitio y la UMS al norte.
4. UMP mixta. Puede incluir dos, tres y cuatro unidades de muestreo secundarias en diferentes conglomerados del inventario.

Los casos 2, 3 y 4 se hicieron para simular el tamaño desigual, como ocurriría ante una omisión de medición.

Estimadores utilizados

Las combinaciones de tamaño de UMS y UMS por UMP se analizaron bajo los estimadores descritos anteriormente, y se hicieron comparaciones tanto en los estimadores puntuales (medias) como en los estimadores de intervalo (varianzas). A partir de estos resultados se propone una estrategia de muestreo para el futuro.

Estimación de incremento y cambio

Para realizar la estimación del incremento puntual se utilizó el siguiente estimador de razón basado en Cochran (1984):

$$\hat{R} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}}$$

displacement in the field. However, the right amount of UMS by UMP have not been studied in this kind of forests with real data. This leads to assess the following options in regard to the total number of UMS by UMP:

1. UMP with 4 secondary sampling units in all the clusters of the inventory.
2. UMP with 3 secondary sampling units in all the clusters of the inventory; it excludes the UMS at the center of the site.
3. UMP with 2 secondary sampling units in all the clusters of the inventory; it excludes the UMS at the center of the site and the UMS at the north.
4. Mixed UMP, which may include 2, 3 and 4 secondary sampling units in different clusters of the inventory.

Cases 2, 3 and 4 were made to simulate the different size, as it could occur where there is a measurement omission.

Used estimators

The combinations of size of the UMS and UMS by UMP were analyzed under the previously described estimators and comparisons were made in the punctual estimators (means) as well as in the interval estimators (variances). From these results, a sampling strategy in the future is proposed.

Increment estimation and change

To make the estimation of the punctual increment the following ratio estimator based on Cochran (1984):

$$\hat{R} = \frac{\bar{y}}{\bar{x}}$$

Where:

$\hat{R}$ = Ratio of the variable of interest

$\bar{y}$ = Value of the mensuration variable of interest (basal area per hectare (ab ha⁻¹), total tree volume (v to ha⁻¹), total aerial biomass (bat ha⁻¹) in the year 2012.

$\bar{x}$ = Value of the mensuration variable of interest (ab ha⁻¹, v to ha⁻¹ and bat ha⁻¹) in the year 2009

For the calculation of the variance of the ratio estimator, it was used:

$$V(\hat{R}) = \frac{1 - \frac{n}{N}}{n \times \bar{x}^2} \times \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - R x_i)^2}{n - 1}$$

Donde:

- $\hat{R}$ = Razón de la variable de interés
 $\bar{Y}$ = Valor de la variable dasométrica de interés (área basal por hectárea (ab ha⁻¹), volumen total árbol (v to ha⁻¹), biomasa aérea total por hectárea (bat ha⁻¹)) al año 2012
 $\bar{x}$ = Valor de la variable dasométrica de interés (ab ha⁻¹, v to ha⁻¹ y bat ha⁻¹) al año 2009

Para calcular la varianza del estimador de razón se trabajó con la fórmula:

$$V(\hat{R}) = \frac{1 - \frac{n}{N}}{n \times \bar{x}^2} \times \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - R x_i)^2}{n - 1}$$

Para la estimación de los intervalos de confianza al 95 % de confiabilidad:

$$\hat{R} - t_{\frac{\alpha}{2}} \times V(\hat{R})^{0.5}, \hat{R} + t_{\frac{\alpha}{2}} \times V(\hat{R})^{0.5}$$

El error de muestreo relativo (EMR) se calculó de la siguiente forma:

$$EMR = \frac{t_{\frac{\alpha}{2}} \times V(\hat{R})^{0.5}}{\hat{R}} \times 100$$

Para la actualización del inventario forestal 2009, se utilizaron las siguientes fórmulas en cuanto a la media poblacional y el total.

$$Y_r = \frac{\bar{Y}}{\bar{x}} \bar{X}, \text{ media de la población}$$

$$\hat{Y}_r = \frac{\bar{Y}}{\bar{x}} X \text{ razón del total}$$

Donde:

$$\frac{x}{\bar{x}} = \text{El inventario total}$$

$$\bar{x} = \text{Media del 2009}$$

Otro estimador de cambio para las variables dasométricas (ab ha⁻¹, v to ha⁻¹ y bat ha⁻¹) es el incremento periódico definido como:

$$IP = G_{v2} - G_{v1}$$

Donde:

G_{v2} = Valor promedio de la variable de interés en el tiempo 2 (t_2)

G_{v1} = Valor promedio de la variable de interés en el tiempo 1 (t_1) del cual es posible obtener también el incremento periódico anualizado (IPA):

$$IPA = \frac{G_{v2} - G_{v1}}{P}$$

For the estimation of the intervals of confidence at 95 % of reliability:

$$\hat{R} - t_{\frac{\alpha}{2}} \times V(\hat{R})^{0.5}, \hat{R} + t_{\frac{\alpha}{2}} \times V(\hat{R})^{0.5}$$

The relative sampling (EMR) as follows:

$$EMR = \frac{t_{\frac{\alpha}{2}} \times V(\hat{R})^{0.5}}{\hat{R}} \times 100$$

For the actualization of the 2009 forest inventory, the following formula was used in terms of the total and mean population:

$$Y_r = \frac{\bar{Y}}{\bar{x}} \bar{X}, \text{ mean of the population}$$

$$\hat{Y}_r = \frac{\bar{Y}}{\bar{x}} X \text{ and ratio of the total}$$

Where:

$$\bar{x} = \text{the total inventory}$$

$$= \text{Mean of the year 2009}$$

Another estimator of change for the mensuration variables (ab ha⁻¹, v to ha⁻¹ and bat ha⁻¹) is the periodic growth as:

$$IP = G_{v2} - G_{v1}$$

Where:

G_{v2} = Average value of the variables of interest in the time 2 (t_2)

G_{v1} = Average value of the variables of interest in the time 1 (t_1) of which it is possible to obtain also the annualized periodical increment (IPA)

$$IPA = \frac{G_{v2} - G_{v1}}{P}$$

Where:

P = Period in years.

From the increment ratio estimator it is possible to get a measure of the percentage periodical increment (IPP %) as follows:

$$IPP\% = (R - 1) \times 100 = \left(\frac{\bar{Y}}{\bar{x}} - 1 \right) \times 100$$

And the annualized percentage increment (IPA%) is defined by:

$$IPA\% = \frac{(\hat{R} - 1) \times 100}{P} = \frac{(\frac{\bar{Y}}{\bar{x}} - 1) \times 100}{P}$$



Donde:

P = Periodo en años.

Del estimador de razón para incremento es posible obtener una medida del incremento periódico porcentual (IPP %):

$$IPP\% = (R - 1) \times 100 = \left(\frac{\bar{y}}{\bar{x}} - 1 \right) \times 100$$

Y queda el incremento porcentual anualizado (IPA%) definido como:

$$IPA\% = \frac{(\hat{R} - 1) \times 100}{P} = \frac{(\frac{\bar{y}}{\bar{x}} - 1) \times 100}{P}$$

Resultados y Discusión

Comparaciones de los escenarios de muestreo para el área basal

En el Cuadro 2 se presentan los valores estadísticos: media estratificada (y_{est}), varianza del estimador (S^2) y precisión (E%) para los tres estimadores utilizados en cada uno de los escenarios probados para el área basal por hectárea en el arbolado mayor a 25 cm de DAP.

Las medias estratificadas para los estimadores, tamaño de sitio y escenario muestreados variaron desde 15.175 hasta 15.749 $m^2 ha^{-1}$. En los sitios de 200 m^2 se determinaron valores en precisión de 10.0 a 14.1 %, los cuales fueron los más bajos; mientras que en los sitios de 400 m^2 los registros se ubicaron entre 7.1 y 10.1 %.

En los tres casos los estimadores puntuales fueron muy similares para las medias estratificadas. La mayor precisión a este nivel correspondió al muestreo aleatorio estratificado, cuando las UMS se consideraron independientes. El estimador de razón de medias es más preciso, si existen diferentes tamaños de UMP. Particularmente, de los intervalos de confianza a 95 %, se obtuvieron mejores resultados en el tamaño de parcela de 400 m^2 y con mediciones de las cuatro UMS; en contraste, los intervalos de confianza más amplios se originan cuando el tamaño de parcela es de 200 m^2 y con dos UMS. Se observó que a medida que se reduce el número de sitios y su tamaño por conglomerado, la precisión se disminuye.

