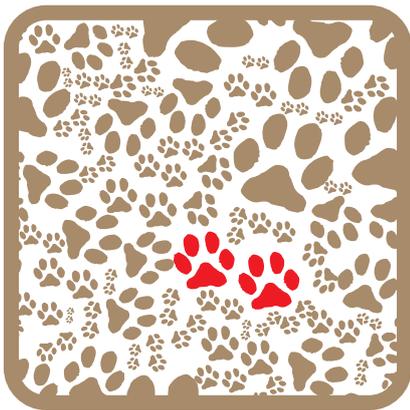




FACULTAD DE CIENCIAS FORESTALES
INGENIERO NÉSTOR RENÉ LEDESMA
UNIVERSIDAD NACIONAL DE SANTIAGO DEL ESTERO

Muestreo y técnicas de **evaluación** de vegetación y fauna



Cátedra de Estadística Forestal.
Ing. Celia Gaillard de Benítez
Dra. Marta Graciela Pece

Mayo 2011

PRÓLOGO

Estos apuntes constituyen una base para el estudio de la asignatura "Muestreo y técnicas de evaluación en ecosistemas" de la carrera de Licenciatura en Ecología y Conservación del Ambiente. Dada la amplitud de los temas que se abarcan en esta asignatura, ya que se trata de estimar poblaciones tanto vegetales como animales, hemos redactado estas páginas, ayudadas por la experiencia que nos proporcionara el muestreo e inventario forestales, resumiendo en ellas los textos básicos más difundidos sobre esta particular área del muestreo.

Hemos fusionado lo estadístico con lo biológico y dado importancia tanto al diseño de las unidades muestrales como a su distribución en el ecosistema en estudio. Por ello comenzamos con una clasificación de las variables de interés que son las que definen la conformación y características de las unidades muestrales. Se presentan los temas acompañados con ejemplos de aplicación, basados en datos reales o en datos ficticios pero con base real.

Esperamos que estas notas de clases sirvan a nuestros alumnos para facilitar el estudio de esta asignatura y sean una guía en la aplicación de estas técnicas en el ejercicio de su profesión

Ing. Celia Gaillard de Benítez y Dra. Marta Graciela Pece

Apuntes incorporados como Serie Didáctica N° 27 mediante Resol. CDFCF N°234/2011

*Cátedra de Estadística Forestal
Mayo de 2011*

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN. VARIABLES UTILIZADAS INDIVIDUALES Y COMUNITARIAS. OTRAS VARIABLES DESCRIPTIVAS DE COMUNIDADES.....	1
2. POBLACIÓN Y MUESTRA	4
3. MÉTODOS DE MUESTREO	7
3.1. MUESTREO AL AZAR SIMPLE.....	7
3.2 MUESTREO AL AZAR ESTRATIFICADO.....	13
3.3 MUESTREO SISTEMÁTICO.....	24
3.4 MUESTREO BIETAPICO.....	27
3.5 ESTIMADORES DE RAZON Y DE REGRESION.....	28
4. UNIDADES DE MUESTREO EN VEGETACIÓN.	29
4.1 PARCELAS DE ÁREA FIJA.	29
4.2 PARCELAS SIN ÁREA FIJA.....	38
4.3 UNIDADES DE MUESTREO PARA ESTIMACIÓN DE COBERTURA.....	49
4.3.1 LÍNEAS DE INTERCEPCIÓN.....	49
4.3.2 PUNTOS DE INTERCEPCIÓN.....	53
4.4 INSTRUMENTOS UTILIZADOS EN LA EVALUACIÓN DE LA VEGETACIÓN....	55
5. EVALUACIÓN DE FAUNA.....	57
5.1. ÍNDICES DE ABUNDANCIA	58
5.2. TRANSECTAS DE LÍNEAS Y DE PUNTOS (MÉTODOS DE DISTANCIAS). OTRAS DENOMINACIONES: CENSOS MÓVILES Y CENSOS DE PUNTOS Ó TELLERÍA: ITINERARIOS O ESTACIONES DE CENSOS. SON MÉTODOS PARA ESTIMAR DENSIDAD.....	64
5.3. PARCELAS	70
5.4. CAPTURAS ACUMULADAS	71
5.5. CAPTURA Y RECAPTURA.....	73
5.6. CONTEO DIRECTO.....	75
BIBLIOGRAFIA.....	77

1. INTRODUCCIÓN

En la investigación ecológica se distinguen dos tipos de estudios: observacionales y experimentales. Los primeros son los más utilizados en esta disciplina y en ellos no hay intervención por parte del investigador quien se limita a tomar nota de los valores de las variables que define o supone de interés. La experimentación que permite al técnico la elección de niveles de las variables (o causas) que supone inciden en las respuestas (o efectos) es de aplicación limitada a campo debido a que, el control y manipulación de las condiciones ambientales es complicada o costosa y muchas veces imposible. Uno de los objetivos centrales en la evaluación y muestreo de poblaciones en ecosistemas naturales (bosques, fauna, insectos, pasturas, cursos de agua, etc.) es describirlas en términos de valor total de alguno o algunos de los atributos de todos los integrantes de la población de nuestro interés.

VARIABLES UTILIZADAS: En cada unidad de muestreo y según el objetivo del estudio se pueden recolectar dos tipos de variables: individuales y comunitarias. (Más adelante se presenta el instrumental utilizado en la medición).

a) INDIVIDUALES: Son las mediciones u observaciones que se efectúan sobre los individuos (vegetales o animales) o parte de ellos: dap en árboles (diámetro a la altura de 1,30 del suelo); dab en arbustos y árboles (diámetro a la base del individuo), circunferencia a 1,30; nº de semillas por fruto; especie; estado sanitario; peso; nº de pichones por nido; etc.

b) COMUNITARIAS: se utilizan para describir poblaciones tanto en animales como vegetales. Pueden ser referidas a un área determinada o ser simplemente indicadores.

b₁) Densidad: el número de individuos en una comunidad se expresa como abundancia o densidad (número de individuos por unidad de superficie). Si el área está en m², en una parcela de área determinada, la densidad absoluta en individuos por hectárea se calcula como sigue:

$$Dens_{abs} = \frac{n^{\circ} \text{ individuos}}{\text{área}} \times 10.000$$

A veces se expresa la densidad relativa de cada especie en % sobre la densidad total. La densidad absoluta de la especie A (**DensA_{abs}**) es el número de individuos de esa especie por unidad de área. La densidad relativa de la especie A (**DensA_r**) es, por lo tanto,

$$Dens_{rA} = 100 \times \frac{DensA_{abs}}{Dens_{abs}} ;$$

b₂) Área Cubierta o cobertura: El área cubierta por vegetación es quizás la medida cuantitativa de población más utilizada. Generalmente se expresa en relación al área total. Se expresa como la proyección sobre el suelo de partes de vegetación en las cuales se está interesado. Puede considerarse: área basal (suma de las áreas de la base de los individuos) o el área basal forestal (la suma de las secciones normales es decir de los círculos a 1,30 m de altura); área de proyección de las copas de árboles y arbustos; área cubierta por gramíneas; porcentaje de puntos con cobertura; etc.

b₃) Volumen: En actividad forestal, interesa el volumen de madera por hectárea. En otros casos, cuando es de interés el volumen por ej, en

holothurians (pepinos marinos) en arrecifes de coral según Mitchel, 2007, se midió el volumen de cada individuo para posteriormente sumar los volúmenes individuales y luego referirlos a la unidad de superficie.

b₄) Peso: el peso de materia seca por hectárea es importante en estudios de biomasa vegetal y de productividad de pastizales.

b₅) Dominancia: es una medida de la utilización del recurso y **debe ser definida en cada caso** pues puede usarse área cubierta, volumen o peso por unidad de superficie. Puede ser absoluta o relativa. Por ejemplo si se eligió el volumen para expresar dominancia: el volumen por ha (**Vol**) considera el volumen de los individuos de todas las especies presentes por unidad de área. Mientras que la dominancia relativa porcentual de la especie A es

$$Vol_{rA} = 100 \times \frac{Vol_A}{Vol}$$

c) Otras variables descriptivas de comunidades

c₁) Frecuencia: Esta medida merece especial tratamiento ya que no se refiere a cada unidad muestral en particular sino al conjunto de las n unidades que componen la muestra. Se determina anotando la presencia o ausencia de cada especie en unidades muestrales que están distribuidas sobre el área de interés. Puede ser expresada cuantitativamente en porcentaje como la frecuencia porcentual o índice de frecuencia. Por ejemplo si se relevaron 20 parcelas y, en 10 de ellas se encontró la especie A, la frecuencia de A es $f_A = 10$ y, la frecuencia relativa de A es

$$f_{rA} = 100 \times \frac{f_A}{n} = 100 \times \frac{10}{20} = 50\%$$

donde f_A es el número de unidades de muestreo en donde se encontró la especie A

Si la especie ha sido encontrada en todas las unidades muestrales, la frecuencia relativa porcentual será del 100%. De esta manera el termino se refiere al grado de uniformidad de distribución de una especie sobre un área. Se usa cuando se compara una lista de especies de un área con la de otra área. Las mediciones de frecuencia son mas valiosas cuando se usan junto a otras características como la densidad y la cobertura.

La frecuencia relativa porcentual, también llamada índice de frecuencia, es la variable cuantitativa más fácil de obtener. Sin embargo, las determinaciones de frecuencias varían con el tamaño de la unidad muestral por lo que aquellas obtenidas con diferentes tamaños de parcela no pueden ser comparadas.

c₂) Índice de valor de importancia: IVI

Es la suma de la frecuencia relativa, la densidad relativa y la dominancia relativa. Si todas están expresadas en %, su valor máximo es 300.

$$IVI_{(A)} = f_{rA} + Dens_{rA} + Vol_{rA}$$

La frecuencia relativa de cada especie debe ser dividida entre la suma de las frecuencias para llevar al 100% (ver página 42).

c₃) Índices de biodiversidad: El CBD (Convenio de las Naciones Unidas sobre diversidad biológica) define la biodiversidad como 'la variabilidad de organismos vivos de cualquier fuente, incluidos, entre otras cosas, los ecosistemas terrestres y marinos y otros ecosistemas acuáticos y los

complejos ecológicos de los que forman parte; comprende la diversidad dentro de cada especie, entre las especies y de los ecosistemas.' El IPCC también enfatiza estos tres niveles (el genético, el de las especies y el de los ecosistemas). Otra definición de diversidad biológica o biodiversidad viene dada por la Estrategia Global para la Biodiversidad, que la considera como "la totalidad de los genes, las especies y los ecosistemas de una región" (WRI, UICN, PNUMA, 1992).

Se han propuesto muchos indicadores de biodiversidad. La medida inmediata de biodiversidad es el número total de especies presentes en la comunidad. Este número es la **Riqueza (R)**. Sin embargo, como ésta depende del tamaño de la muestra, su valor es únicamente comparativo para situaciones y muestreos similares. Es preferible utilizar otros indicadores de riqueza como por ej., el índice de Margaleff :

$$R_1 = \frac{R-1}{\ln(n)} \text{ donde } n \text{ es el número de individuos observados}$$

Los índices de diversidad engloban los conceptos de riqueza y el número de individuos de cada especie tratando de captar la mayor o menor uniformidad de la comunidad. Existe un número muy grande de ellos y en muchas ocasiones no llegan a captar diferencias entre una comunidad con baja riqueza y muy uniforme de otra con alta riqueza y poca uniformidad.

A continuación se presentan los índices de Shannon-Wiener y de Simpson. El índice de diversidad de **Shannon-Wiener (H)** es uno de los más utilizados para determinar la diversidad de especies en un hábitat. Para utilizarlo correctamente el muestreo debe ser aleatorio y todas las especies de una comunidad deben estar presentes en la muestra. Como de esto no se puede estar seguro, muchos autores hablan del número efectivo de especies en la muestra. Cuanto mayor sea el valor de H mayor será la diversidad. Su valor mínimo es cero.

$$H = -\sum_{i=1}^K p_i \times \ln(p_i) \text{ donde } p_i = \frac{n_i}{n}$$

Siendo: n_i = número de individuos de la especie i ; n = número total de individuos de las "k" especies. Su cociente es la proporción de la especie i ésima.

El índice de Simpson es otro método utilizado comúnmente para determinar la diversidad de una comunidad vegetal. Se basa en la probabilidad de que dos individuos extraídos de una población sean de la misma especie en un muestreo sin reposición, sumadas las probabilidades combinadas para las diferentes especies. Para calcularlo se utiliza la siguiente fórmula cuyos términos tienen idéntico significado que en el índice anterior anterior:

$$S = \frac{1}{\sum_{i=1}^k \frac{n_i(n_i - 1)}{n(n-1)}}$$

Si el valor del índice es bajo (valor mínimo = 1), la diversidad es baja ya que la probabilidad de que dos plantas tomadas al azar sean de la misma especie es alta.

C4) Índices de similitud o similaridad. Se los usa para comparar comunidades con atributos similares. Los más utilizados son los de Sorensen, Jaccard y Morisita-Horn. Estos índices pueden estar basados en datos

cualitativos (presencia-ausencia) o también en cuantitativos (densidad). Para fórmulas y detalles del cálculo ver Mostacedo y Fredericksen , 2000.

2. POBLACIÓN Y MUESTRA

Desde el punto de vista estadístico se define a la **población** como un conjunto de todos los elementos o unidades de muestreo (generalmente numeroso) del cual será extraída una parte (**muestra**) utilizando un procedimiento especificado de selección.

Se define a la **unidad muestral** como el lugar (ej: parcela, transecta de método de los cuadrantes centrados en un punto, línea de puntos para cobertura, estación de relascopio), individuo (ej.: árbol, nido), parte de individuo (ej.: hoja, rama) en donde se obtienen, mediante medición, conteo u observación, los valores de las variables de interés. Muchas veces la unidad muestral va asociada a una técnica de recolección de datos.

Las **unidades de muestreo**, también llamadas unidades observacionales, que constituyen la muestra deben ser elegidas objetivamente, es decir por medio de procedimientos originados en la teoría estadística de muestreo, teoría que asegura su representatividad y permite el uso de la inferencia estadística para estimar a la población a partir de la muestra. Sin embargo y por cuestiones de orden práctico en muchos estudios se recurre a la selección sistemática de la muestra, la que bajo determinadas condiciones proporciona aproximaciones satisfactorias.

Para poder realizar una selección objetiva de las unidades de muestreo es necesario que las unidades de muestreo puedan ser perfectamente identificadas e individualizadas. El número total de las unidades observacionales de una población se designa con **N** y se conoce como **tamaño de la población** y es común que su número sea muy grande por lo que la población es considerada infinita. De estas N unidades se seleccionan al azar **n** y así queda constituida la muestra. Éste se conoce como **tamaño muestral**.

Por ej. un bosque de 40 ha se divide en 400 unidades de 0,1 ha, dispuesta en una red fija de parcelas rectangulares de 25 m x 40 m, que no se traslapan ni dejan espacio entre ellas. En éste caso el número total de unidades de muestreo de la población se obtiene

$$N = \frac{A}{a} \quad \text{donde } A = \text{Superficie del bosque; } a = \text{Superficie de la unidad de}$$

muestreo. De las 400 unidades se eligen al azar **n = 30** unidades en donde se efectuarán las observaciones y/o mediciones de interés.

Resumiendo: la población está compuesta por unidades. El concepto de población estadística no debe por lo tanto entenderse en el sentido biológico. En un bosque, los árboles, por supuesto son unidades de población, pero no son las únicas. En la tabla que sigue se dan algunos ejemplos.

Tabla 1. Ejemplos de unidades de la población (y de la muestra) y variables relevadas.

Unidad de población y de la muestra	Variable	Ejemplo numérico
Árbol	Diámetro a 1.30m (d)	35 cm
Rama	Longitud	4,5 m
1 dm ³ de suelo superficial	N ^o de pupas	0
Parcela circular	N ^o de árboles /ha	1200
Parcela cuadrada	Volumen	246 m ³
Estación relascopio	Área Basal (G)	44 m ² /ha
Transecta de 50 m de longitud	Cobertura	56%
Batería de 4 trampas para batracios	Indicador de abundancia	3 individuos y sus sp.
Recorrido de 1 km de camino	"	2 individuos
Individuo capturado (recaptura)	N ^o de individuos marcados	1 marcado
Transecta de muestreo con el MCCP	Distancia media	4,6 m
Punto de conteo (visual y auditivo)	Especies de aves y n ^o de individuos	SpA: 3; SpB: 1;
Transecto de área fija (parcela de por ej. 10 m x 50 m)	Indicador de abundancia de herpetofauna	6 indiv. y sus sp.
Cuadrante de 5 m x 5 m (parcela)	Indicador de abundancia de herpetofauna de hojarasca	1 indiv
Línea de 20 m de longitud (método de intercepción por líneas)	Cobertura	40 %
Punto de intercepción	Cobertura	1 individuo

En la tabla se advierte que las unidades pueden ser individuos, o parte de ellos, o parcelas con o sin áreas fijas. Más adelante se presentarán los bloques o traktos que son conjuntos de parcelas (con o sin área fija) que constituyen, cada conjunto, una unidad muestral. Como ejemplo de unidades muestrales utilizadas según la finalidad del muestreo, se transcribe a continuación un párrafo de la metodología para la descripción del “*Ambiente biológico*” perteneciente al “**Estudio de Impacto Ambiental Categoría III. Proyecto de Ampliación del Canal de Panamá – Tercer Juego de Esclusas. 1-11. URS Holdings, Inc. Julio 2007**”. Lo transcripto está en cursiva.

Ambiente Biológico

La metodología utilizada para los muestreos de flora y fauna fue la desarrollada por CEREB – UP 2005, ya que para la descripción del ambiente biológico se utilizó la información existente en los estudios proporcionados por la Autoridad del Canal. La obtención de los datos para los hábitats boscosos se hizo en función de la distribución de los árboles dentro del bosque. En cuanto a la descripción de la estructura del bosque, esta se evaluó en función del coeficiente de mezcla, abundancia relativa de las especies arbóreas, frecuencia, expansión horizontal de cada especie de árbol y el índice de valor de importancia para las especies arbóreas. (Tipos de variables que pueden usarse)

Las parcelas de muestreo fueron georeferenciadas con ayuda de un GPS. En las áreas boscosas se establecieron transectos de un kilómetro de longitud por 10 metros de ancho con superficie de una hectárea por faja. Las fajas se subdividieron en 10 parcelas de 100 x 10 metros cada una. En cada una de

ellas se realizaron mediciones de diámetro a la altura del pecho (DAP o dap) y la altura total de todos los árboles con diámetro mayor a 10 cm. En las zonas de matorrales y pajonales, se utilizó parcelas de una hectárea con recorridos en fajas paralelas de acuerdo al relieve y paisaje.

Para el inventario de flora, se prepararon listas de angiospermas, gimnospermas, helechos y sus aliados que fueran representativos de los tipos de vegetación, las cuales fueron utilizadas durante los trabajos en campo. Se hicieron identificaciones preliminares en campo y las especies que no fueron identificadas se colectaron para su identificación en el herbario de la Universidad de Panamá. Para la toma de muestras, se anotó el sitio donde fue encontrada la planta y la fecha de la colecta. Las muestras se guardaron en bolsas plásticas para ser prensadas y secadas posteriormente en el herbario.

En relación a la mastofauna, se seleccionaron sitios de muestreo en función de los hábitats para murciélagos y transectos lineales como método principal para identificar y monitorear otras especies de mamíferos. Los transectos se trabajaron en horarios diurnos y nocturnos con diferentes esfuerzos de muestreo dependiendo de la hora del día. Las trochas abiertas, carreteras y trillos dentro del boque se trabajaron en horario nocturno y requirieron de un mayor esfuerzo. Durante el día los trabajos se enfocaron en la prospección de sitios de muestreo, búsqueda de rastros, huellas y cualquier otro indicio de la presencia de mamíferos en el área.

Entre los métodos utilizados por CEREB – UP 2005 para el muestreo de aves están: la búsqueda generalizada y la captura con redes de niebla. Para la búsqueda generalizada se ubicaron sitios como senderos, carreteras y caminos que fueran apropiados para esta actividad y se localizó e identificó visualmente las aves, con la ayuda de binoculares y la Guía para Aves de Panamá. Las búsquedas generalizadas se complementaron con la grabación de vocalizaciones de aves y fueron cotejadas con los cantos identificados y grabados por G. Angehr. Las redes de niebla fueron ubicadas en hábitat de bosque y rastrojo para la captura de aves ocultas o difíciles de identificar a distancia; para su identificación se utilizó la Guía antes mencionada. Cabe destacar que las aves colectadas se liberaron en el mismo sitio de captura.

Para el muestreo de herpetofauna, se utilizó el método de búsqueda generalizada descrito en el párrafo anterior y los transectos seleccionados para el muestreo de flora. Durante el trabajo de campo se registraron los animales observados, número de individuos y en aquellos casos en los cuales fue posible el sexo. Los hallazgos se analizaron de acuerdo a la metodología de Pisan (1994).

Durante el muestreo de fauna acuática se estableció y georeferenció estaciones de colecta en los cuerpos de agua de ambas vertientes. Las muestras se colocaron en bolsas plásticas rotuladas, se fijaron en formalina al 5-10% y se guardaron en cubos plásticos con tapa para su transporte y procesamiento en el Laboratorio de Ictiología de la Facultad de Ciencias Naturales Exactas y Tecnología de la Universidad de Panamá.

Antes de pasar a la descripción y técnicas de las distintas unidades de muestreo, se presentarán los métodos de muestreo básicos de la Estadística.

3.METODOS DE MUESTREO

La enumeración de todas las unidades de una población es por lo general imposible. Esta enumeración completa recibe en Estadística el nombre de **censo** (no debe confundirse con el vocablo censo usado por los biólogos que suele referirse al conteo en una unidad muestral). Por la imposibilidad de realizar censos, es necesario tomar muestras para poder inferir los valores poblacionales con precisión aceptable y costos y esfuerzos bajos. Los métodos de muestreo se clasifican como **PROBABILÍSTICOS Y NO PROBABILÍSTICOS**. En estos últimos la selección de las unidades está sujeta al criterio del técnico que la realiza, por lo que también reciben el nombre de opináticos. Los basados en probabilidades (selección al azar) y los únicos con valor estadístico, según sus características pueden ser:

MÉTODOS DE MUESTREO CON PROBABILIDADES IGUALES

Muestreo al azar simple ó sin restricciones.