Results and Discussion

Comparisons of the sampling scenarios for the basal area

In Table 2 are shown the statistical values of stratified mean (y_{est}), estimator of the variance (S^2) and its accuracy (E%) for the three estimators that were used in each one of the proved scenes for the basal area by hectare in the trees over 25 cm of DBH.

The stratified measures for the estimators, size of the site and sampled scenarios vary from 15.175 up to 15.749 $m^2 ha^{-1}$. In 200 m^2 sites are the lowest precision values that vary from 10.0 and 14.1 %. The most accurate at the estimators level came from the stratified random sampling in the 400 m^2 plots with variations between 7.1 and 10.1 %.

In the three cases, the punctual or specific estimators are very similar in the results of the stratified means. The greatest accuracy at the level of estimators was obtained with the stratified random sampling when the UMS are considered independent. The estimator of mean ratio is more accurate when UMP have different sizes. In particular, from the 95 % confidence intervals, better results come from the 400 m^2 plots and when the 4 UMS are measured; in contrast, the broadest confidence intervals emerge when the size of the plot is 200 m^2 and with 2 UMS. It was found that in so far as the number of sites becomes smaller and their size by cluster, the accuracy is reduced too.

Increments by hectare for the basal area, total tree volume and total aerial biomass

In Table 3 are shown the ratio estimator used to estimate the increment in the mensuration variables for trees over 7.5 cm DBH: basal area, total tree volume and total aerial biomass. In this case, the estimators that were obtained use 200 m^2 UMS.

The values of the estimator for the different parameters vary between 1.051 and 1.148, according to its accuracy in a small sample. This data will allow to update the forest inventory for 2012.



Cuadro 2. Comparación de estimadores estadísticos del área basal para diferentes escenarios de muestreo.

Tipo de estimador	Tamaño del sitio (m²)	UMS por UMP	y_{est} (m² ha⁻¹)	S^2	E (%)
Razón de medias	200	4	15.533	0.742	11.1
		3	15.214	0.846	12.1
		2	15.408	1.175	14.1
		Mixta	15.490	0.887	12.2
		4	15.493	0.392	8.1
	400	3	15.360	0.475	9.0
		2	15.749	0.633	10.1
		Mixta	15.451	0.443	8.6
		4	15.533	0.742	11.1
		3	15.175	0.844	12.1
Media de razones	200	2	15.417	1.174	14.1
		Mixta	15.484	0.906	12.3
		4	15.493	0.392	8.1
		3	15.360	0.475	9.0
		2	15.749	0.633	10.1
	400	Mixta	15.493	0.451	8.7
		4	15.533	0.60	10.0
		3	15.214	0.76	11.4
		2	15.471	1.18	14.0
		Mixta	15.490	0.75	11.2
Muestreo Aleatorio	400	4	15.493	0.30	7.1
3		15.360	0.39	8.2	
2		15.749	0.58	9.7	
Mixta		15.451	0.32	7.3	
Estratificado					

Incrementos por hectárea para el área basal, volumen total árbol y biomasa aérea total

En el Cuadro 3 se muestran los estadísticos del estimador de razón utilizado para estimar el incremento para las variables dasométricas en individuos mayores a 7.5 cm de DAP: área basal, volumen total árbol y biomasa aérea total. Los estimadores obtenidos utilizan un tamaño de UMS de 200 m².

In Table 4 is shown the annual periodic growth (IPA), periodic growth (IP), annual percent growth (IPA %) and percent periodic growth (IPP %) for each one of the mensuration variables.

The annual periodic growth in the basal area of *Noh Bec ejido* is 0.423 m² ha⁻¹, which is slightly higher than that reported by Vester and Navarro (2007) for the same *ejido* with an annual running growth of 0.32 m² ha⁻¹ through permanent sampling plots.



Table 2. Comparison of statistic estimators of the basal area for different sampling scenarios.