Muestreo al azar con restricciones : en estratos
en bloques

Muestreo sistemático

Muestreo multietápico

MUESTREO CON PROBABILIDADES DESIGUALES:

Lista a priori

Lista a posteriori

USO DE VARIABLES EXPLICATIVAS

Estimadores de razón

Estimadores de regresión

A continuación se describen sintéticamente algunos de éstos métodos de muestreo.

3.1 Muestreo al azar simple (MAS)

El muestreo aleatorio simple es el proceso fundamental de selección a partir del cual se derivan todos los demás procedimientos de muestreo, con el objetivo de aumentar la precisión de las estimaciones y reducir el costo de relevamiento.

En el muestreo aleatorio simple cada unidad de muestreo tiene la misma probabilidad de ser seleccionada y es igual a $1/N$ y todas las combinaciones posibles de "n" unidades de muestreo tienen igual probabilidad de ser seleccionadas de la población. La selección de cada unidad de muestreo es libre de cualquier subjetividad, totalmente independiente de la selección de las demás unidades y no existe ninguna restricción que gobierne la distribución de las unidades muestrales sobre la población, es decir que esta distribución se debe pura y exclusivamente al azar. En este proceso, en la población objeto de estudio no se identifican partes que se diferencien entre si, como ocurre en el muestreo estratificado.

El uso del muestreo aleatorio, en áreas de tamaño considerable, exige fotografías aéreas o mapas para establecer la estructura de muestreo, a partir de la cual se obtendrá una muestra aleatoria.

La selección puede realizarse con o sin reposición. Cuando la muestra es seleccionada con reposición, existe la posibilidad de que una misma unidad muestral participe más de una vez en la muestra y la población es considerada infinita.

Para grandes poblaciones, el cálculo de la media y del error estándar puede hacerse del mismo modo que para las poblaciones infinitas, ya que el factor de corrección para población finita $\left(\frac{N-n}{N}\right)$ se aproxima a la unidad.

En muchos inventarios forestales se utilizan parcelas de área fija o fajas y la selección sin reposición. Si se usaran puntos de muestreo, la población es infinita y la muestra obtenida es equivalente a la selección con reposición. En el muestreo aleatorio simple se definen los siguientes símbolos para identificar las variables de la población.

Tabla 2: Parámetros poblacionales y estimadores muestrales en MAS

Parámetros poblacionales	Estimadores muestrales
Población de X (variable de interés) de N unidades	Muestra de n unidades
Media aritmética de la población $\mu = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$	Media aritmética muestral $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$
Desviación estándar = σ $\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2}$	Desviación estándar muestral = S $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$
Población de \bar{X} (de medias muestrales)	
Población	Muestra
Media poblacional $\mu = \mu_{\bar{x}}$	Media muestral $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$
Variancia poblac. de la variable \bar{x} $\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$ en pobl. Infinita o muestreo con reposición	Variancia estimada de la variable \bar{x} $S_{\bar{x}}^2 = \frac{S^2}{n}$ en pobl. Infinita o muestreo con reposición
Variancia poblac. de la variable \bar{x} $\sigma_{\bar{x}}^2 = \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1}\right)$ en pobl. finita y muestreo sin reposición	Variancia estimada de la variable \bar{x} $S_{\bar{x}}^2 = \frac{S^2}{n} \left(\frac{N-n}{N}\right) = \frac{S^2}{n} (1-f)$ <i>f: fracción de muestreo = $\frac{n}{N}$</i>

Estimación de la media poblacional.

La media muestral \bar{x} es un buen estimador de μ : es el Mejor Estimador Lineal Insesgado (estimador MELI por las iniciales de sus propiedades en español o BLUE en inglés). Mejor: por ser de variancia mínima; E: de estimador; Lineal: por ser una función lineal de los valores muestrales e insesgado porque en promedio es igual al parámetro que estima: $E(\bar{x}) = \mu$

La estimación de μ se puede hacer de las dos maneras siguientes:

a) Por punto
$$\hat{\mu} = \bar{x}$$

Ésta no proporciona ninguna medida de confianza, lo que no ocurre en la estimación por intervalo.

b) Por intervalo de $(1-\alpha)$ % de confianza.

Se genera el intervalo alrededor de la estimación puntual. El valor que se suma y resta a la \bar{x} recibe el nombre de error de estimación (E) y de su valor depende la longitud del intervalo. La estimación de la media poblacional con una confianza del $(1-\alpha)$ % en el caso de conocerse la desviación

estandar σ es: $\hat{\mu} = \bar{x} \pm z_{\alpha/2} \sigma_{\bar{x}} = \bar{x} \pm E$

En caso de no conocerse la desviación estandar σ , es necesario estimarla

mediante el valor muestral S por lo que: $\hat{\mu} = \bar{x} \pm t_{(n-1)\alpha/2} S_{\bar{x}} = \bar{x} \pm E$

En ambos casos se obtiene un intervalo delimitado por un límite superior y un límite inferior, los que reciben el nombre de fiduciales vocablo que se refiere a confiabilidad, la que se cuantifica mediante probabilidades.

La confianza del intervalo $(1-\alpha)$ expresa la probabilidad de que el intervalo incluya el verdadero valor de la media poblacional μ .

La longitud de un intervalo, dada por E , está relacionada con la precisión de la estimación. A igual confianza, intervalos más cortos son más precisos. Examinando la fórmula se observa que la longitud de un intervalo depende:

- a) Directamente de la confianza: a **menor confianza**, corresponde mayor α y consecuentemente **menor valor de “ $t_{\alpha/2}$ ” o de “ $z_{\alpha/2}$ ”** por lo que **disminuye E** . (Lo ideal es aumentar la precisión, es decir disminuir el E , manteniendo la confianza fija o sea sin sacrificar la confianza).
- b) Directamente de la variabilidad de la población. Recuérdese el dicho: *Para muestra basta un botón* que se refiere a la homogeneidad de una población de botones de igual forma, tamaño, color y material.
- c) Indirectamente del tamaño de la muestra: $S_{\bar{x}}$ es inversamente proporcional al tamaño muestral n . Además el valor de “ t ” de tabla, para igual α disminuye con n .

Muchas veces el error de estimación se expresa porcentualmente en relación a la \bar{x} .

$$E(\%) = \frac{E}{\bar{x}} \times 100$$

Es posible fijar el valor de E (ó $E\%$) requerido en la estimación por intervalo y en ese caso calcular el tamaño de la muestra necesario “ n ” para lograr la precisión deseada. Las fórmulas para tal fin son:

1.- Población infinita $n = \left(\frac{t \times S}{E}\right)^2$; $n = \left(\frac{t \times CV\%}{E\%}\right)^2$

2.- Población finita $n = \frac{t^2 \times S^2}{E^2 + \frac{t^2 \times S^2}{N}}$; $n = \frac{t^2 \times CV\%^2}{E\%^2 + \frac{t^2 \times CV\%^2}{N}}$

Donde el **CV%** es el coeficiente de variación expresado en porcentaje:

$$CV\% = \frac{S}{\bar{x}} \times 100$$

Para calcular el tamaño n necesario para los requerimientos de precisión de un muestreo, es imprescindible contar con una estimación de la variabilidad

(S). Si ésta no se conoce de estudios o publicaciones anteriores el procedimiento para obtenerla es extraer una **muestra piloto** de tamaño n_p la cual tiene como único objetivo estimar la variabilidad para luego, si fuera necesario, seleccionar nuevas unidades hasta alcanzar el tamaño requerido. Los requerimientos del muestreo, principalmente confianza y magnitud del error E (ya sea E o E%) son fijados por el técnico que efectúa el estudio o en muchos casos por el pliego de condiciones del contrato para su realización. Es frecuente que la precisión de la estimación se establezca mediante un **E%**.

Ventajas y desventajas del muestreo al azar simple

El muestreo al azar sin restricciones, produce estimaciones sin tendencia de la población y permite estimar el error de muestreo, pero presenta las siguientes desventajas:

- En algunos casos, la necesidad de planificar el listado de las unidades de muestreo, para seleccionar aleatoriamente las que integrarán la muestra.
- La dificultad de localizar en el campo la posición de las unidades muestrales dispersas en la población.
- El tiempo improductivo y gasto en el desplazamiento entre las unidades de la muestra.
- La posibilidad de una distribución concentrada de las unidades en sectores de la población.

Por estos motivos, el muestreo aleatorio simple se recomienda para los inventarios de pequeñas áreas o poblaciones, que presenten gran homogeneidad en la variable de interés y sean de fácil acceso.

Por ejemplo en las plantaciones forestales pequeñas, generalmente homogéneas, las unidades muestrales se establecen, naturalmente, más próximas entre sí, lo que exige un desplazamiento menor entre las unidades y, por lo tanto, mayor eficiencia en el trabajo de campo. Además, para el mismo error de muestreo y probabilidad fijados, las poblaciones homogéneas necesitan menor intensidad de muestreo que las heterogéneas.

Para evitar estos inconvenientes se han desarrollado métodos de muestreo al azar con restricciones como el Muestreo al Azar estratificado (MAE) que se describe a continuación.

Ejemplo 1. En la Tabla 4 se presenta una población de un ecosistema boscoso de 45 has, enumerada totalmente a través de una división en 450 unidades de forma rectangular, de 20 m de ancho por 50 m de largo, o sea 1000 m² (0,1 ha) de superficie. Para cada unidad se presentan los valores de biomasa de árboles y arbustos por hectárea obtenidos de un censo. Es éste un caso ideal pues la realidad no suele presentarse de manera tan sencilla.

La población se estructuró en filas numeradas del 1 al 30, y columnas, numeradas del 1 al 15, para facilitar la identificación de las unidades.

Se determinaron los parámetros de la población, o sea los valores reales (Tabla 3) para poder compararlos con las estimaciones obtenidas por los diversos procesos de muestreo. Esto facilitara la comprensión de los procedimientos y permitirá verificar la eficiencia de cada proceso.

Tabla 3. Parámetros de la población de biomasa (tn/ha). N = 450 parcelas de 1000 m²

Media poblacional μ	Variancia poblacional σ^2	Máximo	Mínimo
225,50	6548,39	63	415

Suponga desconocidos los parámetros que figuran en la tabla 3.

Se desea estimar la biomasa media poblacional con una confianza y un error de estimación E% no mayor del 15 %. Para ello se sugiere seguir los siguientes pasos

- a) Para estimar la variabilidad extraiga al azar una muestra piloto de tamaño $n_p = 10$ unidades de muestreo. Calcule con estos datos los valores muestrales: \bar{x} , S , $CV\%$.
- b) Con los valores obtenidos, determine el tamaño de muestra necesario para no cometer un error mayor que el especificado.
- c) Extraiga la muestra definitiva y estime la media poblacional con un 95% de confianza.
- d) Calcule el error porcentual cometido y compare con el especificado.

Tabla 4. Población de 450 parcelas rectangulares en un ecosistema. Valores de biomasa en tn/ha.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	80	92	96	94	90	85	73	63	83	101	115	156	87	109	111
2	99	69	102	103	91	123	83	128	68	98	86	88	95	97	74
3	86	69	85	127	98	102	98	179	71	116	98	101	88	125	110
4	81	89	122	110	80	99	184	81	85	114	191	132	122	110	156
5	131	115	92	76	136	157	95	80	89	85	126	106	104	144	116
6	162	100	118	90	116	83	163	95	107	125	145	162	87	225	255
7	166	164	191	190	165	155	186	188	156	108	116	177	229	149	127
8	185	227	171	239	185	114	138	186	232	213	147	125	159	170	197
9	216	101	148	151	149	159	158	184	142	180	159	126	162	199	156
10	189	197	132	137	160	190	165	240	125	258	205	214	204	157	284
11	236	269	172	237	243	213	233	205	244	230	229	238	240	310	284
12	273	176	217	194	314	221	201	193	239	184	162	173	216	211	254
13	197	279	225	184	237	169	228	204	253	271	210	232	195	322	209
14	246	256	249	180	231	229	188	199	200	242	221	274	307	272	191
15	306	281	248	294	187	196	278	241	272	287	263	229	305	241	244
16	267	223	284	213	239	235	203	246	307	264	236	199	227	219	176
17	204	256	273	246	279	259	192	221	294	282	291	232	199	259	256
18	253	228	259	263	292	239	223	335	359	259	319	244	307	351	295
19	280	256	292	386	289	327	283	219	232	349	326	262	229	253	331
20	324	273	365	268	232	266	249	317	298	292	246	358	226	305	338
21	301	268	323	276	289	347	231	278	205	284	213	243	214	339	296
22	402	241	360	399	278	346	247	279	253	366	248	335	283	249	229
23	226	255	229	247	269	242	267	207	233	317	336	225	287	207	229
24	305	255	257	210	265	270	337	307	318	228	314	321	224	297	238
25	267	239	298	248	309	279	269	253	261	318	271	322	218	234	280
26	318	306	327	320	255	258	242	228	266	292	309	263	262	379	322
27	318	329	248	287	267	273	339	345	272	283	348	221	307	262	280
28	292	415	287	259	255	266	384	336	363	311	267	313	330	232	235
29	255	314	335	331	273	339	351	325	257	301	286	285	283	278	342
30	320	377	337	400	370	379	269	224	345	269	368	312	367	358	348

a) La selección de cada parcela se efectuó eligiendo al azar la fila (1 al 30) y la columna (1 al 15). La muestra piloto se presenta en la Tabla 5.

Tabla 5. Muestra piloto obtenida por MAS de la población de la Tabla 3.

	Fila	Colum.	Biomasa (tn/ha)
1	11	6	213
2	10	9	125
3	26	4	320
4	11	3	172
5	14	8	199
6	5	3	92
7	13	12	232
8	23	4	247
9	3	11	98
10	29	15	342

$$\bar{x} = 204; S = 85,82;$$

$$S^2 = 7364,89; CV\% = 42,07$$

b) Cálculo del tamaño de muestra definitivo: Siendo $t_{(9)0,025} = 2,262$

$$n = \frac{t^2 \times CV\%^2}{E\%^2 + \frac{t^2 \times CV\%^2}{N}} = \frac{(2,262 \times 42,07)^2}{15^2 + \frac{(2,262 \times 42,07)^2}{450}} = 36,94 \cong 37$$

El cálculo del tamaño de muestra definitivo no finaliza aquí: se observa una inconsistencia: se calculó inicialmente con un "t" para 9 grados de libertad y se obtiene un tamaño de n=37. Se debe repetir el cálculo ahora con "t" correspondiente a 36 grados de libertad. Este cálculo debe repetirse tantas veces como sea necesario hasta que los v grados de libertad con los que se buscó "t" en la tabla, se correspondan con el resultado obtenido.

Para $t_{(36)0,025} = 2,028$

$$n = \frac{(2,028 \times 42,07)^2}{15^2 + \frac{(2,028 \times 42,07)^2}{450}} = 30$$

Para $t_{(29)0,025} = 2,045$

$$n = \frac{(2,045 \times 42,07)^2}{15^2 + \frac{(2,045 \times 42,07)^2}{450}} = 31$$

Para $t_{(30)0,025} = 2,042$

$$n = \frac{(2,042 \times 42,07)^2}{15^2 + \frac{(2,042 \times 42,07)^2}{450}} = 31$$

El tamaño de la muestra definitiva es entonces: n = 31

c) A continuación se seleccionan al azar las 21 parcelas necesarias para completar la muestra de modo que el tamaño de la muestra sea $n = 31$, la que se presenta en la tabla 6

Tabla 6. Muestra definitiva

<i>i</i>	Fila	Colum	Biom. tn/ha	<i>i</i>	Fila	Colum	Biom. tn/ha	<i>i</i>	Fila	Colum	Biom. tn/ha
1	11	6	213	11	18	14	351	21	17	13	199
2	10	9	125	12	24	14	297	22	8	4	239
3	26	4	320	13	4	13	122	23	7	3	191
4	11	3	172	14	2	15	74	24	23	9	233
5	14	8	199	15	19	5	289	25	24	7	337
6	5	3	92	16	11	13	240	26	8	6	114
7	13	12	232	17	25	9	261	27	8	15	197
8	23	4	247	18	3	4	127	28	17	8	221
9	3	11	98	19	8	14	170	29	11	2	269
10	29	15	342	20	10	14	157	30	10	6	190
								31	4	15	156

Estadísticos de la muestra definitiva expresados en tn/ha: $n = 31$

$$\bar{x} = 208,84; S = 76,51; S^2 = 5853,87; CV\% = 36,64\%$$

$$S_x = \frac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{1 - \frac{n}{N}} = \frac{76,51}{\sqrt{31}} \sqrt{1 - \frac{31}{450}} = \frac{76,51}{\sqrt{31}} \sqrt{1 - 0,0689} = 13,26$$

Estimación por intervalo de μ del 95% de confianza: $\hat{\mu} = \bar{x} \pm t_{(n-1)\alpha/2} S_x = \bar{x} \pm E$

$$\begin{aligned} \hat{\mu} &= 208,84 \pm t_{(30)0,025} S_x = \bar{X} \pm E = 208,84 \pm 2,04 \times 13,26 = \\ &= 208,84 \pm 27,5 \quad \square \quad 236,34 \text{ tn / ha límite fiducial superior} \\ &\quad \square \quad 181,34 \text{ tn / ha límite fiducial inferior} \end{aligned}$$

La media poblacional $\mu = 225,50$ tn/ha pertenece al intervalo de estimación. Este intervalo es uno de los 95 (cada 100) intervalos que contendrán a μ . expresado de otra manera la confianza de este intervalo del 95% significa que:

$$P[\mu \in (181,34; 236,34)] = 0,95$$

Si se calcula el $E\%$ se obtiene el valor de 13,17% el que se encuentra dentro de lo exigido.

Si la fracción de muestreo n/N fuera menor de 0,02, no sería necesario utilizar el

factor de corrección para población finita: $\sqrt{1 - \frac{n}{N}}$ porque su influencia sería insignificante

3.2. Muestreo al azar estratificado (MAE)

El tamaño de muestra necesario para estimar los parámetros de una población con una precisión previamente fijada depende de la variabilidad de dicha población. Si la variabilidad es grande, la intensidad de muestreo debe ser alta, por ende el número de unidades a muestrear y en consecuencia los costos de muestreo serán mayores. Si la variancia fuera pequeña, la intensidad de muestreo será reducida y los costos de muestreo serán menores.

El fundamento más importante de este método de muestreo consiste en la división de la población en partes o estratos (grupos de unidades de muestreo) homogéneos internamente, de acuerdo a la o las características que se van a estudiar. La variabilidad dentro de cada uno de ellos debe ser inferior a la variabilidad total de la población sin estratificar.

La división de la población en estratos se basa en un conocimiento previo de la misma para poder agrupar las unidades de acuerdo a su semejanza en alguna(s) característica(s) de interés

Este tipo de muestreo, aprovecha esta información previa y logra, de esta manera, estimaciones más precisas, a la vez que utiliza muestras de menor tamaño n . Si la variabilidad entre las unidades dentro de cada estrato, es menor que la variabilidad entre las unidades de toda la población, los estimadores de los parámetros poblacionales serán más precisos que los que se obtienen mediante el MAS.

El procedimiento de muestreo consiste en muestrear en forma individual (con MAS) cada uno de los estratos y combinar los estimadores de cada uno de ellos para obtener los estimadores finales de la población.

Criterios para estratificación

Se puede tomar como base varios criterios para estratificar tales como: topografía del terreno, altura, edad, densidad, etc. Siempre que sea posible, la base para la estratificación debe ser la variable que será estimada. Para la estratificación generalmente se usan fotografías aéreas.

Ventajas:

Permite estimaciones separadas de la media y la variancia para cada estrato.

Para una misma intensidad de muestreo, frecuentemente la estratificación produce estimaciones más precisas de los parámetros poblacionales que el MAS. Esto se da cuando la estratificación produce una mayor homogeneidad de las unidades muestrales dentro de los estratos que para la población como un todo.

Desventajas:

Las unidades muestrales deben tomarse en todos los estratos.

Los tamaños de los estratos deben ser conocidos o, al menos una estimación razonable debe estar disponible. En caso contrario se debe recurrir a otro tipo de muestreo: muestreo bifásico en el cual, en la primera fase se obtiene una muestra para estimar las proporciones de los estratos y, en la segunda se realiza el MAE.

Utilización del MAE

La estratificación es una de las más importantes medidas para elevar la eficiencia en los estudios de poblaciones por muestreo. Se utiliza especialmente cuando éstas se componen de partes claramente definidas ó diferenciables. Cuánto mayor sea esta diferenciación, más ventajosa será la estratificación.

Si los estratos están compuestos por partes pequeñas, mezclándose unos con otros, como si fuera un mosaico, puede el costo de la estratificación tornarse irrealizable. Éste es el caso de los inventarios nacionales forestales en Europa Central.

Una base importante para una estratificación exitosa es el material de fotografías aéreas o de imágenes satelitales de la región objeto de estudio.

La mayor ventaja de la estratificación, junto con la considerable reducción de los costos, consiste en la división de la superficie en partes significativas, para las que en ocasiones existe información disponible.

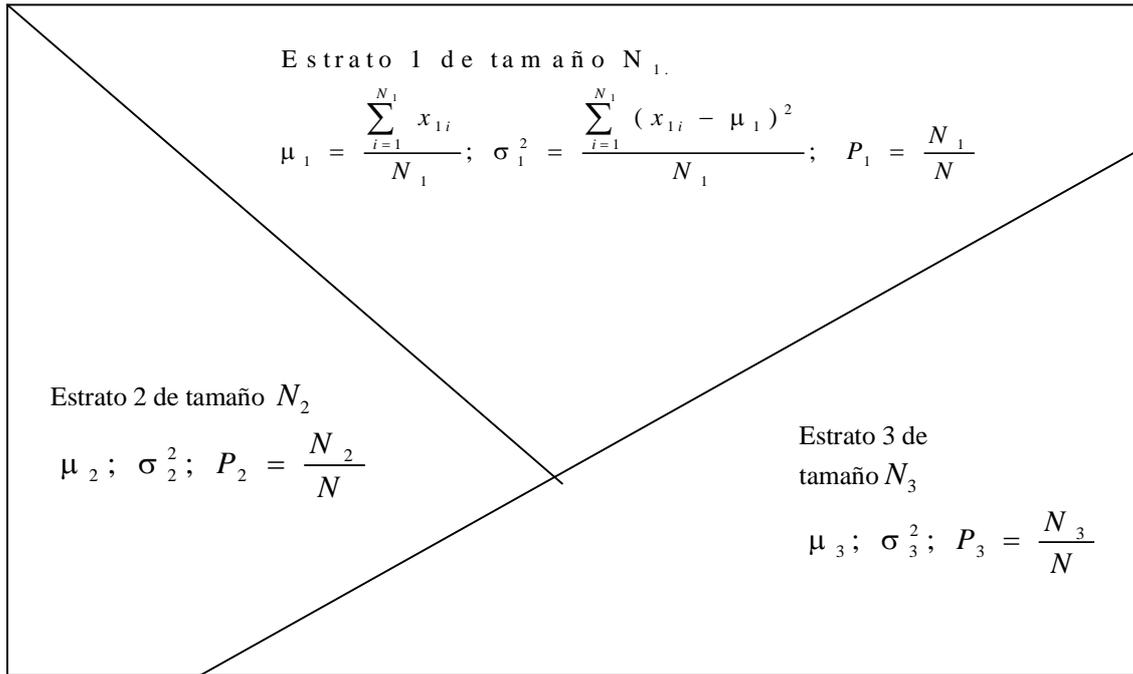


Figura 1. Esquema de una población estratificada de tamaño $N = \sum_{j=1}^M N_j$ con $M = 3$ estratos.

La estratificación puede usarse con todos los tipos de unidades de muestreo. En lugar de distribución aleatoria dentro de los estratos suelen usarse por razones prácticas una distribución sistemática; en este caso es un muestreo estratificado sistemático

Antes del estudio de un ejemplo, es conveniente enumerar las etapas de este método de muestreo.

1.- Dividir la población en M estratos lo más homogéneos posibles. El número de estratos se designa con M, el tamaño poblacional de cada estrato con N_j y el

número total de unidades de la población con $N = \sum_{j=1}^M N_j$. Se debe buscar

homogeneidad dentro de los estratos sin importar la diferencia entre ellos. Consecuentemente con esta división se debe hacer una correcta identificación de las unidades de muestreo, para facilitar los procesos de elección y localización de dichas unidades. Ejemplos: a) en un estudio de insectos en un ecosistema forestal los estratos pueden ser: copa, sotobosque y suelo. b) en una población de mamíferos los estratos podrían conformarse con edades y sexo. c) en el estudio de la potabilidad de las aguas de un río la estratificación debe tener en cuenta la presencia de fábricas y poblaciones.

2.- Determinar el tamaño definitivo de la muestra “n”. Para ello lo primero que hay que hacer es estimar la variabilidad de cada estrato. Si no hubiera antecedentes se deberán realizar muestreos pilotos en cada uno de ellos. Luego calcular “n” definitivo mediante fórmulas que varían de acuerdo con la manera de constituir la muestra (distribución de la muestra en los estratos conocida con los nombres de asignación, alocación o afijación) ver tabla 8. Generalmente en el muestreo piloto se seleccionan al azar igual cantidad de unidades de muestreo en cada estrato.

3.- Distribución de la muestra total en cada uno de los estratos es decir determinar los “ n_j ”, de acuerdo a los siguientes criterios:

- a) Asignación proporcional (los “ n_j ” dependen de los tamaños de los estratos)
- b) Asignación óptima con igual costo por estrato (aquí además se considera la variabilidad de los estratos “ S_j ”);
- c) Asignación óptima con costo variable (además de las consideraciones a) y b) también se toma en cuenta el costo de muestreo en cada estrato “ c_j ”)

4.-Cálculo de estimadores, variancias, errores e intervalos de confianza. También en esta etapa se utilizarán diferentes fórmulas, según el tipo de asignación (tabla 9). Las fórmulas generales que corresponden al MAE son las que se presentan en la tabla 7

Tabla 7. Muestreo al azar estratificado. Simbología y fórmulas generales

El subíndice “ j ” designa al estrato y varía de 1 a M (número de estratos). El subíndice “ i ” designa a la unidad dentro del estrato j -ésimo. Varía desde 1 a N_j en la población o desde 1 a n_j en la muestra (La tabla continúa en la página siguiente)

POBLACIÓN	MUESTRA
Tamaño del estrato: N_j	Número de unidades muestreadas en el estrato j : n_j
Tamaño de la población: $N = \sum_{j=1}^M N_j$	Tamaño de la muestra $n = \sum_{j=1}^M n_j$
Media del Estrato j $\mu_j = \frac{\sum_{i=1}^{N_j} x_{ij}}{N_j}$	Media muestral del estrato j : $\bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}}{n_j}$
Variancia del estrato j $\sigma_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N_j} (x_{ij} - \mu_j)^2}{N_j}$	Variancia muestral del estrato j $S_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{n_j - 1}$
Proporción del estrato j $P_j = \frac{N_j}{N}$	Proporción muestral del estrato j $p_j = \frac{n_j}{n}$
Número de estratos = M	
Media poblacional total o general $\mu = \sum_{j=1}^M P_j \times \mu_j$	Media muestral general $\bar{x} = \sum_{j=1}^M P_j \times \bar{x}_j$
	Variancia de la media muestral $S_{\bar{x}}^2 = \sum_{j=1}^M P_j^2 \times S_{\bar{x}_j}^2 = \sum_{j=1}^M P_j^2 \times \frac{S_j^2}{n_j} \times \left(1 - \frac{n_j}{N_j}\right) \quad (1)$

(1) Si la población es infinita o el muestreo es con reposición en población finita o cuando la fracción de muestreo en cada estrato es menor al 2% se puede prescindir del factor de corrección para población finita

La estimación por intervalo de μ es por lo tanto (fórmula general):

$$\hat{\mu} = \bar{x} \pm t_{(v)\alpha/2} \times S_{\bar{x}_e}$$

En caso de probarse la homogeneidad de variancias dentro de los estratos, el intervalo de estimación se construye con $t_{(n-M)\alpha/2}$, lo que además permite trabajar con la variancia común. Si por el contrario las variancias dentro de los estratos fueran diferentes, los “v” grados de libertad están entre el valor mas pequeño de los grados de libertad de cada estrato y la suma de ellos. Satterthwaite en 1946 (Citado por Cochran 1974) propone la siguiente a proximación de “v”:

$$v = \frac{\left(\sum_{j=1}^M g_j S_j^2 \right)^2}{\sum_{j=1}^M \frac{g_j^2 S_j^4}{n_j - 1}} \quad \text{donde } g_j = \frac{N_j(N_j - n_j)}{n_j}$$

Cálculo del tamaño de muestra definitiva n.

Antes de efectuarlo es necesario definir que criterio se utilizará para la asignación de los estratos a la muestra, pues de esto depende las fórmulas a utilizar, las que se encuentran en la tabla 8.

Tabla 8. Fórmulas para el cálculo del tamaño de muestra definitiva “n” según criterios

Criterio	n	
	Pobl. Infinita	Pobl. finita
Propor. al tamaño de los estratos	$n = \frac{t^2 \sum_{j=1}^M P_j \times S_j^2}{E^2}$	$n = \frac{t^2 \sum_{j=1}^M P_j \times S_j^2}{E^2 + \frac{t^2}{N} \sum_{j=1}^M P_j \times S_j^2}$
Propor. a la variabilidad: óptima si el costo es igual en todos los estratos	$n = \frac{t^2 \left(\sum_{j=1}^M P_j \times S_j \right)^2}{E^2}$	$n = \frac{t^2 \left(\sum_{j=1}^M P_j \times S_j \right)^2}{E^2 + \frac{t^2}{N} \sum_{j=1}^M P_j \times S_j^2}$

Asignación de los tamaños de muestra n_j . Una vez encontrado n es necesario

calcular los valores correspondientes a cada estrato (n_j) de tal modo que $\sum_{j=1}^M n_j = n$.

Los tres criterios consisten en:

a) Distribución proporcional al tamaño N_j de cada estrato

Las unidades de muestreo se distribuyen proporcionalmente al área de cada estrato y de tal forma que debe cumplirse la siguiente igualdad:

$$P_j = \frac{N_j}{\sum_{j=1}^M N_j} = \frac{N_j}{N} = \frac{n_j}{\sum_{j=1}^M n_j} = \frac{n_j}{n} = p_j \quad \Rightarrow \quad n_j = P_j \times n$$

Los estratos mayores contribuyen por lo tanto con más unidades a la muestra.

b) Distribución óptima con igual costo de muestreo por estrato

Las unidades de muestreo se distribuyen proporcionalmente a la variabilidad de y tamaño de cada estrato, considerando que el costo de muestreo es igual en todos los estratos (Neyman). Con este criterio se consigue la mayor precisión de la estimación para un n dado.

$$n_j = \frac{p_j S_j}{\sum_{j=1}^M p_j S_j} \times n$$

c) Distribución óptima con costo de muestreo variable

Los costos del muestreo dependen de las características de la población objeto del estudio. Si en cada estrato los costos de inventario por parcela se alejan del costo medio y se conocen los costos de cada uno de ellos, la distribución de la muestra puede ser optimizada de modo que, para un costo total fijo se obtenga el menor

error posible : $n_j = \frac{\frac{p_j S_j}{\sqrt{c_j}}}{\sum_{j=1}^M \frac{p_j S_j}{\sqrt{c_j}}} \times n$ donde c_j es el costo de muestreo en el estrato "j".

Una vez calculados los valores de los n_j , se procede a la selección aleatoria de la muestra definitiva. Para construir los intervalos de estimación deben emplearse las formulas de $S_{\bar{x}}^2$ de la tabla 9 y los grados de libertad que se indicaron anteriormente.

Tabla 9. Fórmulas para el cálculo de $S_{\bar{x}}^2$ según criterios

Criterio	$S_{\bar{x}}^2$	
	Población Infinita	Población finita
Propor. al tamaño de los estratos	$S_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^M P_j \times S_j^2$	$S_{\bar{x}}^2 = \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \sum_{j=1}^M P_j \times S_j^2$
Propor. al tamaño y a la variabilidad (óptima de costos iguales)	$S_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{j=1}^M P_j \times S_j \right)^2$	$S_{\bar{x}}^2 = \frac{\left(\sum_{j=1}^M P_j \times S_j \right)^2}{n} - \frac{\sum_{j=1}^M P_j S_j^2}{N}$
Criterio	$S_{\bar{x}}^2$	
	Población Infinita	Población finita
Distrib. óptima	$S_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{j=1}^M P_j S_j \sqrt{c_j} \sum_{j=1}^M \frac{P_j S_j}{\sqrt{c_j}} \right)$	$S_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{j=1}^M P_j S_j \sqrt{c_j} \sum_{j=1}^M \frac{P_j S_j}{\sqrt{c_j}} \right) - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^M P_j S_j^2$

Supóngase ahora que la población de la Tabla 4 se encuentra dividida en $M = 3$ estratos identificados por los números romanos I, II y III (tabla 10). Éstos se diferencian entre sí por las especies que los componen, sus densidad y biomاسas.

Tabla 10. Población estratificada de 45 hectáreas. Datos de biomasa en tn/ha.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	ESTRATOS
1	80	92	96	94	90	85	73	63	83	101	115	156	87	109	111	I
2	99	69	102	103	91	123	83	128	68	98	86	88	95	97	74	
3	86	69	85	127	98	102	98	179	71	116	98	101	88	125	110	
4	81	89	122	110	80	99	184	81	85	114	191	132	122	110	156	
5	131	115	92	76	136	157	95	80	89	85	126	106	104	144	116	
6	162	100	118	90	116	83	163	95	107	125	145	162	87	225	255	
7	166	164	191	190	165	155	186	188	156	108	116	177	229	149	127	
8	185	227	171	239	185	114	138	186	232	213	147	125	159	170	197	
9	216	101	148	151	149	159	158	184	142	180	159	126	162	199	156	
10	189	197	132	137	160	190	165	240	125	258	205	214	204	157	284	
11	236	269	172	237	243	213	233	205	244	230	229	238	240	310	284	II
12	273	176	217	194	314	221	201	193	239	184	162	173	216	211	254	
13	197	279	225	184	237	169	228	204	253	271	210	232	195	322	209	
14	246	256	249	180	231	229	188	199	200	242	221	274	307	272	191	
15	306	281	248	294	187	196	278	241	272	287	263	229	305	241	244	
16	267	223	284	213	239	235	203	246	307	264	236	199	227	219	176	
17	204	256	273	246	279	259	192	221	294	282	291	232	199	259	256	
18	253	228	259	263	292	239	223	335	359	259	319	244	307	351	295	
19	280	256	292	386	289	327	283	219	232	349	326	262	229	253	331	
20	324	273	365	268	232	266	249	317	298	292	246	358	226	305	338	
21	301	268	323	276	289	347	231	278	205	284	213	243	214	339	296	III
22	402	241	360	399	278	346	247	279	253	366	248	335	283	249	229	
23	226	255	229	247	269	242	267	207	233	317	336	225	287	207	229	
24	305	255	257	210	265	270	337	307	318	228	314	321	224	297	238	
25	267	239	298	248	309	279	269	253	261	318	271	322	218	234	280	
26	318	306	327	320	255	258	242	228	266	292	309	263	262	379	322	
27	318	329	248	287	267	273	339	345	272	283	348	221	307	262	280	
28	292	415	287	259	255	266	384	336	363	311	267	313	330	232	235	
29	255	314	335	331	273	339	351	325	257	301	286	285	283	278	342	
30	320	377	337	400	370	379	269	224	345	269	368	312	367	358	348	

Los parámetros de la población y de cada uno de los estratos se presentan en la tabla 11.

Tabla 11: Datos de la población estratificada y sin estratificar

Estrato	N	P	Media μ	Variancia σ^2	Máx.	Mín.
I	143	0,3178	131,38	1950,53	63	255
II	166	0,3689	251,36	2216,01	125	386
III	141	0,3133	290,50	2315,78	207	415
Población sin estratificar	450	1	225,50	6548,39	63	415

Nótese que la variancia de la población sin estratificar es sensiblemente mayor que las variancias de los estratos. Ello se debe a que la primera también incluye las diferencias entre las medias de los estratos. Este hecho se representa en la Figura 2 y se explica más detalladamente en el párrafo que sigue.

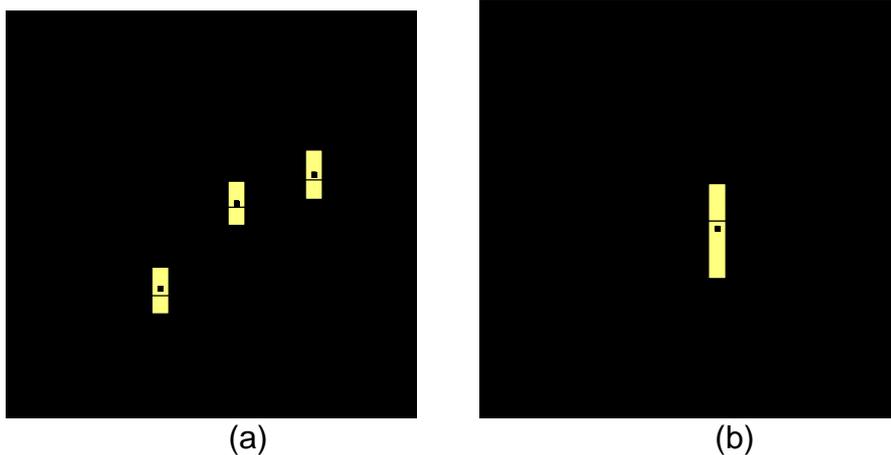


Figura 2: Descripción gráfica de la variable biomasa (tn/ha) de los estratos (a) y de la población (b).

En la tabla 11 y en la figura 2 se encuentra la respuesta a porqué el MAE es más eficiente y preciso que el MAS: en el primero se considera únicamente la variabilidad dentro de los estratos (ver figura 2 a) mientras que en la población sin estratificar la variabilidad es mayor (figura 2 b) porque incluye también la variabilidad entre los estratos: σ^2 de la población sin estratificar 6548,39 es mayor que cualquiera de los σ^2_j , debe ocurrir cuando la estratificación está bien realizada.

Ejemplo de aplicación de MAE:

Suponga desconocidos los parámetros de la población y estime la media de la población estratificada con un 95% de confianza y que el error porcentual de estimación no supere el 15%. Los costos de muestreo por unidad muestral son iguales en todos los estratos. Utilice alocaación óptima. Se recomienda seguir los pasos que se indican a continuación:

- Extraiga una muestra piloto al azar de 3 unidades de muestreo en cada uno de los estratos.
- Defina el criterio de alocaación que utilizará. Calcule el tamaño de muestra definitivo para estimar a la media de la población estratificada con el 95% de confianza y $E\% = 15$. En este caso utilice la alocaación óptima de costos iguales.
- Extraiga la muestra definitiva.
- Por intervalo del 95% de confianza, estime la media poblacional para cada uno de los estratos y para la población completa. En este último caso compare el error porcentual de estimación con el especificado.
- Compare el tamaño de la muestra con el correspondiente al obtenido en el muestreo al azar simple.

Resolución a) Al suponerse desconocidos los parámetros poblacionales es necesario extraer una **muestra piloto en cada estrato "j"** de tamaño np_j para estimar las S_j^2 . Para obtenerla se realiza un MAS en cada estrato, en este caso de $np_j = 3$ en cada uno de ellos

Tabla 12: Muestra piloto obtenida de la población de la tabla 10

Estrato I		Estrato II		Estrato III	
Fila – Col.	Biomasa	Fila – Col.	Biomasa	Fila – Col.	Biomasa
10 - 4	137	21 - 6	347	21 - 15	296
9 - 1	216	15 - 8	241	21 - 12	243
8 - 9	232	12 - 10	184	25 - 12	322

Con esta muestra piloto se calculan los estimadores muestrales con la finalidad de calcular el tamaño de muestra definitiva.

Tabla 13: Estimadores muestrales de los estratos y cálculos auxiliares para determinar el tamaño de muestra definitiva

Estrato	np_j	P_j	\bar{x}_j	S_j	S_j^2	$P_j\bar{x}_j$	P_jS_j	$P_jS_j^2$
I	3	0,3178	195,00	50,86	2587,00	61,971	16,1633	822,1486
II	3	0,3689	257,00	82,72	6842,33	94,8073	30,5154	2524,1355
III	3	0,3133	287,00	40,26	1621,00	89,9171	12,6135	507,8593
Totales	9	1				$\bar{x}_e =$ 246,6954	59,2922	3854,1434

b) Cálculo del tamaño de muestra definitiva con asignación óptima para estimar por intervalo del 95% de confianza y $E\% = 15\%$. Se tomará un valor de t transitorio para comenzar los cálculos: $t_{(9-3)0,025} = 2,447$

El error del 15% de la media es: $0,15 \times \bar{x}_e = 0,15 \times 246,6954 = 37 \text{ tn/ha}$

$$n = \frac{t^2 \left(\sum_{j=1}^M P_j \times S_j \right)^2}{E^2 + \frac{t^2}{N} \sum_{j=1}^M P_j \times S_j^2} = \frac{2,447^2 \times 59,2922^2}{37^2 + \frac{2,447^2 \times 3854,1434}{450}} = 14,8 \approx 15$$

Ahora se calcula nuevamente n con t para 12 grados de libertad: $t_{(15-3)0,025} = 2,179$, y se obtiene $n = 12$ ($t_{(12-3)0,025} = 2,262$). Se aplica iterativamente la fórmula hasta llegar a estabilizar el tamaño n con el n de los grados de libertad, repitiendo el cálculo las veces que sea necesario, de la siguiente manera:

Con $t_{(12-3)0,025} = 2,262$ se obtiene $n = 13$.

Para $t_{(13-3)0,025} = 2,228$ se obtiene $n = 12$, es decir que el “ n ” definitivo está entre 12 y 13. Se tomará 13. ¿Cómo se distribuyen estas 13 en los tres estratos?. Para la asignación óptima de costos iguales:

$$n_j = \frac{p_j S_j}{\sum_{j=1}^M p_j S_j} \times n$$

lo que da como resultado: $n_1 = 3,54 \approx 4$; $n_2 = 6,69 \approx 7$; $n_3 = 2,77 \approx 3$. Por cuestiones de redondeo, el tamaño de la muestra definitiva será $n = 14$.

c) Extracción de la muestra definitiva: Se eligen al azar en cada estrato las unidades muestrales faltantes para completar los tamaños requeridos: una para el

estrato II y tres para el estrato II. La constitución de la muestra definitiva es la que se presenta en la tabla 14.