Type of estimator	Size of the site (m ²)	UMS by UMP	y_{est} (m ² ha ⁻¹)	S^2	E (%)
Mean ratio	200	4	15.533	0.742	11.1
		3	15.214	0.846	12.1
		2	15.408	1.175	14.1
		Mixed	15.490	0.887	12.2
		4	15.493	0.392	8.1
	400	3	15.360	0.475	9.0
		2	15.749	0.633	10.1
		Mixed	15.451	0.443	8.6
		4	15.533	0.742	11.1
		3	15.175	0.844	12.1
Ratio mean	200	2	15.417	1.174	14.1
		Mixed	15.484	0.906	12.3
		4	15.493	0.392	8.1
	400	3	15.360	0.475	9.0
		2	15.749	0.633	10.1
		Mixed	15.493	0.451	8.7
	200	4	15.533	0.60	10.0
		3	15.214	0.76	11.4
		2	15.471	1.18	14.0
		Mixed	15.490	0.75	11.2
Stratified	400	4	15.493	0.30	7.1
		3	15.360	0.39	8.2
		2	15.749	0.58	9.7
		Mixed	15.451	0.32	7.3

Cuadro 3. Estadísticos del estimador de razón para el área basal, volumen total árbol y biomasa aérea total.

Estadístico	Área basal	Volumen total árbol	Biomasa aérea total
Razón	1.082	1.096	1.104
V (m)	1.286	109.395	94.534
V (r)	0.0002	0.0003	0.0005
E (%)	2.9	3.5	4.1
L.S.	1.113	1.135	1.148
L.I.	1.051	1.058	1.059

V(m) = Varianza muestral; V (r) =Varianza de razón; E (%) = Precisión; L.S. = Límite superior 95%; L.I. = Límite inferior 95%.

Table 3. Statistics of the ratio estimator for the basal area, total tree volume and total aerial biomass.

Statistic	Basal area	Total tree volume	Total aerial biomass
Ratio	1.082	1.096	1.104
V (m)	1.286	109.395	94.534
V (r)	0.0002	0.0003	0.0005
E (%)	2.9	3.5	4.1
L.S.	1.113	1.135	1.148
L.I.	1.051	1.058	1.059

V(m) = Sample variance; V (r) = Variance of ratio; E (%) = Accuracy; L.S. = Upper limit 95 %; L.I. = lower limit 95 %.

Los valores del estimador para los diferentes parámetros variaron entre 1.051 a 1.148, según sea su precisión con una muestra pequeña. Estos datos permitirán actualizar el inventario forestal para 2012.

En el Cuadro 4 se presenta el incremento periódico anual (IPA), incremento periódico (IP), incremento porcentual anual (IPA %) e incremento porcentual periódico (IPP %) para cada una de las variables dasométricas.

Cuadro 4. Incrementos en área basal, volumen total árbol y biomasa aérea total.

Variable	Incrementos			
	IPA	IP	IPA %	IPP %
Área basal ($\text{m}^2 \text{ha}^{-1}$)	0.423	1.270	2.7	8.2
Volumen total árbol ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)	3.721	11.163	3.2	9.6
Biomasa aérea total (t ha^{-1})	3.212	9.635	3.5	10.4

Table 4. Growth in basal area, total tree volume and total aerial biomass.

Variable	Increments			
	IPA	IP	IPA %	IPP %
Basal area ($\text{m}^2 \text{ha}^{-1}$)	0.423	1.270	2.7	8.2
Total tree volume ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$)	3.721	11.163	3.2	9.6
Total aerial biomass (t ha^{-1})	3.212	9.635	3.5	10.4

El incremento periódico anual en área basal del ejido Noh Bec es de $0.423 \text{ m}^2 \text{ha}^{-1}$, el cual es ligeramente superior al indicado por Vester y Navarro (2007) para la misma localidad, con un incremento corriente anual de $0.32 \text{ m}^2 \text{ha}^{-1}$, mediante parcelas permanentes de muestreo.

Incremento del volumen total árbol por hectárea para el arbolado mayor a 25 cm

Para el manejo forestal de las selvas tropicales del ejido de Noh Bec es importante conocer los incrementos volumétricos para la primera reserva (25-34.9 cm de DAP) y cortable (35 cm de DAP en adelante) para especies duras y blandas; así como primera, segunda y tercera reserva (25-54.4 cm de DAP) y cortable (55 cm de DAP en adelante) correspondientes a especies preciosas. Por lo anterior, se realizó la estimación del incremento del arbolado mayor a 25 cm de diámetro (incluye los sitios 1 y 2) en 400 m^2 , con el estimador de razón de medias para los volúmenes de las dos mediciones y el estimador de razón para el cálculo del incremento para todas las especies. Los árboles en estas categorías tuvieron un incremento periódico anual de $2.088 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$, incremento periódico porcentual de 5.07 % en tres años, e incremento porcentual anual de 1.69 %, con una precisión para el estimador de razón de 1.26 %. En 2009 había $126.011 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$, en promedio para

Total tree volume per hectare for trees over 25 cm

In the forest management for tropical forests of the Noh Bec ejido it is important to know the volumetric increment for the first reserve (25-34.9 cm DBH) and cuttable (35 cm DBH onwards) for hardwoods and softwoods; first, second and third reserve (25-54.4 cm DBH) and cuttable (55 cm DBH onwards) for precious woods. Therefore, the estimation of the increments

for trees over 25 cm DBH (it includes sites 1 and 2) in 400 m^2 , by means of the ratio estimator of means for the volumes of the two measurements and the ratio estimator for the calculation of the increment for all the species. The trees in these categories had an annual periodic growth of $2.088 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$, an annual percent growth of 5.07 % in three years and annual percent growth of 1.69 %, with an accuracy for the ratio estimator of 1.26 %. In 2009 there were $126.011 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$ in average for the property and for 2012 the stock had increased up to $132.411 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$ in uncut areas after two measurements.

Increments per hectare of *Pouteria reticulata* (Engl.) Eyma

For this item, the increment for the species *Pouteria reticulata* (zapotillo) for trees over 7.5 cm DBH, from the commercial significance and the abundance in the property and the ratio estimator was used. This species has an annual periodic growth of $0.361 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$, a percent growth of 6.6 % during the assessment period and an annualized percent growth of 2.2 %. The accuracy of the ratio estimator is 2.02 %. For 2009 there were $12.397 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$ average for the property. In 2012, the stock for this species was $13.200 \text{ m}^3 \text{ha}^{-1}$.



el predio; y en 2012, las existencias se habían incrementado a 132.411 m³ ha⁻¹ en áreas sin aprovechamiento después de las dos mediciones.

Incrementos por hectárea de *Pouteria reticulata* (Engl.) Eyma

Se analizó el incremento de *Pouteria reticulata* (zapotillo) para arbolado mayor a 7.5 cm de DAP, debido a su relevancia comercial y abundancia en el predio, y se empleó el estimador de razón. Esta especie tiene un incremento periódico anual de 0.361 m³ ha⁻¹, un incremento porcentual de 6.6 % durante el periodo evaluado, y un incremento porcentual anualizado de 2.2 %. La precisión para el estimador de razón es de 2.02 %. En 2009 existían 12.397 m³ ha⁻¹, en promedio para el predio. En 2012 las existencias eran de 13.200 m³ ha⁻¹.

Actualización del inventario forestal ejidal

En el Cuadro 5 se consignan las existencias reales para el año 2009 y las actualizadas por medio del estimador de razón, así como los límites de confianza a 95 % para el año 2012 basado en el estimador de razón del Cuadro 3.

Cuadro 5. Existencias reales del área basal, volumen total árbol y biomasa aérea total por hectárea de los años 2009 y 2012.

Variable	2009	2012	Límite inferior 95 %	Límite superior 95 %
Área basal (m ² ha ⁻¹)	24.159	26.140	25.385	26.895
Volumen total árbol (m ³ ha ⁻¹)	183.157	200.809	193.747	207.870
Biomasa aérea total (t ha ⁻¹)	149.684	165.216	158.524	171.907

Table 5. Real stock of the basal area, total tree volume per hectare for the years 2009 and 2012.

Variable	2009	2012	Lower limit 95 %	Upper limit 95 %
Basal area (m ² ha ⁻¹)	24.159	26.140	25.385	26.895
Total tree volume (m ³ ha ⁻¹)	183.157	200.809	193.747	207.870
Total aerial biomass (t ha ⁻¹)	149.684	165.216	158.524	171.907

En 2009 las existencias de biomasa aérea total eran de 3 152 170.51 t ha⁻¹; en 2012 se contabilizaron 3 479 249.77 t ha⁻¹ (intervalo de confianza a 95 % de 3 338 328.22 t ha⁻¹ a 3 620 171.31 t ha⁻¹). El incremento total estimado en el periodo fue de 327 079.26 t ha⁻¹; cabe mencionar que este valor fue posible por la correlación positiva existente entre el volumen medido en 2009 y el remedido en 2012.

Resumen de las características dasométricas del predio

Las características dasométricas del ejido Noh Bec corresponden al arbolado mayor o igual a 7.5 cm de DAP a partir de los estimadores de razón de medias. Se registraron 123 especies arbóreas durante el inventario. La estructura de

Up -date of the ejido forest inventory

In Table 5 are shown the real stock for 2009 and the up-datings by means of the ratio estimator, as well as the confidence limits at 95 % for the year 2012 based on the ratio estimator of Table 3.