Tabla 14. Muestra definitiva

Estrato I		Estrato II		Estrato III	
Fila - Col.	Biomasa	Fila - Col.	Biomasa	Fila - Col.	Biomasa
10 - 4	137	21 - 6	347	21 - 15	296
9 - 1	216	15 - 8	241	21 - 12	243
8 - 9	232	12 - 10	184	25 - 12	322
4 - 9	85	14 - 3	249		
		19 - 2	256		
		18 - 11	319		
		13 - 15	209		

En la tabla 15 se presenta un ordenamiento para facilitar los cálculos necesarios

Tabla 15: Estadísticos de la muestra definitiva y cálculos auxiliares

Estrato	P_j	n_j	\bar{x}_j	S_j	S_j^2	$P_j \bar{x}_j$	$P_j S_j$	$P_j S_j^2$
I	0,3178	4	167,50	68,92	4749,67	53,2315	21,902776	1509,44513
II	0,3689	7	257,86	57,58	3315,48	95,124554	21,241262	1223,08057
III	0,3133	3	287,00	40,26	1621,00	89,9171	12,613458	507,8593
						238,273154	55,757496	3240,385

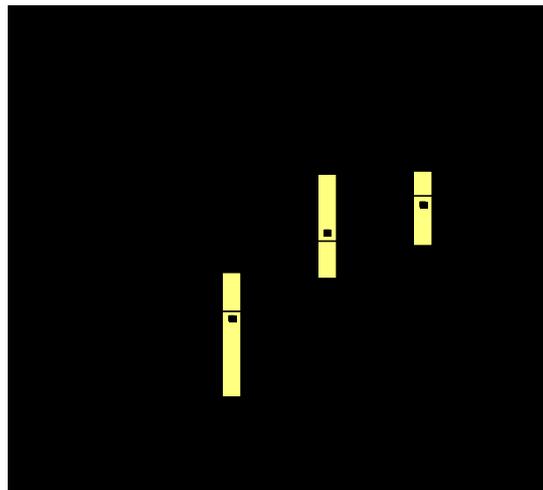


Figura 3: Boxplots de la muestra definitiva según estratos

En el gráfico se vislumbra la posibilidad de aceptar la homogeneidad de la varianza de los estratos. Para asegurar se efectuó la prueba de Levene, cuya H_0 es: las variancias son homogéneas. A continuación se presenta la salida del análisis de la variancia de los residuos absolutos (Prueba de Levene):

Análisis de la variancia

Variable	N	R ²	R ² Aj	CV
RABS_Biomasa	14	0,12	0,00	65,62

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	1278,07	2	639,04	0,77	0,4864
Estrato	1278,07	2	639,04	0,77	0,4864
Error	9127,35	11	829,76		
Total	10405,43	13			

El resultado da un valor de $p = 0,4864$ y por lo tanto no se rechaza la homogeneidad.

Esta característica representa una ventaja ya que permite trabajar con $v = n - M$ grados de libertad en la estimación por intervalo y utilizar una variancia común: S_c^2

La variancia común se calcula como sigue:

$$S_c^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2 + (n_3-1)S_3^2}{n_1 + n_2 + n_3 - M} = \frac{37383,86}{11} = 3398,53$$

d) Estimación por intervalo del 95% de confianza de μ con error porcentual $\leq 15\%$.

A continuación debe encontrarse el valor de $S_{\bar{x}}^2$ cuya fórmula se simplifica porque al ser S_c^2 un valor constante, sale de las sumatorias y queda, en ambos casos $\sum_{j=1}^M P_j = 1$.

$$S_{\bar{x}}^2 = \frac{\left(\sum_{j=1}^M P_j \times S_j\right)^2}{n} - \frac{\sum_{j=1}^M P_j S_j^2}{N} = \frac{S_c^2 \left(\sum_{j=1}^M P_j\right)^2}{n} - \frac{S_c^2 \sum_{j=1}^M P_j}{N} = \frac{3398,53}{14} - \frac{3398,53}{450} = 235,1999$$

Solo resta ahora determinar el intervalo de estimación para : $\hat{\mu}$ y $\hat{\mu}_j$

$$\hat{\mu} = \bar{x} \pm t_{(n-M)\alpha/2} \times S_{\bar{x}} = 228,2732 \pm 2,201 \times \sqrt{235,1999} =$$

$$= 228,27 \pm 33,80$$

El intervalo de estimación de μ del 95% de confianza es (194,47; 262,07)

El error de estimación porcentual es $E\% = 100 \cdot E / \bar{x} = 100 \cdot 33,80 / 228,37 = 14,8\%$, valor que cumple con las exigencias de precisión establecidas para esta estimación. También se observa que el intervalo de estimación abarca a $\mu = 225$ tn/ha.

La estimación por intervalo de las medias poblacionales de los estratos se realiza mediante: $\hat{\mu}_j = \bar{x}_j \pm t_{(n_j-1)\alpha/2} \times S_{\bar{x}_j}$

Si se trabaja con variancia común: $S_{\bar{x}_j}^2 = \frac{S_c^2}{n_j} \left(1 - \frac{n_j}{N}\right)$ y los grados de libertad son

$n_j - 1$. La corrección por población finita puede despreciarse pues en ninguno de los estratos la fracción de muestreo es mayor del 2%

Tabla 16. Intervalos de estimación del 95% de confianza de los tres estratos

Estrato	\bar{x}_j	$S_{\bar{x}_j}$	n_j	E_j	Lim. Inf. (tn/ha)	Lim sup. (tn/ha)	$E\%$
I	167,50	29,15	4	92,75	74,75	260,25	55,4
II	257,86	22,03	7	53,92	203,94	311,78	20,9
III	287,00	33,66	3	144,83	142,17	431,83	50,5

La gran amplitud de los intervalos de estimación de $\hat{\mu}_j$ se debe a los tamaños pequeños de los n_j .

d) Compare el tamaño de la muestra con el correspondiente al obtenido en el muestreo al azar simple.

En el MAS se necesitaron 31 unidades muestrales para la estimación de μ mientras que con el MAE sólo 14. La mayor precisión de este tipo de muestreo produce beneficio económico.

En caso de **desconocerse las proporciones de los estratos** es necesario efectuar un doble muestreo (ó **muestreo bifásico**) en la población estratificada. La primera muestra, generalmente de mayor tamaño n' y la segunda de tamaño n es más pequeña. En la primera se estiman las proporciones p_j de los estratos (por ejemplo mediante fotoplots) y en la segunda las medias y variancias de los estratos (ej. parcelas en terreno para estimar biomasa por ha). Las fórmulas y variancias son las que siguen

$$p_j = \frac{n'_j}{n'} \quad ; \quad n' = \sum_j n'_j \quad ; \quad \bar{x} = \sum_{j=1}^M p_j \bar{x}_j ;$$

$$S_{\bar{x}}^2 = \sum \left(p_j^2 - \frac{p_j}{n'} \right) \frac{S_j^2}{n_j} + \frac{1}{n'} \left(\sum p_j \bar{x}_j^2 - \left(\sum p_j \bar{x}_j \right)^2 \right)$$

Obsérvese que el estimador $S_{\bar{x}}^2$ incluye además la variabilidad debida a los estimadores de las proporciones de los estratos.

3. 3. Muestreo sistemático

En el muestreo sistemático (MS) las unidades muestrales se eligen de acuerdo a una regla fija, predefinida con anterioridad, como por ejemplo: control de daños en cada centésima planta en un vivero, o entrevista a cada milésimo visitante de un parque nacional o relevamiento con el método de los cuadrantes centrados en un punto haciendo una estación cada cien metros en una red cuadrada regular, con el propósito de cubrir toda la extensión. La primera unidad muestral suele ser elegida al azar y, a partir de ella y siguiendo la regla fija pre-establecida son tomadas las siguientes.

Desde el punto de vista estadístico cada unidad de muestreo no tiene la misma probabilidad de ser elegida, ya que al ser seleccionada la primera, las restantes quedan automáticamente fijadas. Desde el punto de vista práctico y considerando que la madre naturaleza ha aleatorizado suficientemente las poblaciones, puede aceptarse la inclusión de éste método de muestreo en los grupos de "igual probabilidad". Para quienes deseen ser más rigurosos, se recomienda aplicar la fórmula de "diferencia de pares" de unidades sucesivas:

$$S_y^2 \cong \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - x_{i+1})^2}{2n(n-1)} = \frac{(x_1 - x_2) + (x_2 - x_3) + \dots + (x_{n-1} - x_n)}{2n(n-1)} \text{ (Loetsch et al Forest Inventory Vol.1).}$$

El muestreo sistemático es, en la mayoría de los casos, el procedimiento de selección usado en los "inventarios" forestales y relevamientos de todo tipo de ecosistemas.

Ventajas. La sistematización proporciona buena estimación de la media y el total debido a la distribución uniforme de la muestra en la población.

Una muestra sistemática es ejecutada con más rapidez y menor costo que una aleatoria, desde que la selección de las unidades de muestreo es mecánica y uniforme sobre la población, es decir cubre más homogéneamente el área.

El desplazamiento entre las unidades es más fácil por el hecho de seguir una dirección fija y preestablecida, resultando un tiempo y gasto menor y, por consecuencia, menor costo de muestreo.

El tamaño de la población no precisa ser conocido, ya que las unidades que ocurren dentro de un intervalo de muestreo fijado, son seleccionadas secuencialmente, después de ser definida la unidad inicial.

En caso de ser conocida N , la primera unidad de muestreo puede ser aleatorizada entre el conjunto de las k primeras unidades. El valor de k es la recíproca de la intensidad del muestreo f , ya que $f = n/N$ y $k = N/n$ e indica que en la población de tamaño N serán muestreadas 1 de cada k unidades.

La **ventaja** del MS para estudios de ecosistemas de tamaño significativo reside en la facilidad ubicar las unidades y, debido a ello, en su gran eficiencia comparada con el MAS. Las fórmulas de éste último pueden ser usadas en el MS ya que dan aproximaciones aceptables (tabla 2). La media muestral (\bar{x}) es un estimador sesgado de μ solo en caso de coincidencia de la red de muestreo con tendencias cíclicas o periódicas en una población. El error estándar $S_{\bar{x}}$ calculado como si fuera MAS en un muestreo MS es sólo aproximado. La fórmula del MAS produce una sobre estimación de aproximadamente un tercio.

La elección sistemática de las unidades muestrales suele usarse también en el MAE (la muestra de cada estrato se elige sistemáticamente) y en otros métodos.

Desventajas: Cuando no se conoce la variabilidad de la población y es necesario una muestra piloto para estimarla, de esa muestra piloto no se podrán utilizar todas las unidades muestrales como en el MAS y en MAE, sino unas pocas.

Ejemplo de aplicación de MS.

- a) Al tamaño de muestra obtenido en el MAS distribúyalo sistemáticamente en la población de la tabla 4.
 - b) Estime la media poblacional con un 95% de confianza.
 - c) Calcule el error porcentual cometido y compare con el obtenido con los otros métodos de muestreo.
- a) El valor de k será $k = 450/31 = 14,5$. Se tomará $k = 14$. Se sortea una parcela entre las 14 primeras y es elegida la tercera en la primera fila y luego cada 14 unidades las que se presentan en la tabla 17. Resultan en total 32 unidades (n)

Tabla 17: Muestra sistemática obtenida de la población de la tabla 4 Con k = 14.

i	Ubic: Fila- column.	Biomasa (tn/ha)	i	Ubic: Fila- column.	Biomasa (tn/ha)
1	1-3	96	16	15-3	248
2	2-2	69	17	16-2	223
3	3-1	86	18	17-1	204
4	3-15	110	19	17-15	256
5	4-14	110	20	18-14	351
6	5-13	104	21	19-13	229
7	6-12	162	22	20-12	358
8	7-11	116	23	21-11	213
9	8-10	213	24	22-10	366
10	9-9	142	25	23-9	233
11	10-8	240	26	24-8	307
12	11-7	233	27	25-7	269
13	12-6	221	28	26-6	258
14	13-5	237	29	27-5	267
15	14-4	180	30	28-4	259
			31	29-3	335
			32	30-2	377

b) Efectuados los cálculos se obtienen los siguientes valores:

$$\bar{x} = 221; S = 86,02$$

$$\hat{\mu} = 221 \pm t_{(n-1)\alpha/2} S_{\bar{x}} =$$

$$= 221 \pm 2,0395 \frac{86,0817}{\sqrt{32}} \times \sqrt{1 - \frac{32}{450}} =$$

$$= 221 \pm 29,91 = (191,09 ; 250,91) \text{ Se}$$

$$E\% = \frac{29,91}{221} \times 100 = 13,53\%$$

observa que el intervalo de estimación contiene a μ y

c) que el **E%** es menor del 15% . En la tabla 18 se lo compara con los obtenidos por los otros métodos

Tabla 18: Errores porcentuales (E%) y tamaño de muestra (n) obtenidos con los distintos métodos de muestreo

Método	E%	Tamaño de muestra: n
MAS	13,2	31
MAE	14,8	14
MS	15,5	32

Se observa que todos han satisfecho la exigencia sobre el error porcentual, pero el MAE lo hizo con un tamaño mucho menor, lo que demuestra la eficiencia de este método.

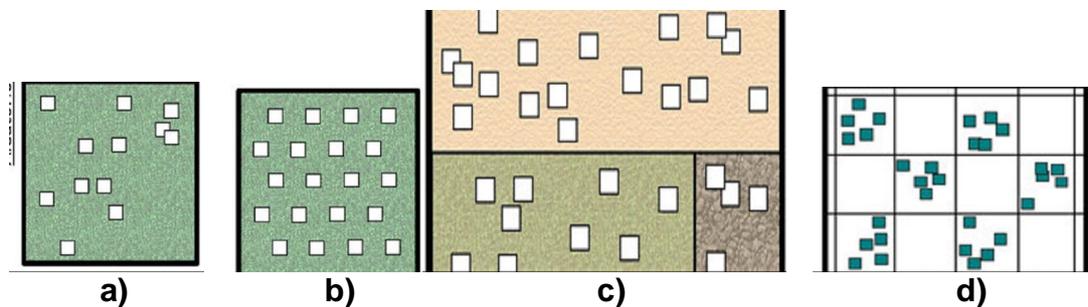


Figura 4: Croquis de campo de los principales tipos de muestreo: a) aleatorio simple; b) sistemático; c) al azar estratificado y d) bietápico. Modificado de Ferrando y Sendín, 2008.

3.4. Muestreo bietápico

En este tipo de muestreo se distinguen unidades primarias que se subdividen en unidades secundarias. La aleatorización es restringida y se realiza en dos etapas: en la primera se eligen unidades primarias al azar y en la segunda etapa, y únicamente en las primarias que resultaron seleccionadas, se eligen al azar las unidades secundarias en las que se hacen las mediciones u observaciones programadas (ver croquis d de la figura 4). Las unidades primarias son N ($1 \leq i \leq N$) y el número de las secundarias que hay en cada primaria, se designan con M ($1 \leq j \leq M$). En total la población tiene $N \times M$ unidades secundarias. En la muestra se eligen al azar n unidades primarias y dentro de éstas, m secundarias. Así el tamaño de la muestra es $n \times m$.

Este muestreo es muchas veces convenientes por razones operativas y puede, como todo los métodos de muestreo, combinarse con otros. Por ejemplo para hacer encuestas en una ciudad se puede dividirla en estratos (barrios) y dentro de cada barrio elegir al azar " n " manzanas (unidades primarias) y dentro de ellas " m " casas también al azar. En este curso solo presentaremos el caso en que en las unidades primarias hay el mismo número " M " de secundarias o subunidades. Es factible aplicar este método cuando " M " no es constante sino que hay " M_i " subunidades en cada primaria. (Cochran, ; de Vries 1986)

Si a su vez cada unidad secundaria está conformada por subsubunidades, el muestreo se llama trietápico o en forma general multietápico. En la tabla 19 se presentan las fórmulas utilizadas en este tipo de muestreo.

Tabla 19: Fórmulas del muestreo bietápico

	Población	Muestra
Media aritmética de todas las unidades secundarias	$\mu = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M x_{ij}}{N \times M}$	$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_{ij}}{n \times m}$
Media aritmética de las unidades secundarias en la j-ésima unidad primaria	$\mu_i = \frac{\sum_{j=1}^M x_{ij}}{M}$	$\bar{x}_i = \frac{\sum_{j=1}^m x_{ij}}{m}$
	Población	Muestra
Variación dentro de las unidades primarias	$E(CM_d) = \sigma^2$	$CM_d = S_d^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}{n(m-1)}$ (2)
Cuadrados Medios entre unidades primarias	$E(CM_e) = \sigma^2 + m\sigma_e^2 \quad (1)$	$CM_e = \frac{m \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad (2)$
Variación entre las unidades primarias	$\sigma_e^2 = \frac{1}{m} \times (E(CM_e) - \sigma^2)$	$S_e^2 = \frac{1}{m} (CM_e - CM_d)$
Variación de \bar{x}		$S_{\bar{x}}^2 = \frac{S_e^2}{n} \left(1 - \frac{n}{N}\right) + \frac{S_d^2}{mn} \left(1 - \frac{m}{M}\right)$

(1) $E(CM_e)$: Esperanza del Cuadrado Medio entre unidades primarias

(2) Ambos valores se obtienen del Anova.

El intervalo de estimación se construye con $t_{(n-m)}$

3.5. Métodos indirectos con el uso de una variable auxiliar: Estimadores de razón y estimadores de regresión.

Para estimar a la variable de interés “ y ”, estos métodos utilizan la información proporcionada por una variable explicativa (x), la que debe estar disponible o ser más fácil y barata de medir y estar correlacionada con “ y ”. La variable auxiliar se utiliza para mejorar la precisión de las estimaciones y no para la selección. En ambos casos debe estar altamente correlacionada con “ y ” y relacionada linealmente.

Estimadores de razón (en el caso que la recta que las relaciona tenga ordenada al origen nula: $y = Rx$). μ_x debe ser conocida. Se extrae una muestra bivariada de tamaño n y se calcula \hat{R} cuyo valor es la estimación puntual de R . El intervalo se construye con $S_{\hat{R}}$ y con $t_{(n-1)}$ (ver fórmulas abajo)

$$R = \frac{\tau_y}{\tau_x} = \frac{\mu_y}{\mu_x} ; \hat{R} = \frac{\sum y}{\sum x} \Rightarrow R ; S_{\hat{R}}^2 = (1-f) \frac{1}{\mu_x^2} \frac{S_y^2 + \hat{R}^2 S_x^2 - 2\hat{R}S_{yx}}{n}$$

Donde f es la fracción de muestreo y S_{yx} es la covariancia entre x e y .

Estimadores de regresión: La relación funcional es del tipo $y = a + bx$

Aquí también se supone conocida μ_x . Para estimar los parámetros de la regresión (α y β) se extrae una muestra bivariada de tamaño n en la cual, por mínimos cuadrados se estiman α y β con a y b . De esta muestra también se obtienen las medias muestrales \bar{y}, \bar{x} .

De la teoría de regresión se sabe que $\hat{y}_x = a + bx \Rightarrow \mu_{y_x}$, es decir, es una estimación puntual de la media de y para un nivel dado de x .

Como μ_x es conocida y la recta poblacional pasa por las medias de las dos variables, una estimación puntual de la media de μ_y es la que se obtienen para $x = \mu_x$:

$$\hat{\mu}_{y_x=\mu_x} = a + b\mu_x = \bar{y} + b(\mu_x - \bar{x})$$

Su variancia es

$$S_{\hat{\mu}_y}^2 = S_{y_x}^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{(\mu_x - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \right)$$

donde S_{y_x} es el error de estimación de la regresión El intervalo se construye con $t_{(n-2)}$.

Doble muestreo o muestreo bifásico en estimadores de regresión o de razón:

En los casos más frecuentes la media poblacional de x no es conocida. Entonces es necesario efectuar dos muestreos. Generalmente la primera muestra es numerosa (n_1) y con ella se estiman μ_x para los estimadores de razón o regresión. En una segunda muestra al azar mucho más pequeña, de tamaño “ n ” se estiman ya sea R ó

α y β según sea el caso. Para profundizar el tema consultar bibliografía sobre muestreo como por ejemplo Cochran; DeVries o Löttsch.

MUESTREO NO PROBABILÍSTICO: Se designa también como muestreo opinático o basado en criterio de expertos. Las unidades muestrales son seleccionadas en base a criterios subjetivos. No deben ser usadas cuando se requiere rigor estadístico. Son sin embargo muy útiles para estudiar gradientes en ecotonos.

4. UNIDADES DE MUESTREO EN VEGETACIÓN. Para organizar el estudio de la UNIDADES DE MUESTREO se comenzará con aquellas utilizadas para el estudio de vegetación. Se distinguen dos grandes tipos: unidades de área fija y unidades de área variable

4.1. PARCELAS DE ÁREA FIJA

Solo se usan en estudios que requieren mayor precisión por ej.: productividad en biomasa/ha o en volumen/ha. No son recomendables para estudios descriptivos de la vegetación porque insumen más tiempo de medición.

Son las unidades de muestreo más viejas para la evaluación de vegetación. Consisten en una porción de terreno perfectamente delimitada en donde se obtiene información relacionada al área, por ejemplo: n° de árboles/ha, volumen en m³/ha, biomas en tn/ha, etc.

Un árbol o arbusto es incluido en una parcela cuando su eje se encuentra dentro de ella. Es conveniente efectuar un control permanente de los individuos situados en las cercanías del límite para disminuir el error originado por la inclusión o exclusión errónea de los mismos.

Con referencia a las parcelas de área fija, es necesario considerar los siguientes aspectos: forma, tamaño, inclinación del terreno y límites del bosque.

Forma de las parcelas

Cuadradas y rectangulares

Se utilizan en comunidades donde no es trabajoso marcar el perímetro de las parcelas, por ej. en un pastizal. Es necesario tener cuidado en terrenos inclinados ya que pueden ocurrir errores sistemáticos. Se las marca mojonando una esquina o diagonal. Estas parcelas pueden ser de tamaño variado, dependiendo éste de las dimensiones de los individuos de la población objeto de estudio. Importante es que el tamaño de las parcelas no deben variar en el mismo inventario. En estudio de pastizales se utilizan marcos de 1m x 1m o menores en las que se relevan distintas variables como por ej.:cobertura (estimaciones visuales), densidad, biomasa (éste relevamiento es en oportunidades destructivo y en otras se estima la biomasa mediante una relación lineal con la cobertura)

Fajas

Son apropiadas para ecosistemas de difícil penetración. Pueden ser de longitud constante o variable, como las que se usaron en el parque chaqueño para los inventarios que sirven de base a los planes dasocráticos. En éste caso el ancho es de 10 m y se camina sobre la línea central por donde se va abriendo una picada, cuyo eje se define mediante una brújula. Se decide la inclusión de los árboles dudosos, controlando su distancia al eje de la parcela. La longitud de las fajas de largo constante puede ser 50, 100, 200 m y algunas veces mucho más. Las fajas

permiten delimitar con facilidad, unidades de gran magnitud, a la vez que captan una alta proporción de la variabilidad del ecosistema (Prodan, 1999). Las fajas largas y delgadas que atraviesan un ecosistema reciben el nombre de transectas.

Circulares

Son las más utilizadas por su practicidad. Aquí sólo es necesario marcar el centro de la parcela. De todas las formas de parcela, la circular es la que tiene menor perímetro comparando a igualdad de áreas y por lo tanto relativamente menor cantidad de individuos en el límite. Las parcelas circulares son adecuadas para evitar la medición de diámetros en una orientación determinada (cuando se trabaja con forcípulas) lo que acarrea errores sistemáticos. Para ello es necesario medir los diámetros dando la espalda o de frente al centro de la parcela. Las parcelas circulares no convienen en ecosistemas con vegetación muy densa por la mala visibilidad y la dificultad para definir sus perímetros.

Parcelas satélites

También reciben el nombre de bloques o de traktos. Otros autores las designan como conglomerados. Están diseñadas para realizar el relevamiento en un día de trabajo. En este caso las unidades de muestreo están compuestas de varios elementos, por ejemplo 4 parcelas de media hectárea cada una ubicadas en el centro y esquinas de un cuadrado de 100 m de lado (figura 5). Entre si los conglomerados deben ser idénticos en cuanto a forma, diseño y tamaño y en el procesamiento estadístico deben ser considerados cada uno de ellos como una unidad muestral. No es lícito trabajarlos como si fuera un muestreo bietápico porque las que podrían considerarse unidades secundarias no están dispuestas al azar.

En los inventarios de bosques del NOA II (1973), La María (1998) y de la zona Nor oeste de Sgo del Estero (1990) se usaron "bloques o traktos". En el segundo la unidad muestral estuvo formada por 9 parcelas circulares de 1000 m² donde se midieron los árboles de 20 cm ó más de dap (diámetro a la altura de pecho) y 8 concéntricas a las anteriores de 300 m² donde además se midieron los individuos de menos de 30 cm (hasta 5 cm de dap). Cada "bloque o parcela satélite" es una unidad de muestreo y constituyen una unidad indisoluble ya que las subunidades que la integran no fueron elegidas al azar. Por este motivo no deben confundirse con las subparcelas del muestreo bietápico.

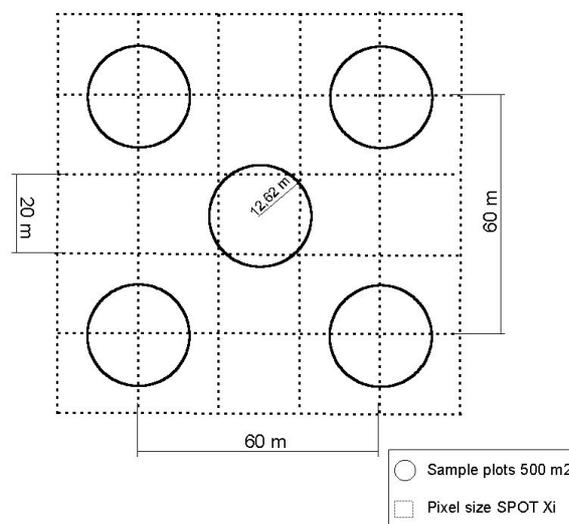


Figura 5. Parcelas satélites

Parcelas en terrenos inclinados.

Toda la información que esté relacionada con la superficie como área basal (**AB**), volumen/ha, biomasa/ha, etc., debe referirse al plano horizontal. Por lo tanto en regiones con pendiente acentuada deben efectuarse las debidas correcciones adecuando las dimensiones de las parcelas a medir con la pendiente, de manera tal que su proyección horizontal sea de las dimensiones y forma deseada.

Tamaño de las parcelas

Cuánto mayor es la superficie de las parcelas, menor es su variabilidad relativa (Figura 6)

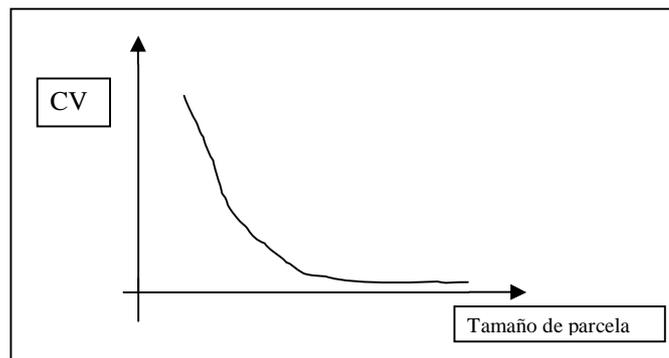


Figura 6: Coeficiente de Variación en función del tamaño de parcela.

La disminución del coeficiente de variación (**CV**) con el tamaño depende además de la forma de distribución espacial de los individuos en el plano o en el espacio (figura 7). Para lograr la misma precisión en un inventario se pueden usar pocas parcelas de gran tamaño o muchas parcelas pequeñas. El intervalo óptimo es relativamente amplio. Por lo tanto, cada planificación de inventario debe adecuarse a las condiciones existentes y finalmente el estudio de costos dará la solución. En los textos especializados sobre muestreo se encuentran las fórmulas para determinar el tamaño y número óptimo.

En la figura 7 se esquematizan diferentes formas de distribución espacial de individuos sobre una superficie. El cociente entre la variancia y la media de la variable número de individuos por unidad de superficie recibe el nombre de índice de agregación (**IA**). Con respecto a dicha variable, se sabe que: en Poisson $\sigma^2 = \mu$ (modelo de aleatoriedad); en Binomial: $\sigma^2 < \mu$ (modelo de distribución uniforme) y en Binomial negativa: $\sigma^2 > \mu$ (modelo de distribución agregada o contagiosa). El IA se calcula mediante los estimadores muestrales de la variable n^0

de individuos por unidad por parcela: $IA = \frac{S^2}{\bar{x}}$.

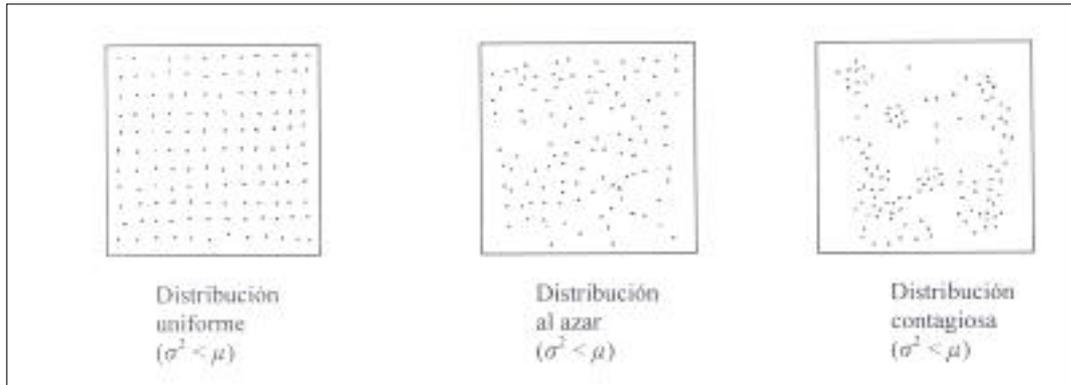


Figura 7: Distribuciones espaciales (Fuente: Tellería 1986)

Una representación esquemática de la influencia de la distribución espacial en la variabilidad de las unidades muestrales se observa en la figura 8. Si se fija la atención en el número de individuos por unidad muestral, se advierte que la variabilidad de la variable $x_i = n^{\circ}$ de individuos/parcela, es menor en la distribución aleatoria que en la contagiosa o agregada. Obsérvese que el rango de x en población aleatoria: $2 - 0 = 2$, mientras que en la contagiosas: $4 - 0 = 4$.

En una distribución regular o uniforme se tendría aún menor variabilidad.

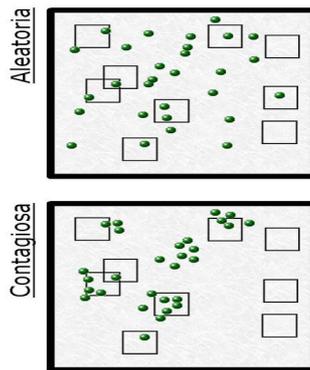


Figura 8: Influencia de la distribución espacial en la variabilidad de las unidades muestrales (Modificado de Ferrando y Sendín 2008)

Definitivamente, el tamaño de la parcela tiene que ver con la densidad de la población y con su distribución espacial. Por ej. si una superficie boscosa tiene 500 árboles/ha, una parcela de 25 m² tendrá en promedio 1,25 árboles, mientras que una parcela de 1 ha contendrá 500 árboles. La primera de estas parcelas es muy pequeña y la segunda muy grande. Los valores recomendables para bosques varían según el ecosistema y dentro de un mismo ecosistema varían con el objeto de estudio por ej. : pastos, regeneración, arbustos, árboles. En relación a estos últimos se recomiendan aquellos tamaños que incluyan un número de árboles de 5 a 15. En caso de duda se debe optar por las parcelas menores que son más prácticas para la medición. Para estudiar la regeneración se usan parcelas pequeñas con radios de 0,5 a 2 m y más.

A menudo se utilizan parcelas con valores exactos de superficie para poder llevar con facilidad la información a la hectárea. En la tabla que sigue se presentan tamaños, radios y su utilización en inventarios forestales, en forma esquematizada.

Tabla 20. Tamaño de parcela en bosques según el objetivo de estudio.
Fuente: Loetsch et al 1973

Tamaño de parcela	Radio (m)	Aplicación
1 m ²	0,56	Regeneración
10 m ²	1,78	
25 m ²	3,82	Brinzales densos
50 m ²	3,99	
0,01 ha	5,64	Inventarios de diferentes intensidades de Europa Central en rodales mayores de 40 años.
0,05 ha	12,62	
0,1 ha	17,84	Inventarios en regiones de baja densidad o en los trópicos para valoración de especies valiosas poco frecuentes
1,0 ha	56,42	

También se usan parcelas de radios exactos en especial para regeneración (0,5 , 1 y 2 m). Todas las reflexiones acerca del tamaño de las parcelas son válidas para todas las formas y no solamente para las circulares.

A veces se usan círculos concéntricos para bajar los costos. En tres círculos por ejemplo, se trabaja de la siguiente manera: dentro del círculo pequeño de 50 m² se miden todos los árboles con diámetro de 10 a 19 cm., dentro del círculo medio de 0,03 ha., todos los árboles con diámetro entre 20 y 29,9 cm. y, dentro del más grande, todos los árboles con 30 cm o más. Éste procedimiento conduce al principio del conteo angular o selección angular de pies.

Toma y procesamiento de datos en parcelas de área fija

Supóngase que se realiza un muestreo para determinar la biomasa aérea por hectárea de los árboles de un bosque con 19 parcelas circulares de 1000 m² cada una.

La planilla para la toma de datos en el campo puede tener el siguiente formato (tabla 21). En ella, a título de ejemplo, se transcriben los datos (ficticios) levantados en el campo y que corresponden a la parcela 1. El diseño de las planillas para el relevamiento debe adecuarse al objeto de la evaluación y facilitar el trabajo de campo y la posterior carga de datos en computadora.

Tabla 21. Formato básico de planilla para toma de datos en el campo.

Parcela Nº.1. Ubicación: (referencias, coordenadas, etc.) Altura snm:				
Hora de inicio:		Hora de finalización:		
Observaciones:				
Árbol Nº	Especie	Diámetro (cm) <i>d</i>	Altura total (m) <i>h_t</i>	Observaciones
1	QB	36,00	10,50	
2	QB	11,00	4,35	
3	QB	35,40	10,10	
4	QB	28,10	9,50	
5	QB	33,50	11,00	Bifurcado
6	Mi	12,10	6,80	
7	QB	45,70	12,65	
8	AN	8,3	4,1	
9	QC	13,0	7,2	
10	QC	15,7	8,1	
11	AN	18,3	6,0	

QB: Quebracho blanco; QC: Quebracho colorado; AN: algarrobo negro; Mi: mistol

Se utilizarán mayúsculas para las variables comunitarias y minúsculas para las individuales. De esta manera el área basal individual y la biomasa aérea individual del j-ésimo árbol se designan por ab_j y b_j .

Como valores que representen a cada parcela deberán obtenerse un valor de cada variable comunitaria para cada parcela

Se recomienda seguir los siguientes pasos:

5.7. Cálculo de los valores individuales (ej.: ab , b , v) para cada individuo

5.8. Cálculo de los valores de variables comunitarias absolutas y relativas; totales y por especie.

i) Por ejemplo: El área basal individual del j-ésimo árbol (ab_j) es el área

del círculo que corresponde a su diámetro: $ab_j = \frac{\pi}{4} d_j^2$.

Los valores de b_j se estimarán con funciones que se presentan a continuación:

$$b_{AN} = e(-2,0998 + 0,9173 * \ln(d^2 * h_t)) \quad \text{para algarrobo negro (*)}$$

$$b_{QC} = e^{(-4,1513 + 1,1255 * \ln(d^2 * h_t))} \quad \text{para quebracho colorado (*)}$$

$$b_{Mi} = 10,9161 + 0,0790249 * d^2 * h_t \quad \text{para mistol (*)}$$

$$b_{QB} = 0,0738697 * d^{2,5939} \quad \text{para quebracho blanco (*)}$$

(*) Funciones obtenidas por la cátedra de Estadística del InSiMa de la FCF-UNSE

ii) Mediante la suma de los valores individuales de cada parcela se obtendrá el valor de la variable comunitaria, la que muchas veces se expresa en relación a la hectárea. A continuación se calculará para esta parcela:

AB_{ha} (área basal total en m^2/ha),

AB_{hai} (área basal para la especie i-ésima en m^2/ha),

AB_{ri} (área basal relativa de la especie i-ésima en %);

$Dens_{ha}$ (n^o de árboles por ha);

$Dens_i$ (n^o de árboles por ha de la especie i-ésima);

$Dens_{ri}$ (densidad relativa de la especie i-ésima en %);

B_{ha} (biomasa aérea total en tn/ha);

B_{hai} (biomasa de la especie i-ésima en tn/ha);

B_{ri} (Biomasa relativa de la especie i-ésima en %).

Los valores de estas variables colectivas resultan de la suma de los valores de las variables individuales correspondientes, por lo que éstos deben calcularse en primera instancia. La variable comunitaria AB_{ha} en m^2 por ha se calcula como:

$$AB_{ha} = \frac{\sum_j ab_j}{a} 10.000$$

donde a es el área de la parcela en m^2 y ab_j debe expresarse en m^2 .

Para calcular las biomásas individuales b_j téngase en cuenta que en las funciones presentadas más arriba, la biomasa (b) se da en kg, el d en cm y la h_t en m. El

cálculo de la biomasa de la parcela, llevada a tn por hectárea es

$$B_{ha} = \frac{\sum_j b_j}{1.000 \times a} \times 10.000 \text{ en tn / ha}$$

El archivo de datos y los cálculos de valores individuales se muestran en la tabla 22 (este trabajo se puede efectuar en Excel). En el archivo se han agregado 2 columnas: b_j (en ella se calcula la biomasa individual del j-ésimo árbol) y ab_j (cálculo del área basal individual del j-ésimo árbol).

Tabla 22. Archivo de datos y valores individuales calculados (columnas grises)

PAR	Nº	SP	BIF	d_j (cm)	ht_j (m)	b_j (kg)	ab_j (m ²)
1	1	QB		36,00	10,50	804,1913	0,1018
1	2	QB		11,00	4,35	37,1308	0,0095
1	3	QB		35,40	10,10	769,8851	0,0984
1	4	QB		28,10	9,50	422,9272	0,0620
1	5	QB	2	33,50	11,00	667,2369	0,0881
1	6	Mi		12,10	6,80	89,5923	0,0115
1	7	QB		45,70	12,65	1493,2171	0,1640
1	8	AN		8,30	4,10	21,6928	0,0054
1	9	QC		13,00	7,20	46,7227	0,0133
1	10	QC		15,70	8,10	81,5799	0,0194
1	11	AN		18,30	6,00	131,2077	0,0263
Total de parcela 1						4565,3838	0,5997

Para obtener los valores por hectárea de las variables Dens, AB y B para la parcela 1 se efectúa un sencillo cálculo. Recordar que el área de la parcela (a) es de 1000 m².

Densidad total:

$$Dens_{ha} = \frac{\text{nº árboles en la parcela}}{a} \times 10.000 = \frac{11}{1.000} \times 10.000 = 110 \text{ arb / ha}$$

$$\text{Área basal total por ha: } AB_{ha} = \frac{\sum_{j=1}^{12} ab_j}{a} \times 10.000 = \frac{0,5997}{1.000} \times 10.000 = 5,997 \text{ m}^2 / \text{ha}$$

Biomasa total por ha:

$$B_{ha} = \frac{\sum_{j=1}^{11} b_j}{a} \times 10000 = \frac{4565,3838}{1.000 \times a} \times 10.000 = \frac{4,56538}{1.000} \times 10.000 = 45,6538 \text{ tn / ha}$$

La primera división entre 1000 es para expresar la biomasa en tn.

También se pueden calcular densidades, áreas basales y biomاسas por especie, absolutas y relativas. Por ejemplo, la densidad absoluta del QB es

$$Dens_{haQB} = \frac{\text{nº de QB}}{a} \times 10.000 = \frac{6}{1.000} \times 10.000 = 60 \text{ arb. / ha}$$

La densidad relativa se obtiene dividiendo entre la densidad total:

$$Dens_{rQB} = \frac{Dens_{haQB}}{Dens_{ha}} \times 100 = \frac{60}{110} \times 100 = 54,54\%$$

De manera similar se calculan las áreas basales y biomasa absolutas y relativas por especie. Los resultados figuran en la tabla 23.

Tabla 23: Densidad, área basal y biomasa absoluta y relativa por especie de la parcela 1.

Parcela	SP (i)	Dens _i (nº/ha)	Dens _{ri} (%)	Ab _i (m ² /ha)	Ab _{ri} (%)	B _i (tn/ha)	B _{ri} (%)
1	AN	20	18,18	0,317	5,29	1,529	3,35
1	Mi	10	9,09	0,115	1,92	0,896	1,96
1	QB	60	54,54	5,238	87,34	41,946	91,88
1	QC	20	18,18	0,327	5,45	1,283	2,81
1	Todas	110	100	5,997	100	45,654	100

RECORDAR: ESTOS RESULTADOS CORRESPONDEN A UNA SOLA PARCELA (LOS VALORES DE VARIABLE CORRESPONDEN A UNA ÚNICA UNIDAD DE MUESTREO). PARA HACER LA ESTIMACIÓN POR INTERVALO DE LAS MEDIAS POBLACIONALES DE CADA VARIABLE SE REQUIEREN n UNIDADES MUESTRALES.

Ahora se efectuará la estimación por intervalo de las medias poblacionales de las variables **Dens**, **AB** y **B**. El número identificador de la parcela es útil para el control de datos. Si se dispone de 19 parcelas, los datos de éstas se presentarían como en la tabla 23 a, de la que, y por razones de espacio, solo se muestran las primeras y últimas filas. Nótese que en caso de no estar presente una especie en una parcela los valores que le corresponden son ceros.

Tabla 23 a: Ejemplo de archivo de datos de parcelas para la estimación final (datos redondeados al centésimo de las variables Dens, AB y B).

Parcela	Especie	Densidad (árb./ha)	AB m ² /ha	B tn/ha
1	AN	20	0,32	1,53
1	Mi	10	0,12	0,90
1	QB	60	5,24	41,95
1	QC	20	0,33	1,28
1	Todas	110	6,00	45,66
2	AN	11	0,88	0,83
2	Mi	9	0,72	1,09
2	QB	58	4,64	40,78
2	QC	16	1,28	0,88
2	Todas	94	7,52	43,58
.
.
.
19	AN	19	1,52	1,39
Parcela	Especie	Densidad (árb./ha)	AB m ² /ha	B tn/ha
19	Mi	0	0	0
19	QB	52	4,16	30,76
19	QC	14	1,12	0,74
19	Todas	100	6,8	32,89

La prueba de Shapiro Wilks, para las tres variables presenta los siguientes resultados

Salida de programa Infostat. Prueba de normalidad de Shapiro Wilks

Especie	Variable	n	Media	D.E.	W*	p (una cola)
Todas	Dens	19	103,32	8,68	0,94	0,4710
Todas	AB	19	8,05	0,91	0,95	0,5923
Todas	B	19	40,57	8,61	0,91	0,1524

Se pueden, por lo tanto, efectuar estimaciones por intervalo utilizando la distribución “t” de la manera conocida.

Salida de software Infostat. Estimación de medias por intervalo del 95% de confianza

Intervalos de confianza

Bilateral

Estimación paramétrica

Variable	Parámetro	Estimación	E.E.	n	LI(95%)	LS(95%)
Dens	Media	103,32	1,99	19	99,13	107,50
AB	Media	8,05	0,21	19	7,62	8,49
B	Media	40,57	1,97	19	36,42	44,71

4.2. PARCELAS SIN ÁREA FIJA

Reciben este nombre porque el tamaño de la unidad de muestreo depende de diversos factores y su “área” varía de unidad en unidad. También reciben el nombre de unidades “sin parcela” o “plotless”. Muchas veces se refieren a ellas como “estaciones de muestreo”.

Estas unidades de muestreo son muy útiles en relevamientos rápidos de vegetación. Se distinguen los procedimientos de distancias y el muestreo o selección angular de pies de Bitterlich.

Procedimiento de distancias

Se utilizan para las estimaciones de densidad, volumen y para caracterizar distribuciones espaciales de algunas formas vegetales aunque también han sido usados en los últimos años para animales sésiles o de escasa movilidad. Los métodos contemplan unos distancias individuo-individuo y otros punto-individuo.

En la práctica forestal han sido usados desde hace mucho tiempo. En los procedimientos individuo-individuo se elige por ejemplo un árbol al azar, el cual es el centro de la parcela sin área fija, midiéndose luego la distancia al primero ó al segundo ó al tercero, etc. (cambiando según el método) de la vecindad. Cuando la distribución de los individuos sobre el plano es aleatoria, estos procedimientos proporcionan buenos estimadores, sin embargo en poblaciones agregadas dan siempre estimaciones fuertemente sesgadas. Suelen ser usadas para investigar los efectos de la vecindad.