In 2009 the total stock of the total aerial biomass was 3 152 170.51 t ha⁻¹; in 2012, 3 479 249.77 t ha⁻¹ were determined (confidence limit of 95 % from 3 338 328.22 t ha⁻¹ to 3 620 171.31 t ha⁻¹). The total estimated increment in the period was 327 079.26 t ha⁻¹; it is worth noting that this value was possible from the positive correlation that exists between the measured volume in 2009 and that remeasured in 2012.

Summary of the mensuration characteristics of the property

The mensuration characteristics of the *Noh Bec ejido* belong to the trees over or equal to 7.5 cm DBH from the mean ratio estimators. 123 forest species during the inventory were recorded. The structure of the tropical forest of the *ejido* has a density of 660.4 trees per hectare (trees ha⁻¹) with an accuracy

of 66 % (confidence interval between 616.8 and 703.9 tree ha⁻¹). Semarnat and Conafor (2010a) made a density calculation of a 514 trees for the medium and high tropical forests at a national level.

The average basal area is 24.159 m² ha⁻¹, with an accuracy of 7.3 % (confidence interval from 22.406 to 25.912 m² ha⁻¹). White and Hood (2004) report that the basal are mature forests of Yucatan Peninsula vary from 11.9 to 32.5 m² ha⁻¹ for vegetation over 3 cm DBH.



la selva del ejido tiene una densidad de 660.4 árboles por hectárea, con una precisión de 6.6 % (intervalo de confianza entre 616.8 y 703.9 árboles ha^{-1}). Semarnat y Conafor (2010a) calculan una densidad de 514 árboles para las selvas medianas y altas a nivel nacional.

El área basal promedio es de 24.159 $\text{m}^2 \text{ha}^{-1}$, con una precisión de 7.3 % (intervalo de confianza entre 22.406 y 25.912 $\text{m}^2 \text{ha}^{-1}$). White y Hood (2004) citan que el área basal en bosques maduros de la Península de Yucatán está entre 11.9 y 32.5 $\text{m}^2 \text{ha}^{-1}$ para vegetación con DAP superior a 3 cm.

El volumen de fuste limpio sin corteza (vfl_{sc}) promedio es de 134.970 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$, con una precisión de 7.9 % (intervalo de confianza de 124.318 a 145.622 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$); un volumen total árbol (vta_{cc}) con corteza de 183.157 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$, con una precisión de 8.1 % (intervalo de confianza de 168.410 a 197.903 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$).

La biomasa aérea total (BAT) estimada fue de 149.684 t ha^{-1} , con una precisión de 8.4 % (intervalo de confianza entre 137.067 y 162.300 t ha^{-1}). Cairns *et al.* (2003) obtuvieron 191.5 t ha^{-1} para individuos con más de 10 cm de DAP, en el sitio La Pantera, ejido Graciano Sánchez, en una selva mediana siempre verde de Quintana Roo. La biomasa aérea total fue convertida a carbono al asumir una concentración de 50 % (Houghton, 2001), para una cantidad de carbono promedio de 74.842 t ha^{-1} (intervalo de confianza entre 68.534 y 81.15 t ha^{-1}).

El carbono aéreo total dentro del área muestreada es de 1 576 084.95 t, (intervalo de confianza de 1 443 245.86 a 1 708 924.05 t). En 2009, 68 % de la biomasa aérea total del bosque en el ejido Noh Bec se ubicaba dentro de la condición "sano", lo que significa que la mayoría de los árboles no tuvieron daños, como resultado del paso del huracán Dean.

Conclusiones

Los resultados sugieren que para un estudio de inventario forestal con fines de manejo, no se recomienda utilizar el diseño en conglomerados ya que estadísticamente es menos eficiente que el diseño estratificado tradicional. Cuando se decida utilizarlo con propósitos diferentes al manejo forestal maderable, se debe, al menos, garantizar el establecimiento de tres UMS por conglomerado y estas deben ser de 400 m^2 . No obstante, los conglomerados demostraron ser útiles para su ubicación y remediación al cubrir una mayor superficie, en una vecindad relativamente reducida. Con MAE sería difícil su localización, la logística de medición y remediación en el campo, sobre todo en áreas muy extensas con un tamaño de parcela de 400 m^2 .