Por el contrario, los procedimientos punto-individuo son relativamente más seguros aunque ellos también presentan sesgos de pequeña magnitud dependiendo de la distribución espacial de los pies. Entre los más conocidos se encuentran el método de los cuadrantes y el del sexto árbol de Prodan.

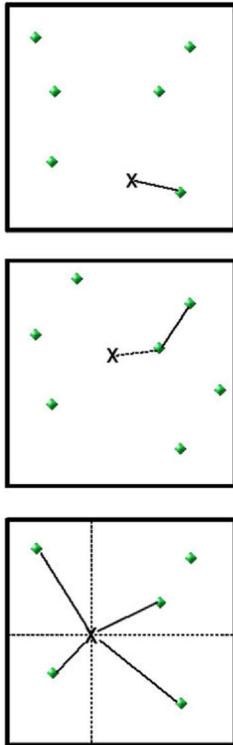


Figura 9. Esquema de procedimientos de distancias: punto - individuo; individuo - individuo y Método de los cuadrantes centrados en un punto. (Con x se marca el punto de estación) Modificado de Ferrando y Sendín, 2008..

En los métodos de distancias en cada unidad se miden distancias y se anotan especies para luego calcular mediante fórmulas la densidad total y por especie. Es factible también tomar otras variables como diámetro y altura de los individuos con las que además se puede calcular área basal, volumen, biomasa etc.

Método de los cuadrantes centrados en un punto

Se recomienda la lectura del artículo **Quantitative Analysis by the Point-Centered Quarter Method (Mitchell, 2007)**

Este método es usado por los forestales desde hace 150 años. **Cottam et al** 1953, presentaron una deducción de la fórmula que se utiliza para la estimación de la densidad. La información obtenida con este método es la de las variables: especies, densidad, diámetros medio, AB, B totales y por especie y frecuencia.

El procedimiento es el siguiente: se ubican puntos (estaciones) a lo largo de una línea imaginaria, cada cierta distancia (50 o 10 m) o al azar (ésta es la manera correcta) en número igual o mayor que 10.

Cada uno de ellos es el centro de la estación en donde se hace el muestreo de la vegetación. En cada centro se cruzan dos líneas imaginarias con ángulos de 90° (figura 10), una coincide con la línea del transecto y la segunda es perpendicular a él. De este modo se delimitan los 4 cuadrantes. En cada uno de ellos se debe ubicar el individuo (árbol o arbusto) más cercano al punto central y tomar la distancia respectiva (D₁, D₂, D₃, D₄). De este modo, en cada estación se consideran solo 4 árboles o 4 arbustos (según se estudie vegetación arbórea o arbustiva), de los cuales, si fuese de interés, se pueden tomar medida adicionales como especie, altura, diámetro, forma de copa y estado sanitario.

La fórmula de Cottam et al estima el área promedio que ocupa cada individuo, con la media aritmética de las distancias elevada al cuadrado. Al dividir el área total (la hectárea) entre el área individual se obtiene la densidad expresada en nº de individuos por hectárea.

Para realizar los cálculos de densidad de árboles por hectárea, se debe sacar el promedio de las distancias del punto central hacia cada individuo

$$\bar{D} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^4 \frac{D_{ij}}{4n} ; n = n^{\circ} \text{ de estaciones en la transecta}$$

$$Dens_{ha} = \frac{10.000}{\bar{D}^2} \quad (\text{Cottam})$$

Dens_{ha} = Densidad por hectárea en nº de individuos por hectárea

\bar{D} = media aritmética de las distancias en m.

El cuadrado de \bar{D} es una estimación el área ocupada por un individuo por lo tanto el cociente entre el área total (en este caso 10.000 m²) y el área individual da una estimación de la densidad expresada en n° de individuos por hectárea.

Sin embargo este estimador es sesgado debido a que se estima \bar{D} y luego se la utiliza al cuadrado.

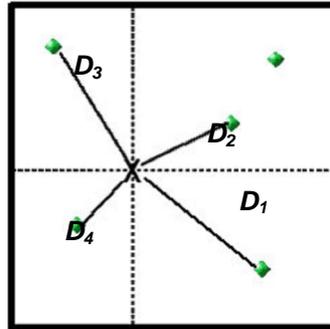


Figura 10: Distancias en el método de los cuadrantes centrados en un punto

Este sesgo fue corregido por **Pollard** (1971). La fórmula propuesta es:

$$Dens_{ha} = \frac{40.000(4n - 1)}{\pi \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^4 D_{ij}^2} \text{ en } n^{\circ} \text{ ind/ha}$$

Si se han medido los diámetros (a 1,30 o a la base), también se puede calcular el

área basal por hectárea: $AB_{ha} = \pi \frac{\bar{d}^2}{4} \times Dens = \text{Área Basal en m}^2 \text{ por hectárea}$, $\bar{d} =$

diámetro promedio a 1,30 m (árboles, en m) o diámetro a la base (arbustos, en m).

Este método tiene como ventajas la rapidez de muestreo, el poco equipo y mano de obra que requiere y, además, la flexibilidad de medición, puesto que no es necesario acondicionar el tamaño de la unidad muestral a las condiciones particulares de la vegetación (Matteuci y Colma, 1982).

Con la fórmula de Pollard es posible también, bajo ciertas condiciones, calcular además de la estimación puntual (a partir de una sola transecta), intervalos de confianza. Mitchell (2007).

$$S_{Dens_{ha}}^2 = \frac{Dens_{ha}^2}{4n - 2}$$

Ejemplo:

La tabla 24 muestra datos para cinco puntos muestrales (vale como ejemplo de cálculo aunque no se llegue a los 10 que recomienda Mitchell) que fueron ubicados al azar en una transecta. Aquí se muestra una forma de utilizar el método para la estimación de densidad, dominancia y frecuencia y cálculo del índice de valor de importancia

Tabla 24. Datos ficticios en 5 (n = 5) puntos de una transecta mediante el método de los cuadrantes centrados en un punto.

Punto Muestral (Estación)	Cuadrante	D: Distancia (m)	Especie	d (cm)
1	1	2,7	Quebracho colorado	5,5
	2	3,6	Quebracho blanco	42,5
	3	8,5	Algarrobo negro	17
	4	4,0	Vinal	25
2	1	5,1	Quebracho colorado	6
	2	2,8	Quebracho colorado	5
	3	7,9	Quebracho colorado	5
	4	6,9	Quebracho colorado	7
3	1	3,3	Quebracho blanco	75
	2	0,7	Quebracho colorado	6,5
	3	3,5	Algarrobo negro	9
	4	4,0	Algarrobo negro	23
4	1	3,1	Quebracho blanco	14
	2	8,7	Quebracho colorado	6
	3	1,1	Quebracho colorado	5
	4	5,9	Quebracho blanco	12
5	1	4,5	Quebracho blanco	23
	2	4,2	Quebracho blanco	18
	3	1,4	Quebracho colorado	5
	4	7,8	Algarrobo negro	25
Total		89,7		

Fuente: Datos Ficticios

Resultados: Aplicando la fórmula de Cottam et al.:

Distancia media (\bar{D}) = 89,7/20=4,4850 m

Densidad = Área / \bar{D}^2

$Dens_{ha}$ = Número de árboles por ha = 10000/ 4,4852 = 497 árboles por ha.

Con la fórmula corregida por Pollard se obtiene un valor más bajo que es el correcto por ser incesgado:

$$Dens = \frac{40.000(4n - 1)}{\pi \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^4 D_{ij}^2} = \frac{40.000 \times 19}{3,1416 \times 514,01} = 470,6 \cong 471 \text{ ind / ha}$$

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^4 D_{ij}^2 = 2,7^2 + 3,6^2 + \dots + 7,8^2 = 514,01$$

La densidad de cada especie se calcula multiplicando el total de individuos por ha ($Dens_{ha}$) por la densidad relativa que en este método se estima mediante el cociente entre el n° de árboles de la especie "I" y el total: $n_i/4n$.

Tabla 25. Cálculo de densidad relativa y absoluta con el método de los cuadrantes centrados en un punto

Especie (I)	Densidad relativa de la especie "I" ($Dens_{I_r}$)	Densidad absoluta de la especie "I" ($Dens_{I_{ha}}$)
Quebracho blanco	6/20= 0,3	0,3 x 471= 141
Algarrobo negro	4/20= 0,2	0,2 x 471 = 94
Vinal	1/20 = 0,05	0,05 x 471= 24
Quebracho colorado	9/20= 0,45	0,45 x 471 = 212
Total	1	471

Se observa que en este procedimiento primero se efectúa el cálculo de la densidad relativa y luego con este dato más el de la densidad total, se calcula la densidad absoluta por especie.

Una variable adecuada para medir la dominancia es el área basal de cada especie. En el método de los cuadrantes se calcula de la siguiente manera

$AB_{I_{ha}} = \overline{ab}_I \times Dens_{I_{ha}}$ (en palabras: se calcula el área basal individual media por especie y se la multiplica por su densidad) .

Tabla 26: Cálculo de área basal media por especie para los 20 árboles de la tabla 24.

Especie I-ésima							
Quebracho blanco		Algarrobo Negro		Vinal		Quebracho colorado	
Diámetro (cm)	ab_{QBj} (m ²)	Diámetro (cm)	ab_{Algi} (m ²)	Diámetro (cm)	Ab_{vj} (m ²)	Diámetro (cm)	Ab_{QCj} (m ²)
42,5	0,1419	17	0,1419	25	0,0491	5,5	0,0024
75	0,4418	9	0,4418			6	0,0028
14	0,0154	23	0,0154			5	0,002
12	0,0113	25	0,0113			5	0,002
23	0,0415					7	0,0038
18	0,0254					6,5	0,0033
						6	0,0028
						5	0,002
						5	0,002
$\sum_{j=1}^{n_i} ab_{ij}$ (m ²)	0,6773		0,1197		0,0491		0,0231
\overline{ab}_I (m ²)	0,1129		0,0299		0,0491		0,0026

El área basal total (AB_{ha}) se calcula con el área basal media (\overline{ab}) media, multiplicada por la densidad total:

$$\overline{ab} = \frac{\sum_i \sum_j ab_{ij}}{5 \times 4} = \frac{0,6773 + 0,1197 + 0,0491 + 0,0231}{20} = 0,0435 m^2$$

$$AB_{ha} = 0,0435 \times 471 = 20,49 = 20,5 m^2/ha$$

El área basal de cada especie es la siguiente calculada sobre la base de los valores de las tablas 25 y 26:

- **AB**_{Quebracho blanco}ha: 141 x 0,1129 = 15,92 m²/ha
- **AB**_{Algarrobo negro}ha: 94 x 0,0299 = 2,81 m²/ha
- **AB**_{Vinal}: 24 x 0,0491 = 1,18 m²/ha
- **AB**_{Quebracho colorado}ha: 212 x 0,0026 = 0,55 m²/ha

$$AB_{ha} = \sum_i AB_{lha} = 20,46 = 20,5 \text{ m}^2/\text{ha} \text{ .(se confirma el resultado obtenido arriba)}$$

Entonces el rango de dominancia considerando la variable AB_{ha} es: Q.blanco; Alg.negro; Vinal y finalmente el Q.colorado.

Si se divide cada una de las AB_i entre la AB_{total}, se obtiene el área basal relativa (AB_{ri}), en este ejemplo la dominancia relativa expresada en ABr_i para cada una de las especies es:

ABr_{Quebracho blanco}= 77,81 % ; **ABr**_{Algarrobo negro}= 13,73 %; **ABr**_{Vinal} = 5,77 %;

ABr_{Quebracho colorado}= 2,69 %

Frecuencia relativa = (Nº de puntos en los que se observó cada especie / Suma de observaciones) x 100:

$$F_r = 100 \frac{F_i / n}{\sum_i F_i / n} = 100 \frac{F_i}{\sum_i F_i}$$

En este caso la $\sum_i F_i$ es 4+3+1+5 = 13

- Quebracho blanco: = 4/13 x 100 = 31%
- Algarrobo negro: = 3/13 x 100 = 23%
- Vinal: 1/13 x 100 = 8%
- Quebracho colorado: = 5/13 x 100 = 38 %

El índice de valor de importancia IVI es la suma de la frecuencia relativa, la densidad relativa y la dominancia relativa y varía entre 0% y 300%. Algunos autores prefieren expresar en relación al 100% por lo que dividen los valores de IVI entre 3.

Tabla 27: Cálculo del IVI para las especies del ejemplo.

Especies	Densidad relativa (%)	Dominancia relativa (%)	Frecuencia relativa (%)	IVI
Q. Blanco	30	77,81	30,77	138,58
Alg. Negro	20	13,73	23,08	56,81
Vinal	5	5,77	7,69	18,46
Q. colorado	45	2,69	38,46	86,15
Totales	100	100	100	300

Con el valor de IVI, la lista de importancia la encabeza el Q. Blanco, seguida ahora por el Q. Colorado, el algarrobo negro y el vinal, con lo que se demuestra la utilidad de este índice ya que considera la densidad y frecuencias relativas además de la dominancia.

Este método, al igual muchos de los otros métodos de distancias, es muy sensible al tipo de distribución espacial.

La mayoría de estos métodos han sido elaborados suponiendo que la distribución es aleatoria. Cuando se viola el supuesto de aleatoriedad de la distribución de los individuos sobre el plano (es decir que la variable nº de individuos por unidad de muestreo se distribuye como una Poisson), se producen sesgos, los que son mayores cuando mayor es el apartamiento del modelo aleatorio. Para poblaciones que no tienen distribución espacial aleatoria Mitchell (2007) en la Sección C presenta el método no paramétrico de Patil que

permite efectuar estimaciones de densidad poblacional cualquiera sea la distribución espacial de los individuos.

Las fórmulas de Cottam y Pollard se basan en una única unidad muestral: una sola transecta y son muy útiles en estudios rápidos de vegetación. Cuando se desea hacer estimaciones con mayor rigor estadístico, se aconseja realizar varias transectas de la misma longitud e igual número de puntos y de esta manera estimar la variabilidad. Si los valores de densidades estimadas tienen distribución normal, se puede construir un intervalo de confianza con t .

Muestreo con selección angular de pies

El muestreo angular de BITTERLICH es, al contrario de las unidades muestrales vistas hasta ahora, un procedimiento relativamente nuevo que data del año 1931. La validez general del principio, como procedimiento fundamental en el inventario forestal, fue reconocida por su autor en 1948. En este procedimiento, al igual que en el método de los cuadrantes centrados en un punto, la unidad de muestreo no tiene área fija y está conformada por todos los árboles que son seleccionados, desde el punto de estación, para integrar la “parcela” sobre la base de un ángulo de selección, por ello recibe el nombre de selección angular de pies. El muestreo angular debido a sus ventajas, es el procedimiento de selección que más se usa en la constitución de “parcelas” (unidades muestrales) en la práctica forestal mundial.

En este procedimiento, el técnico se para en el centro de la estación y, los árboles que al ser visualizados con la abertura que delimita el ángulo, muestren diámetros mayores que esa abertura, son contados e incluidos en la unidad muestral. Se puede idealizar que a partir de ese centro existirían infinitos círculos concéntricos, uno para cada diámetro posible.

Se demuestra más abajo **que el área de estos círculos es directamente proporcional a las áreas basales de los individuos**. También puede interpretarse de la siguiente manera: dado un punto de estación, a cada valor de diámetro le corresponde una parcela circular de área fija cuyo tamaño depende del área basal individual de cada posible individuo. De esta manera, a los árboles de mayores diámetros le corresponden círculos mayores. Por lo tanto la probabilidad de inclusión de un árbol en una “parcela” depende de su área basal (ab_j)

La delimitación del ángulo puede hacerse con un aparato de construcción casera, con un prisma, con un dendrómetro o con un relascopio.

Considérese el ángulo α . En la figura 11 se muestran sólo dos de esos infinitos círculos.

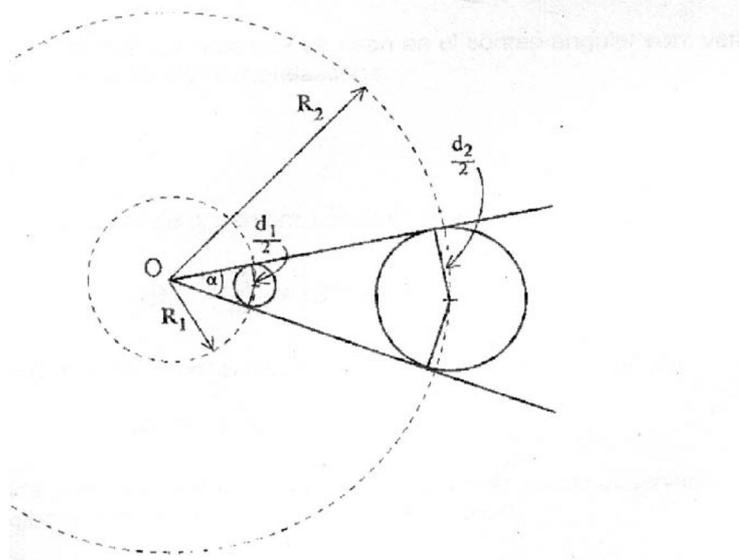


Figura 11. Selección angular de pies

El concepto básico de muestreo angular se explica de la siguiente manera: en el círculo con radio R_1 (m) se cuentan los árboles con d_1 (cm) de diámetro; en R_2 , los d_2 . Esto significa que los árboles de d_1 deberán estar situados como máximo a una distancia R_1 del centro de observación o punto de estación para poder ser incluidos en la “parcela”, los de $d = d_2$, a una distancia R_2 como máximo, no siendo fija el área de la parcela ya que ella dependerá de las dimensiones de los árboles y su ubicación. Reiterando: también se puede pensar en este método como si cada estación fuera una unidad de muestreo compuesta por infinitas parcelas concéntricas y cada una de ellas corresponde a un d^2 .

De todo lo dicho se desprende que, en una estación dada, los árboles de mayor diámetro tienen mayor probabilidad de ser medidos ya que las áreas que a ellos les corresponden son mayores que las correspondientes a diámetros inferiores.

Para determinar el radio R_j correspondiente a un diámetro d_j y calcular el área correspondiente se debe considerar la relación siguiente (d expresado en cm y R en metros). Esta relación permite calcular R en función de d del individuo j -ésimo:

$$\operatorname{sen}\left(\frac{\alpha}{2}\right) = \frac{d_j}{R_j} = \frac{d_j}{2R_j}; \quad 2\operatorname{sen}\left(\frac{\alpha}{2}\right) = \frac{d_j}{R_j}; \quad R_j = \frac{d_j}{2\operatorname{sen}\left(\frac{\alpha}{2}\right)}$$

El área de la “parcela” que corresponde a un árbol con diámetro d_j es

$$\text{Área}_j = \pi \times R_j^2 = \pi \frac{d_j^2}{4\operatorname{sen}^2\left(\frac{\alpha}{2}\right)} = \frac{\pi}{4} \frac{d_j^2}{10.000\operatorname{sen}^2\left(\frac{\alpha}{2}\right)}$$

$$\text{Finalmente } \text{Área}_j = \frac{ab_j}{10.000\operatorname{sen}^2\left(\frac{\alpha}{2}\right)}$$

dónde: d_j = diámetro en cm del j -ésimo árbol en una estación;
 R_j = radio en m correspondiente al j -ésimo árbol;

α = ángulo de selección

ab_j : sección normal individual o área basal del j-ésimo árbol

Por ejemplo, a un diámetro **3** veces d_1 , le corresponde un área que es **9** veces el área correspondiente a d_1 .

De esta manera se han expuesto sintéticamente los principios básicos de la constitución de la unidad muestral mediante selección angular la cuál se resume en los siguientes conceptos:

- La probabilidad de inclusión de un árbol en la “parcela” depende de su sección normal (**ab_j**).
- El área resultante de las unidades muestrales, es por lo tanto variable ya que depende del diámetro y de la ubicación de los árboles.

Los instrumentos que se utilizan para el conteo angular son: vara de BITTERLICH, dendrómetro de Kramer, prisma y relascopio .

Cálculos:

Un árbol seleccionado de **d_j (en cm)** de diámetro representa, en este procedimiento, un área basal en **m^2/ha** **AB_j** igual a:

$$AB_j = \frac{\text{Sección normal del árbol con } d_j \text{ en } m^2}{\text{Área de la parcela de radio } R_j \text{ en } ha} = \frac{ab_j \text{ en } m^2}{\text{Área de la parcela de radio } R_j \text{ en } ha}$$

Reemplazando **ab_j** y **Área de la parcela de radio R_j** p por fórmulas en función de **d_j** y **$\text{sen } \alpha / 2$**

$$AB_j = \frac{\frac{\pi \left(\frac{d_j}{100} \right)^2}{\pi \times R_j^2}}{\frac{10.000}{10.000}} = \frac{\frac{\pi d_j^2}{4 \cdot 10.000}}{\frac{\pi \cdot 10.000}{10.000 \cdot 4 \text{sen}^2 \left(\frac{\alpha}{2} \right)}} = 10^4 \text{sen}^2 \left(\frac{\alpha}{2} \right) = K$$

Dónde **K** es una constante que depende, como puede observarse, únicamente del ángulo α , y recibe le nombre de **factor de área basal (BAF)** por sus iniciales en inglés: Basal Area Factor).

En cada punto de estación (unidad muestral) se da una vuelta de 360° visualizando todos los árboles por la abertura que define el ángulo α y contando (es decir incluyendo en la “parcela”) aquellos que, al comparar su diámetro con la abertura que corresponde al ángulo α , sean mayores que esta abertura. En caso de ser iguales deberá confirmarse su inclusión midiendo la distancia R. Al finalizar la vuelta se han incluido generalmente varios árboles que son los que han resultado seleccionados por este proceso de selección angular. Se designa con “ **z** ” al número de árboles seleccionados en una estación.

Resumiendo: cada árbol incluido en la unidad muestral representa $K m^2/ha$ y por ende si se contaron “ z ” individuos, $AB = Kz$. Los valores de K usados son 1, 2 y 4. Cuanto mayor densidad tiene el bosque es necesario utilizar un K mayor.