A partir de la remediación de una fracción de los conglomerados y mediante la técnica de muestreo de razón es posible obtener un valor (razón) que posibilite actualizar

The average clean barkless trunk (vfl_{sc}) is 134.970 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$, with an accuracy of 7.9 % (confidence interval from 124.318 to 145.622 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$), a total tree volume (vta_{cc}) with bark of 183.157 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$, with an accuracy of 8.1 % (confidence interval from 168.410 to 197.903 $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$).

The estimated total aerial biomass (BAT) was 149.684 t ha^{-1} , with an accuracy of 8.4 % (confidence interval from 137.067 to 162.300 t ha^{-1}). Cairns *et al.* (2003) reported 191.5 t ha^{-1} for individuals over 10 cm DBH in La Pantera site, Graciano Sánchez ejido, in an evergreen medium tropical forest of Quintana Roo state. The total aerial biomass was transformed into carbon, starting from a 50 % concentration (Houghton, 2001) where the average amount of it is 74.842 t ha^{-1} confidence interval from 68.534 to 81.15 t ha^{-1} .

The total amount of aerial carbon within the sampled area is 1 576 084.95 t, (confidence interval from 1 443 245.86 to 1 708 924.05 t). In 2009, 68 % of the total aerial biomass of the forest of the Noh Bec ejido was within the "healthy" condition, which means that most trees did not have damages from Dean hurricane.

Conclusions

The previous results suggest that for a forest inventory study with management endings it is not advisable to use a cluster design, since it is statistically less efficient than the traditional stratified design. When it is decided to use this design with different purposes than timber forest management, it must be guaranteed, at least, the presence of 3 UMS by cluster, and they must measure 400 m^2 . Nevertheless, clusters demonstrated to be useful for their location and remeasurement as they cover a greater area in a closeness rather small during this action. With MAE it would be difficult to find them, measure and remeasure them in the field, in particular in broad areas with a 400 m^2 plot size.

From the remeasurement of a fraction of the clusters and by the ration sampling technique, it is possible to get a value (ratio) that allows to up-date the previous data with a good accuracy. Therefore, the remeasurement of clusters must not be extensive and it can be established a design in two phases, which will make it possible to know at what rate the tropical



los datos anteriores con buena precisión. Por consiguiente, la remediación de los conglomerados no tiene que ser tan extensiva y se puede establecer un diseño en dos fases, lo que permitirá conocer a qué ritmo crecen las selvas. Lo anterior es vital para el ajuste en los planes de manejo operativo con los cuales, en general, no se tiene una idea clara del incremento total o específico de las poblaciones. Este tipo de estimadores sugieren, además, que no se necesita un esfuerzo de muestreo excesivo, ya que con la remediación de pocos sitios se obtienen estimaciones precisas. En todo caso falta establecer la periodicidad con la cual se deben llevar a cabo, así como las labores de mantenimiento que se deben aplicar a este tipo de sitios, de resguardo de datos y de capacitación profesional para garantizar su uso y utilidad en la elaboración y ajuste de planes de manejo.

Se debe enfatizar que el inventario forestal como se proyectó en el ejido Noh Bec constituye un sistema de monitoreo y evaluación. A la fecha existen estudios dasométricos para manejo forestal en Quintana Roo, donde se propone el muestreo por conglomerados pero en ellos no se especifica de manera clara la forma de analizar los datos. El uso incorrecto de los estimadores de muestreo por conglomerados en los inventarios para manejo forestal puede producir subestimaciones o sobrestimaciones del área basal, volumen y demás variables, además de que agregan costos al trabajo de campo.