Cálculo del total de una variable en una unidad muestral

Al efectuar los cálculos para la parcela (por ej. la suma de secciones normales individuales), es necesario considerar las probabilidades que tuvieron los individuos al ser seleccionados para integrar la muestra y utilizar una ponderación adecuada para que los resultados no sean sesgados. Como la probabilidad es directamente proporcional a la sección normal (ab_j), la ponderación adecuada para equilibrar el desbalance producido por las probabilidades desiguales es $1/ab_j$.

Así cualquier variable x se totaliza en un punto “ i ” de conteo con:

$$T_{x_i} = K \times \sum_{j=1}^{z_i} \frac{x_{ij}}{ab_{ij}}$$

Siendo T_{x_i} = total de la variable x en la unidad muestral i -ésima. En esta fórmula se observa que si x_{ij} es ab_{ij} basta con contar el número de árboles seleccionados (es decir **sumar un 1** z_i veces) y multiplicarlo por K para tener el AB_i ,

Si se desea saber el número de árboles por hectárea hay que medir cada d_j para poder calcular la ponderación $1/ab_j$. Algo similar ocurre con el volumen o la biomasa por ha.

Cálculo de AB_i (área basal en la estación i -ésima en m^2/ha)

Si “ x_{ij} ” representa el área basal individual del j -ésimo árbol del i -ésimo punto (“ ab_{ij} ”), entonces el **área basal total** del i -ésimo punto es

$$T_{x_i} = AB_i (m^2 / ha) = K \times \sum_{j=1}^{z_i} \frac{ab_{ij}}{ab_{ij}} = K \times \sum_{j=1}^{z_i} 1 = K \times z_i = AB_i$$

O sea que el área basal en m^2/ha (AB_i) de la i -ésima unidad muestral, se obtiene multiplicando el factor de área basal “ K ”, por el n^o de árboles que se contaron (“entraron”) en dicha estación. Este resultado es coincidente con el de más arriba.

Cálculo de AB media considerando n estaciones de selección angular

En cada punto de estación (unidad muestral) se obtiene, por lo tanto, un valor de área basal AB_i . Para calcular el área basal media de n puntos de muestreo se procederá como para cualquier variable x_i (el subíndice i indica la unidad muestral i -ésima o punto de estación i -ésimo):

$$\overline{AB}_{ha} = \sum_{i=1}^n \frac{AB_i}{n} \text{ donde } n = n^o \text{ de estaciones}$$

Resumiendo: como resultado de los conteos y mediciones efectuadas en cada estación, se obtiene un valor de la variable de interés al igual que en las parcelas de área fija. El conjunto de valores de la variable obtenidos constituye la muestra, la cual luego será trabajada para hacer inferencia estadística, efectuándose estimaciones puntuales o por intervalo. En éste último caso se utilizará la variabilidad exhibida por la muestra y se construirá el intervalo con $t_{(n-1)}$.

El factor de área basal (BAF) “ K ” apropiado: depende de la densidad. Se recomienda aquel que permita la inclusión de 5 a 15 árboles por estación. En bosques tropicales se recomienda el factor basimétrico 4 para “reducir” el tamaño de

la unidad de muestreo contrarrestando así la mala visibilidad en el bosque tropical. (de Vries, 1986).

También puede calcularse el volumen por ha en cada estación, o la biomasa, o la variable que sea de interés. **Para los estudios ecológicos estas unidades muestrales son utilizadas casi con exclusividad para la estimación de área basal.**

Ejemplo de cálculo de valores de AB_{ha} y $Dens_{ha}$ en unidades de selección angular.

Se efectuaron 15 estaciones utilizando el dendrómetro de Kramer. El número de individuos seleccionados por especie en cada estación y discriminados por especie se presentan en la tabla 28. a) Estimar por intervalo del 95% el AB_{ha} . b) Dados los diámetros de los árboles seleccionados en la estación 1 (tabla 29), estimar $Dens_{ha}$ en esa estación. En dicha tabla se presentan únicamente los diámetros de los árboles seleccionados en la estación "1" con el fin de ejemplificar el cálculo de la densidad en una unidad de muestreo.

Tabla 28. Número de árboles por estación, elegidos mediante selección angular en 15 estaciones de muestreo según especie. Datos ficticios.

Estación "i"	Sp1	Sp2	Sp3	Sp4	Sp5	Sp6	$z_i = n^{\circ}$ árboles observados en la estación "i"
1	2	1	1	0	2	1	7
2	0	1	3	3	2	1	10
3	1	1	1	1	4	2	10
Estación "i"	Sp1	Sp2	Sp3	Sp4	Sp5	Sp6	$z_i = n^{\circ}$ árboles observados en la estación "i"
4	2	0	0	6	0	0	8
5	1	0	1	1	1	1	5
6	0	1	2	1	2	3	9
7	1	1	1	0	1	1	5
8	2	1	1	0	0	0	4
9	1	1	2	5	1	1	11
10	0	0	1	1	4	1	7
11	3	0	0	0	2	2	7
12	2	2	2	0	0	1	7
13	2	1	1	1	3	1	9
14	0	0	1	1	5	0	7
15	0	0	0	5	0	1	6
suma	17	10	17	25	27	16	112
media	1,1333	0,6667	1,1333	1,6667	1,8000	1,0667	7,4667

a) Por ser $K = 1$, entonces $AB_i = z_i$.

La prueba de Shapiro Wilks permite aceptar la normalidad de los valores de AB_{ha} correspondientes al total de las especies, por lo que se puede efectuar una estimación por intervalo de la media poblacional del AB_{ha} . Las salidas del software Infostat se presentan a continuación (D.E.: desviación estándar, E.E.: Error estándar)

Salida de prueba de Normalidad

Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p (una cola)
AB	15	7,47	2,03	0,94	0,5350 : este valor no permite rechazar la hipótesis nula de normalidad por lo que se construye el intervalo con "t _(n-1) "

Cálculo de intervalo del 95% de confianza

Intervalos de confianza

Bilateral

Estimación paramétrica

Variable	Parámetro	Estimación	E.E.	n	LI (95%)	LS (95%)
AB	Media	7,4667	0,5243	15	6,3421	8,5912

El intervalo de estimación de la media poblacional del **AB_{ha}** con el 95% de confianza es:

$$6,3 \text{ m}^2 / \text{ha} < \mu \leq 8,6 \text{ m}^2 / \text{ha}$$

b) Para el cálculo de la densidad es necesario medir los diámetros y así poder calcular la ponderación adecuada a cada diámetro. Recuérdese que para calcular el total de una variable en una estación debe utilizarse la fórmula adecuada para compensar el desequilibrio producido por la diferencia entre las probabilidades de selección. En este caso en particular **i = 1; x_{1j} = 1** (porque se refiere a conteo); **z = 7**

$$T_{x_i} = K \times \sum_{j=1}^{z_i} \frac{x_{1j}}{ab_{1j}} = 1 \times \sum_{j=1}^7 \frac{1}{ab_{1j}}$$

En la tabla 29 también se presentan los cálculos para la densidad de la estación 1.

Tabla 29. Diámetros de los árboles de la estación 1 y cálculo de su Dens_{ha}.

Especie	d (cm)	ab (m ²)	1/ab
Sp1	15	0,01767	56,5882919
	25	0,04909	20,3717851
Sp2	20	0,03142	31,8309142
Sp3	35	0,09621	10,3937679
Sp4	-		
Sp5	26	0,05309	18,8348605
	11	0,0095	105,226163
Sp6	19	0,02835	35,269711
SUMA = Dens_{ha}			278,515493

La densidad estimada en la estación 1 es por lo tanto de 278,52 árboles por ha. Nótese la dificultad en la estimación de la densidad: para conocerla es necesario medir los diámetros, por lo que este método de selección es poco utilizado para estimar densidades.

Las ventajas del muestreo angular son:

- No es necesario marcar los límites de la parcela.
- El área basal (**AB_{ha}**) se obtiene por conteo.
- El muestreo angular es apropiado para que un solo operador (sin control de árboles límites) efectúe mediciones rápidas de área basal.

Desventajas:

- Para densidad no basta con contar, hay que medir los diámetros.
- En caso de árboles límites o dudosos (si en el visor se observa que el diámetro **d** es igual a la abertura que define el ángulo) es necesario calcular el **R_j** que le corresponde y controlar la distancia al punto de estación.

4.3. Unidades de muestreo para estimación de cobertura.

Además del área basal, la cobertura expresada con el porcentaje del área cubierta por individuos (en caso de pastos) o por las copas de árboles y arbustos es una variable muy utilizada en la descripción y evaluación de ecosistemas. Muchas veces se usa una estimación visual de la cobertura y numerosos autores han propuesto escalas para ello. Por otra parte existen métodos cuantitativos muy exactos pero laboriosos como los que incluyen mapeo y fotografías.

Los métodos más usados en la actualidad para estimar cobertura son los llamados métodos de intercepción. Éstos consisten en contar o medir intercepciones de plantas con una línea o con puntos. Su medición se puede efectuar de dos maneras: **por puntos y por líneas.**

4.3.1. Líneas de intercepción

Las unidades de muestreo son líneas de longitud constante y en cada una de ellas se mide la distancia cubierta por cada una de las especies (figura 12). La suma de todas las longitudes cubiertas dividida entre el largo de la línea y multiplicada por 100, proporciona el valor de la cobertura total expresada en % de longitud cubierta. Si la suma se realiza para cada especie por separado y luego se divide entre la longitud de la línea, se tiene la cobertura específica.

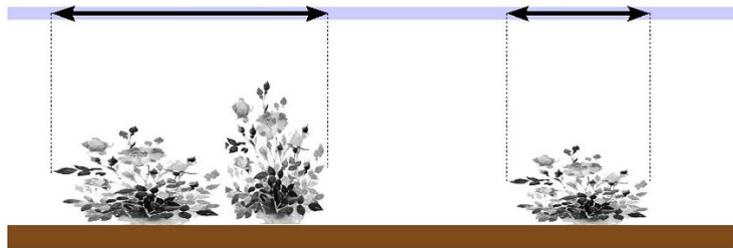


Figura 12: Representación esquemática de la medición de cobertura por líneas.

Fuente: Ferrando y Sendín 2008

La longitud de las líneas depende del tipo de vegetación que se evalúe y de su densidad. Hay recomendaciones de orden genérico: en vegetación herbácea deben usarse líneas de unos 10 metros con aproximación hasta el cm, en arbustiva y en bosques líneas de hasta 100 m con precisión de 10 cm. (Hays *et al*, 1981)

Este método es muy usado en especial para cobertura en vegetación arbustiva y pastizales. Es interesante su aplicación en el proyecto PIARFON del Chaco subhúmedo, según figura en el informe sobre “Caracterización cuali y cuantitativa del estado inicial del bosque nativo. Área vegetación no arbórea 1”.(Tressens *et al*. 2005). Para ilustrar se transcriben en cursiva unos párrafos de ese informe:

Se utilizó el método de la línea de intercepción (Denevan & Treacy, 1987; Unruh & Alcorn, 1987). Este método consiste en establecer una línea de corte a través de la vegetación usando una cinta métrica; cada porción de una planta interceptada por esta línea es registrada de acuerdo al número de centímetros que ocupa a lo largo de la cinta horizontal. No se consideran valores inferiores a los 10 cm.

Los casos de superposición se abordan según los siguientes criterios. Si la canopia de dos o más plantas de diferentes especies se superponen (Figura 13), la canopia interceptada es medida desde los puntos A a D para la especie 1 y desde los puntos B hasta C para la especie 2. Si dos o más ejemplares de una misma especie se superponen bajo la línea de intercepción, la superposición no se considera como tal. Por ejemplo, si los ejemplares 1 y 2 de la Figura 13 fueran de la misma especie,

entonces la canopia interceptada debe medirse desde los puntos A hasta D. En la Figura. 14 se ejemplifica el criterio usado para los casos en donde la canopia se interrumpe (sin cobertura). Incluimos aquí a los tramos con suelo desnudo, hojarasca, senderos de animales, residuos de explotación forestal y vías de saca. Si la interrupción en la canopia (puntos B a C) es menor a 10 cm, no debe medirse. La canopia interceptada por esta planta es medida desde el punto A a D si la distancia desde B a C es menor o igual a 10 cm. Si la interrupción es mayor a 10 cm, entonces se miden dos intercepciones para esta planta; puntos A a B y puntos C a D. Por razones de practicidad y considerando que la mayoría de los ejemplares no arbóreos se encuentran por debajo del 1,50 m de altura, se estableció este nivel como altura máxima de intercepción.

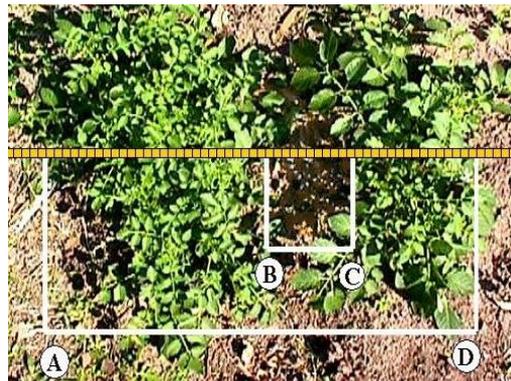


Figura 13. Superposición de canopias.

Línea de intercepción en anaranjado. 1 y 2 = ejemplares de distintas especies. Segmento A-D= canopia de la especie 1. Segmento B-C= canopia de la especie 2. (Tressan et al 2005)



Figura 14. Interrupción en la canopia.

Línea de intercepción en anaranjado. B-C= interrupción. (Tressan et al, 2005)

EJEMPLO DE APLICACIÓN

Para describir la cobertura de los árboles y arbustos de una zona se efectuó un muestreo al azar simple utilizando como unidades muestrales líneas de intercepción de 10 m de longitud. En total se evaluaron 5 líneas, distribuidas al azar en la zona de interés (desde el punto de vista estadístico 5 unidades muestrales es un número muy bajo pero, a los fines de este apunte (didácticos), sirven para mostrar el desarrollo de los cálculos).

Los datos se presentan en la tabla 30. La longitud de intercepción se mide en m. La cobertura total correspondiente a una línea es la suma de las longitudes de intercepción dividida entre la longitud de la línea y multiplicada por 100 (para expresar en %).

Tabla 30: Datos de campo correspondientes a 5 líneas de intercepción para estimar cobertura

Línea	Ind.	SP	Long.	Línea	Ind.	SP	Long.
1	1	CHILCA	2,1	4	1	TUSCA	3
1	2	TUSCA	1,8	4	2	CHILCA	0,7
1	3	ALGARROBO	2,5	4	3	TUSCA	4,1
1	4	TUSCA	0,7	4	4	TUSCA	0,3
1	5	TUSCA	0,3	4	5	ALGARROBO	1,8
1	6	TUSCA	1,4	5	1	AFATA	0,3
1	7	ALGARROBO	4,2	5	2	JARILLA	0,5
1	8	ALGARROBO	0,8	5	3	TUSCA	4
1	9	MISTOL	0,9	5	4	TUSCA	1,1
2	1	MISTOL	3	5	5	ALGARROBO	2,3
2	2	CHAÑAR	0,7				
2	3	MISTOL	1,3				
Línea	Ind.	SP	Long.	Línea	Ind.	SP	Long.
2	4	TUSCA	0,9				
2	5	TUSCA	2,1				
2	6	CHAÑAR	3,8				
2	7	CHAÑAR	0,2				
3	1	CHAÑAR	0,5				
3	2	ANCOCHE	0,4				
3	3	AFATA	0,2				
3	4	JARILLA	1,3				
3	5	TUSCA	2,4				
3	6	ANCOCHE	0,5				
3	7	AFATA	0,2				

Procesados los datos se obtienen los siguientes valores de cobertura por línea y especie. (tabla 31). Por ejemplo para la línea 1, la suma de las longitudes de intercepción (LONG) es de 14,7 m. Si se expresa en porcentaje, la COB(%)= $100 \cdot 14,7 / 10 = 147\%$ (10 m es la longitud de la línea).

Tabla 31: Datos de cobertura por especie y por línea para efectuar estimaciones de cobertura total o por especie (Valores provenientes de los datos de la tabla 30).

SP	Línea	COB (%)	SP	Línea	COB (%)
AFATA	1	0	CHILCA	2	0
AFATA	2	0	CHILCA	3	0
AFATA	3	40	CHILCA	4	7
AFATA	4	0	CHILCA	5	0
AFATA	5	30	JARILLA	1	0
ALGARROBO	1	75	JARILLA	2	0
ALGARROBO	2	0	JARILLA	3	13
ALGARROBO	3	0	JARILLA	4	0
ALGARROBO	4	18	JARILLA	5	2
ALGARROBO	5	23	TUSCA	1	42
ANCOCHE	1	0	TUSCA	2	30
ANCOCHE	2	0	TUSCA	3	24
ANCOCHE	3	9	TUSCA	4	74
ANCOCHE	4	0	TUSCA	5	51
ANCOCHE	5	0	TODAS	1	147
CHAÑAR	1	0	TODAS	2	120
CHAÑAR	2	47	TODAS	3	55
CHAÑAR	3	5	TODAS	4	99
CHAÑAR	4	0	TODAS	5	82
CHAÑAR	5	0			
MISTOL	1	9			
MISTOL	2	43			
MISTOL	3	0			
MISTOL	4	0			
MISTOL	5	0			

La estimación por intervalo del 95% de confianza de la cobertura media total es la que figura a continuación en una salida del INFOSTAT:

Estimación por intervalo del 95% de confianza. Salida de INFOSTAT

Variable	Parámetro	Estimación	E.E.	n	LI(95%)	LS(95%)
COB (%)	Media	100,60	15,74	5	56,89	144,31

A pesar de que la prueba de Shapiro Wilks permitió aceptar distribución normal en los valores de cobertura total, evidentemente es muy alta la variabilidad y serían necesarias más líneas para conseguir mayor precisión. Para la mayoría de las coberturas por especie no se cumple el supuesto de normalidad por lo que únicamente se realizaron estimaciones puntuales, las que se presentan a continuación en copia de una salida de INFOSTAT

<u>Estadística descriptiva</u>			
SP	Variable	n	Media
AFATA	COB	5	1,40
ALGARROBO	COB	5	23,20
ANCOCHE	COB	5	1,80
CHAÑAR	COB	5	10,40
CHILCA	COB	5	5,60
JARILLA	COB	5	3,60
MISTOL	COB	5	10,40
TUSCA	COB	5	44,20

4.3.2. Puntos de intercepción

A continuación se presenta en cursiva la traducción libre de un párrafo referido a puntos de intercepción del libro "Measurements for terrestrial vegetation" de Charles Bonham. 1989. Edit. John Wiley & Sons.

Los puntos son considerados como el modo más objetivo para estimar cobertura. Los puntos son parcelas con área mínima. Hay un error mínimo por sesgo personal cuando se usan puntos. Se considera si el punto contacta una parte de una planta o no. Con los puntos se pueden obtener datos rápidamente y por lo tanto son económicos. Sin embargo, ocurren errores causados por otras fuentes como el movimiento de las plantas por el viento o la bajada incorrecta de los alfileres por el observador.

Un punto simple puede definirse como la intersección de una cruz de dos cabellos (figura 15 b) o la punta de un alfiler. Existen diversos tipos de aparatos ideados para la cruz de cabellos. Otra alternativa es el marco o estructura de puntos (point frames o serie de agujas) consistente en una vara rígida con 2 patas (ver figura 15 a). La vara tiene usualmente 10 agujeros equidistantes (pueden ser más) por los que pasan 10 alfileres. La longitud de la vara puede variar según el tipo de vegetación y de acuerdo a los patrones de distribución espacial y de alturas, pero no debe ser tan corta como para que los alfileres estén muy juntos. En caso de ser 10 alfileres en una vara de un metro, cada punto corresponde al 10% de cada unidad de muestreo (o unidad observacional).

Desde el punto de vista estadístico la ubicación de los "n" relevamientos o estaciones debe ser al azar. Cada estación de relevamiento es un conglomerado, por lo tanto de él se obtiene un valor de cobertura total y por especie. La unidad muestral está constituida por un conglomerado de "m" puntos sobre una línea. Luego, la estimación de la media poblacional por intervalo puede efectuarse, si la distribución de la variable lo permite, con "t".

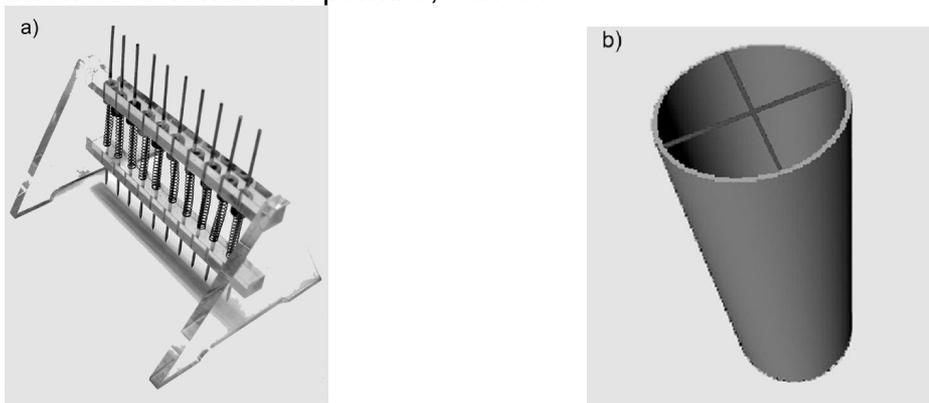


Figura 15. a) Serie de agujas o marco de puntos; b) Visor de cruz. Fuente: Ferrando y Sendín 2008

EJEMPLO DE APLICACIÓN.

Para estimar la cobertura de un pastizal efectuado en 6 estaciones elegidas al azar en un pastizal, se efectúan 6 estaciones de muestreo utilizando un marco de puntos de 1 m de longitud con agujas distanciadas 10 cm entre sí. Lo datos ficticios se presentan en la tabla 32.

Tabla 32: Los siguientes datos ficticios representan un muestreo de puntos de intercepción con marco de puntos (frame points) en un pastizal.