REFERENCIAS

- Argüelles S., L. A. y B. F. Sánchez. 2003. Programa de manejo forestal para el predio Central Prado. Tropical Rural Latinoamericana, A. C. Chetumal, Q. Roo., México. 97 p.
- Brown, S. A., J. R. Gillespie and A. E. Lugo. 1989. Biomass estimation methods for tropical forests with applications to forest inventory data. *Forest Science* 35: 881-902.
- Cairns, M. A., I. Olmsted, J. Granados and J. Argaez. 2003. Composition and aboveground tree biomass of a dry semi-evergreen forest on Mexico's Yucatan Peninsula. *Forest Ecology and Management* 186: 125-132.
- Centro Agronómico Tropical de Investigación y Enseñanza (CATIE). 2002. Inventarios forestales para bosques latifoliados en América Central. Cartago, Costa Rica. Serie: Manual Técnico Núm. 50. 264 p.
- Cochran, W. G. 1984. Técnicas de muestreo. México: Compañía Editorial Continental. México, D.F., México. 513 p.
- Del Ángel, S. D. 2011. Resumen ejecutivo de la manifestación de impacto ambiental (mia-p) para el proyecto Aprovechamiento forestal maderable y no maderable en el Ejido Noh-Bec, municipio de Felipe Carrillo Puerto, Quintana Roo. <http://sinat.semarnat.gob.mx/dgiraDocs/documentos/qroo/resumenes/2011/23QR2011FD030.pdf> (20 de junio de 2012).
- García, E. 1984. Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen. Instituto de Geografía. Universidad Nacional Autónoma de México. México, D.F., México. pp. 16-21.
- Houghton, R. A., K. T. Lawrence, J. L. Hackler and S. Brown. 2001. The spatial distribution of forest biomass in the Brazilian Amazon: a comparison of estimates. *Global Change Biology* 7: 731-46.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). 2005. Conjunto de Datos Vectorial Edafológico, Escala 1:250 000 Serie II (Continuo Nacional). México, D.F., México. s/p.

forests grow. This is crucial for fitting the management plans where, in general, there is not a clear idea about the total or specific growth of populations. This kind of estimators suggest, too, that there is no need to make an excessive sampling effort, since with the remeasurement of a few sites, accurate estimations are obtained. In any case, it is still necessary to establish the timing of them, as well as the maintenance of these kind of sites, of data protection and of professional training to assure their use and usefulness in the making and adjustment of management plans.

It must be emphasized that the forest inventory as was planned in *Noh Bec ejido* makes up a monitoring and assessment system. At present, there are mensuration studies for forest management in *Quintana Roo* where cluster sampling is suggested, but in them is not stated clearly the way in which data will be analyzed. The wrong use of sampling estimators by clusters in inventories for forest management may lead to under or overestimations of the basal area, volume and the rest of the variables, which, also, adds costs to field work.

End of the English version



- Inventario Nacional Forestal y de Suelos (INFS). 2012. Nacional de Información Forestal <http://www.cnf.gob.mx:8080/snif/portal/infys/temas/documentos-metodologicos> (25 de junio de 2012).
- Miranda, F. y E. Hernández X. 1963. Los tipos de vegetación de México y su clasificación. *Boletín de la Sociedad Botánica Mexicana* 28: 29-179.
- Romero G., Y. E. 2011. Manifestación de impacto ambiental, modalidad particular predio particular Maalo Che, Municipio Benito Juárez, Quintana Roo. <http://sinat.semarnat.gob.mx/dgiraDocs/documentos/qroo/estudios/2011/23QR2011FD062.pdf> (20 de junio de 2012).
- Saborovski, J. y Šmelko, Š. 1998. Zur Auswertung von Stichprobeninventuren mit variablen Probeflächengrößen. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 169: 71-75.
- Secretaría del Medio Ambiente y Recursos Naturales y Comisión Nacional Forestal (Semarnat-Conafor). 2010a. Informe preliminar del Inventario Nacional Forestal y de Suelos 2004-2009. Zapopan, Jal., México. 207 p.
- Secretaría del Medio Ambiente y Recursos Naturales y Comisión Nacional Forestal (Semarnat-Conafor). 2010b. Manual y procedimientos para el muestreo de campo: Re-muestreo. Guadalajara, Jal., México. 140 p.
- Šmelko, Š. and J. Mergani. 2008. Some methodological aspects of the National Forest Inventory and Monitoring in Slovakia. *Journal of Forest Science* 54 (10): 476-483.
- Velazco B., E., H. Ramírez M., F. Moreno S. y A. De la Rosa V. 2003. Estimadores de razón para el inventario nacional forestal de México. *Revista Mexicana de Ciencias Forestales* 28 (94): 23-44.
- Vester H., M. y Ma. Navarro M. 2007. Fichas ecológicas: árboles maderables de Quintana Roo. INIFAP. Chetumal, Q. Roo., México. 139 p.
- White, D. A. and C. S. Hood. 2004. Vegetation patterns and environmental gradients in tropical dry forest of the northern Yucatan Peninsula. *Journal of Vegetation Science* 15: 151-160.