Punto	Estación 1	Estación 2	Estación 3	Estación 4	Estación 5	Estación 6
1	Sp1	-	-	Sp3	-	Sp5
2	-	Sp1	Sp2	Sp3	Sp3	Sp1
3	Sp1	Sp2	Sp1	-	-	Sp1
4	Sp2	Sp2	Sp1	Sp3	Sp1	Sp1
5	-	Sp4	Sp2	-	-	-
6	Sp3	-	-	Sp2	Sp4	-
7	Sp1	Sp4	-	Sp4	-	Sp3
8	Sp1	Sp2	-	Sp1	Sp3	Sp3
9	Sp3	-	-	Sp1	Sp1	Sp3
10	Sp3	Sp1	-	Sp3	-	-

Estimar por intervalo del 95 % de confianza a la cobertura total.

El primer paso es calcular la cobertura por línea y especie. Estos resultados se presentan en la tabla 33. Los valores de cobertura deben ser introducidos en un archivo de tres columnas, una para cada variable: estación, especie y cobertura. Las filas serán tantas como lo indique el producto de n° de estaciones por n° de especies: 6 x 6 = 36 filas. La sexta especie corresponde al total (todas las especies).

Tabla 33: Cobertura por especie y estación de los datos de la tabla 27.

Estac	sp	Cob%	Estac	sp	Cob%	Estac	sp	Cob%
1	1	40	3	1	20	5	1	20
1	2	10	3	2	20	5	2	0
1	3	30	3	3	0	5	3	20
1	4	0	3	4	0	5	4	10
1	5	0	3	5	0	5	5	0
1	6	80	3	6	40	5	6	50
2	1	20	4	1	20	6	1	30
2	2	30	4	2	10	6	2	0
2	3	0	4	3	40	6	3	30
2	4	20	4	4	10	6	4	0
2	5	0	4	5	0	6	5	10
2	6	70	4	6	80	6	6	70

Especie 6: todas

Las estadísticas descriptivas por especie y total, obtenidos con la opción “medidas de resumen” de Infostat, se presentan en la salida siguiente.

Salida de Infostat. Medias aritméticas y variabilidad de cobertura en 5 según especies

Esp	Estadística descriptiva			
	n	Media	D.E.	CV
1	6	25,00	8,37	33,47
2	6	11,67	11,69	100,20
3	6	20,00	16,73	83,67
4	6	6,67	8,16	122,47
5	6	1,67	4,08	244,95
6(Total)	6	65,00	16,43	25,28

Previa aceptación de la normalidad con Shapiro Wilks (INFOSTAT Opción: "Inferencia basada en una muestra", "prueba de normalidad"), la estimación por intervalo del 95% de confianza de la cobertura total es:

Cobertura total. Estimación por intervalo del 95%.

Media	E.E.	n	LI (95%)	LS (95%)
65,00%	6,71	6	47,76%	82,24%

4.4. INSTRUMENTOS UTILIZADOS EN LA EVALUACIÓN DE VEGETACIÓN.

Para la **medición de diámetros** se utilizan la cinta diamétrica y la forcípula (ver figura 16). La cinta, que mide el perímetro de la sección normal, está graduada de tal manera que en ella se lee directamente el diámetro.

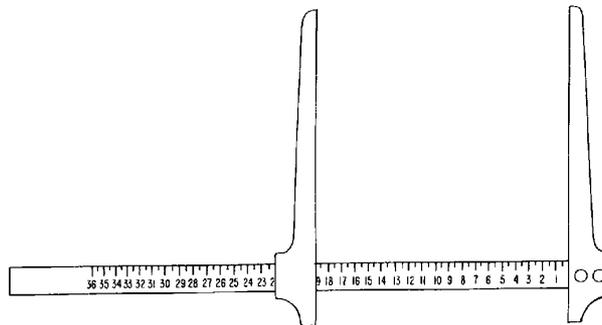


Figura 16: Forcípula para medición de diámetros. Fuente: García, 1995.

Es más exacta la cinta pues mide el perímetro dando como resultado el diámetro que correspondería a un círculo de ese perímetro. Dado que las secciones normales de los árboles no son círculos exactos con la forcípula se comete mayor error. Éste puede disminuirse efectuando dos mediciones en cruz y tomando la media aritmética de los dos valores.

La **medición de alturas** se puede hacer de forma directa con varas hasta de 15 metros. La medición indirecta en base a medición de ángulos, cuyo principio se describe en la figura 17 y que utilizan los hipsómetros Suunto ((figura 19), Haga o Blume-Leiss (figura 18)) o en base a otras relaciones geométricas como la que utiliza el dendrómetro de Kraner (figura 20). La descripción detallada y uso de estos instrumentos se realizará en clase práctica.

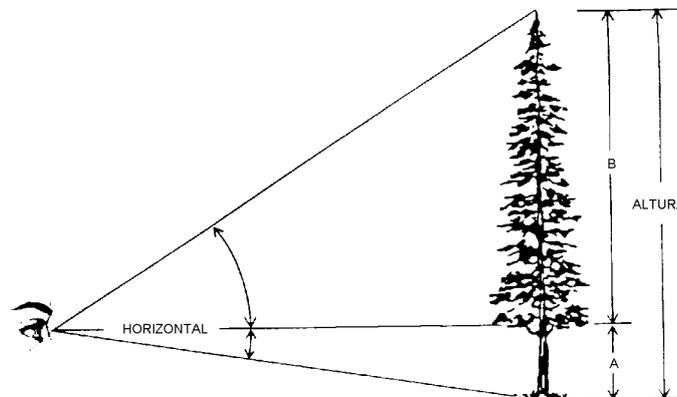


Figura 17. Principio trigonométrico para medición de alturas. Deben ser conocida la distancia horizontal y medidos los ángulos arriba y debajo de la visual. Fuente: García, 1995.

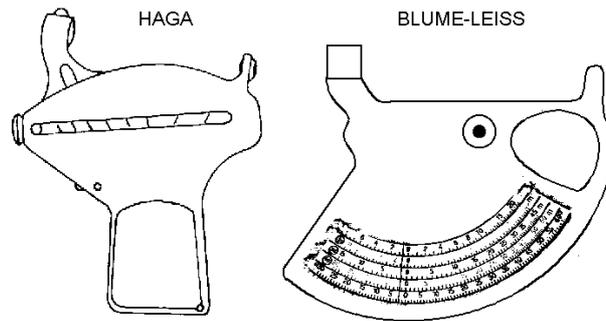


Figura 18: Hipsómetros de Haga y de Blume-Leiss. Fuente: García, 1995.



Figura 19: Hipsómetro Suunto. Fuente: Forestry Suppliers Inc.



Para la selección angular de pies se usará en este curso el dendrómetro de Kramer

Figura 20: Dendrómetro de Kramer.

En éste último, la longitud de la piola junto con los cantos delimita el ángulo de selección correspondiente a los distintos factores de área basal (1, 2 y 4). Con este instrumento es también posible estimar la altura de árboles en base a una relación geométrica de proporcionalidad de segmentos.

5. EVALUACIÓN DE FAUNA

En estudios de comunidades animales interesa conocer las variables colectivas más que las individuales. Odum (1972) definió población, el objetivo fundamental de las técnicas de evaluación, como “un grupo de organismos de la misma especie que ocupa un lugar determinado y presenta características propias inexistentes en los individuos (densidad, natalidad, etc.)”.

El recabar información de estas variables en animales es mucho más complejo que en vegetales: los animales se mueven, se esconden y es difícil visualizarlos para contarlos. Por ende, es complicada la estimación de su densidad y muchas veces se debe recurrir a **indicadores de abundancia** utilizando sendas, huellas, heces, madrigueras, nidos y otros que tienen un buen poder predictivo con respecto al tamaño real de las poblaciones. Es por ello que las unidades muestrales utilizadas para fauna son diferentes a las usadas en vegetación.

Por ejemplo, en las parcelas de área fija no basta con contar los que se ven sino que hay que considerar también los que **¡ no se vieron y que se supone que están !** Esto se logra mediante un índice de detectabilidad (**k**) que es el cociente entre los animales vistos y los presentes en la unidad de muestreo (este índice puede referirse también a la capturabilidad: nº de capturados / nº de animales presentes).

$$k = \frac{\text{nº de animales detectados}}{\text{nº de animales presentes}}$$

Casi todos estos índices no mantienen su valor en toda la unidad de muestreo, sino que varían en función de la distancia al observador (o a la trampa), la especie, la unidad de muestreo, la época del año, etc.

Sendín y Ferrando, dicen lo siguiente: “*Cuánto más difícil sea observar o capturar individuos, más pequeño será k. En general k es siempre inferior a 1, lo que implica que el número de animales censados es habitualmente menor que el número total de animales en la población. k depende de numerosos factores: $k = f(m, e, h, n)$ donde “m” representa la eficacia del método de observación o captura, “e” representa la especie, “h” el hábitat donde se realiza el muestreo y “n” el esfuerzo (tamaño de la muestra).*”

Clasificación de las técnicas y unidades de muestreo para evaluación de fauna (Según Sendín y Ferrando, 2008).

5.1. Índices de abundancia

5.2. Transectas de líneas y de puntos (métodos de distancias). Otras denominaciones: Censos móviles y censos de puntos ó Tellería: itinerarios o estaciones de censos. Son métodos para estimar densidad.

5.3. Parcelas

5.4. Capturas acumuladas

5.5. Captura y recaptura

5.6. Conteo directo.

Se recomienda la lectura del Tema 2: “Experimentos y muestreos” de la Asignatura Ecología Metodológica y Cuantitativa” del Dpto. de Ecología e Hidrología de la Universidad de Murcia, Curso 2008/2009 cuyos autores son Ferrando, J. A. P.,

Sendín, J. F. C. (2008, July 17). Portal Web site: <http://ocw.um.es/ciencias/ecologia-metodologica-y-cuantitativa>.

Se recomienda también la lectura de “Técnicas de investigación para el manejo de fauna Silvestre” de Painter et al 1999, Manual del Curso dictado con motivo del III Congreso Manejo de Fauna Silvestre en la Amazonia, Santa Cruz de la Sierra, Bolivia. Documento Técnico 82/1999. INSTRUCTORES: Lilian Painter, Damián Rumiz, Daniel Guinart, Robert Wallace, Betty Flores, Wendy Townsend.

Aquí se dará un pantallazo general y resumido de los distintos métodos de evaluación de densidad en fauna. Recomendamos la lectura de libros especializados y ante una situación en particular, recurrir a publicaciones que relaten antecedentes sobre el tema.

5.1. ÍNDICES DE ABUNDANCIA.

Son parámetros relacionados con la densidad y su finalidad es reflejar los cambios que pudieran producirse en ella. Se usan para comparación de poblaciones, cuando el objetivo final del estudio no es la estimación de la población de interés. Ej.: insectos de una especie en otoño e invierno en un determinado lugar; pájaros en tipos de bosques diferentes, dispersión o respuesta a alteraciones (caza, turismo), etc.

Son muy fáciles de obtener por lo cual es posible realizar muchas determinaciones lo que posibilita su tratamiento estadístico para captar diferencias.

Tellería (1986) al referirse a estos índices dice “*La obtención de un índice de abundancia no está sujeta, en principio, a normas fijas, por lo que su aplicación depende en buena medida de la creatividad y sentido común del censista. Basta con controlar el esfuerzo empleado en la obtención de una serie de registros (número de individuos observados o capturados, número de huellas contactadas, etc.). Si ese mismo esfuerzo (o unidad de esfuerzo) se aplica en diferentes lugares y circunstancias, dentro de unas condiciones metodológicas equiparables, los valores obtenidos reflejarán las diferencias en abundancia de las especies estudiadas dado que el índice de abundancia es función de la densidad o tamaño de la población.*

Este autor diferencia dos tipos de índices de abundancia: **a)** basados en observación o captura y **b)** basados en huellas y frecuencia.

5.1.a. Índices de abundancia basados en observación y capturas.

Observación directa: detección visual o auditiva. Se basan en conteos en una longitud recorrida (a_1) o un tiempo (a_2) exactamente controlados. Es necesario utilizarlos con precaución, puesto que dicha observación depende de diversas condiciones (especie, factores etológicos, hábitat, observador entre otros) que influyen en la detectabilidad la que puede variar de manera considerable.

a₁) El conteo de individuos se efectúa a lo largo de una línea cuya longitud varía en función del tamaño de la especie. El recorrido se puede hacer a pie, en vehículo automotor, embarcaciones y hasta en avionetas. Además de la longitud debe controlarse la velocidad de recorrido y el número de observadores, de modo que el **esfuerzo invertido sea exactamente el mismo**. El **IKA** es el índice kilométrico de abundancia y se expresa como individuos por kilómetro.

$$IKA = \frac{n^{\circ} \text{ de animales observados}}{\text{longitud del recorrido}}$$

a₂) En el caso de aves, se utilizan observaciones y escuchas durante un tiempo dado. Antes de comenzar el conteo es recomendable esperar unos minutos hasta que el desorden producido por el observador haya cesado. El censista se instala en un punto de la región que se estudia y durante un tiempo registra todas las aves vistas u oídas. La duración del tiempo varía según los distintos autores: desde 2 a 20 minutos. Un tiempo prolongado no es conveniente pues reduce la posibilidad de realizar un mayor número de estaciones ya que la fracción del día disponible para la detectabilidad es limitado debido al ritmo de actividad de las aves. Estos índices reciben el nombre de **IPA**: índice puntual de abundancia. Se expresan en número de individuos por el tiempo de observación: ej. 5 individuos/10 minutos.

Capturas. La captura puede ser activa (caza o pesca) o pasiva (trampas). Los índices de abundancia basados en capturas comparan el número de individuos cobrados mediante los mismos esfuerzos de captura. Se deben tener en cuenta las diferencias de capturabilidad entre las especies y aun dentro de una misma especie (según sexo, época del año, disponibilidad trófica, ritmos, etc.). La **intensidad del esfuerzo de captura debe ser constante** para que los índices sean comparables. Al igual que en otros métodos que utilizan capturas, se supone que los animales no deben desarrollar actitudes de atracción o repulsión a las trampas y la captura de uno debe ser independiente de la de otro.

Con muchos animales ocurre que solo se puede capturar un ejemplar por trampa lo que constituye un tope para el indicador de abundancia. Por este motivo, se recomienda que el número de trampas debe ser tal que queden vacías un 20% de ellas.

En lo posible no deben utilizarse métodos de captura cruentas que signifiquen la muerte del ejemplar, en casos de que este método sea la única posibilidad, deben aprovecharse los registros de caza y pesca deportivas, salvo en caso de especies plagas. En anfibios, reptiles, pequeños mamíferos, aves e insectos se debe buscar la forma de captura que no dañe al animal. Últimamente se están usando las foto-trampa para mamíferos grandes. Las aves se capturan con redes y los peces con pesca eléctrica.

También se usan cebaderos o puntos de atracción con feromonas para realizar conteos periódicos en especie que se congregan. En el libro "Manual para el censo de los vertebrados terrestres" de Tellería (1986) se presentan ejemplos muy interesantes e ilustrativos del uso de estos indicadores.

5.1.b. Índices de abundancia basados en huellas y frecuencias.

b₁) Como **huellas** se consideran casi todos los indicios de actividad de la especie observada: sendas, rastros, excrementos, cadáveres, mudas, nidos, madrigueras, alteraciones de la vegetación, etc. y que estén relacionados con la densidad de la población. Su ventaja sobre los que usan capturas u observaciones directas es que no están influenciados por la capturabilidad ni la detectabilidad, son más fáciles de aplicar y más baratos e importantes en especies menos visibles.

El conteo de las sendas es útil pero como éstas perduran en el tiempo, a veces no reflejan el tamaño de la población en ese momento. En las sendas se pueden contar las huellas dejadas por los animales. Resulta fácil en sustratos blandos como arena

o nieve, en otros tipos de terrenos hay que recurrir a un sustrato artificial (arena de granulometría adecuada) o papel imprimible, en especial para algunas aves y mamíferos pequeños.

EJEMPLO DE APLICACIÓN (Datos ficticios sobre la base del ejemplo 7.3 de Tellería, 1986).

Se comparara la abundancia de ciervos de una determinada especie en tres zonas de una reserva. Para ello se establecen 10 parcelas circulares en cada zona y luego de un período se cuenta el número de grupos fecales acumulados. Realizar el análisis apropiado para determinar si existe diferencia estadísticamente significativa entre los indicadores de cada zona.

Tabla Nº 34. Número de grupos de restos fecales de ciervos en tres zonas de una reserva.

PARCELA	ZONA		
	A	B	C
1	11	6	5
2	11	7	5
3	10	3	7
4	6	12	6
5	8	8	5
6	14	5	6
7	11	6	2
8	12	1	6
9	7	7	8
10	11	9	6

Si se cumplen los supuestos del análisis de la variancia, se puede efectuar este análisis, pero por el tipo de variable (conteo) podría tratarse de una distribución de Poisson y, por lo tanto, los residuos no ser normales. Para salir de la duda:

- i) se realiza el ANOVA,
- ii) se prueban los supuestos con los errores: normalidad y homogeneidad. La prueba de normalidad de Shapiro-Wilks permite aceptar la normalidad y la de Levene la homogeneidad de los residuos.
- iii) Desde el punto de vista estadístico son válidos los resultados que se presentan a continuación y que corresponden a salidas del software INFOSTAT. Se comprueba diferencia estadísticamente significativa

entre los índices de abundancia de las zonas a y b con respecto a la c.

Salida: Prueba de normalidad en los residuos del análisis de la variancia. Shapiro-Wilks (modificado)

Variable	n	Media	D.E.	W*	p (una cola)
RDUO_NUMERO	30	0,00	2,35	0,96	0,6898

Salida: Prueba de Levene: Análisis de la varianza en los residuos absolutos del análisis de la variancia

Variable	N	R ²	R ² Aj	CV	
RABS_NUMERO	30	0,09	0,03	89,72	
F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	6,66	2	3,33	1,40	0,2645
ZONA	6,66	2	3,33	1,40	0,2645
Error	64,29	27	2,38		
Total	70,95	29			

Salida. Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III) del número de grupos de restos fecales

Variable	N	R ²	R ² Aj	CV
NUMERO	30	0,42	0,38	33,01

Cuadro de Análisis de la Varianza (SC tipo III)

F.V.	SC	gl	CM	F	p-valor
Modelo	115,27	2	57,63	9,74	0,0007
ZONA	115,27	2	57,63	9,74	0,0007
Error	159,70	27	5,91		
Total	274,97	29			

Test: Tukey Alfa:=0,05 DMS:=2,69870

Error: 5,9148 gl: 27

ZONA	Medias	n	
C	5,60	10	a
B	6,40	10	a
A	10,10	10	b

Letras distintas indican diferencias significativas ($p \leq 0,05$)

Si el estudio de los residuos hubiera invalidado el Anova, se podría haber recurrido a una transformación, mediante raíz cuadrada, de la variable número de restos fecales o realizar la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis.

Si en estudios más avanzados se hubiera establecido una regresión lineal entre la densidad de la población como variable dependiente (y) y los índices de abundancia (sendas, restos fecales, etc.) como variable independiente (x), es decir, si existiera este antecedente (línea de regresión) para la especie de interés, se pueden utilizar los índices de abundancia para estimar a la población (densidad).

b₂) En especies muy tímidas, la alternativa para evaluar su abundancia es constatar su presencia o no en cada unidad de muestreo, es decir la **frecuencia**. En estos casos la frecuencia relativa de la especie considerada:

$$f_{rA} = \frac{f}{n} = \frac{\text{nº de unidades muestrales con presencia de la especie A}}{\text{nº total de unidades muestrales}}$$

puede ser utilizada como índice de abundancia y bajo ciertas condiciones se pueden efectuar tests estadísticos para probar diferencias entre abundancias.

EJEMPLO DE APLICACIÓN

Se estudia la presencia de una especie de paseriforme en dos zonas cercanas. Como es difícil verla u oirla se decide utilizar frecuencias. La zona A está cerca de la zona urbana y zona B se encuentra alejada de la zona urbana y cercana al río. Los datos, obtenidos de unidades de muestreo consistentes en estaciones de 10 minutos a la hora de mayor actividad de la especie, son los que se presentan en la tabla 35.

Utilizar las frecuencias relativas como indicadores de la presencia y probar si existen diferencias entre las frecuencias relativas de las dos zonas ($\alpha = 0,05$).

Tabla N° 35. Estaciones de muestreo y presencia de la especie en dos zonas.

ZONA	Estaciones Totales	Estaciones donde se oyó a la especie	Frecuencias relativas (f_i)
A	139	35	$35/139 = 0,2518 (p_1)^*$
B	81	47	$47/81 = 0,5802 (p_2)^*$
Totales	220	82	$82/220 = 0,3727 (p)^*$

* Ver más abajo en aplicación de fórmulas de diferencias entre proporciones

El análisis se puede realizar de dos maneras:

- i) **Utilizando la aproximación a la normal y**
- ii) **con la prueba exacta de Fischer.**

i) Las frecuencias relativas son en realidad proporciones, por lo que, si se cumplen las condiciones presentadas por Cochran (1974) para el uso de la aproximación normal y que se transcriben en la Tabla N° 36, se puede realizar una prueba de diferencias entre las frecuencias relativas correspondientes a cada zona.

Tabla N° 36: Valores mínimos de n (según p) y de np para uso de la aproximación normal (Cochran 1974)

p	n (tamaño de la muestra)	np (n° obs. en la clase más pequeña)
0.5	30	15
0.4	50	20
0.3	80	24
0.2	200	40
0.1	600	60
0.05	1400	70
~ 0	∞	80

Se comprueba que las tres proporciones (p_1 , p_2 y p junto a n_1 , n_2 y n) satisfacen las condiciones de la tabla 36, lo que habilita al uso de la aproximación a la distribución normal.

Entonces, el estadístico z_c para la prueba de **diferencias entre proporciones con la aproximación normal**, cuya

hipótesis nula es $H_0: P_1 = P_2$

contra la alternativa $H_1: P_1 \neq P_2$, se calcula como sigue:

$$z_c = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p(1-p) \left[\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right]}}$$

siendo p_1 , p_2 y p las frecuencias relativas de las zonas A, B y total y a su vez estimadores de P_1 , P_2 y P .

Sustituyendo por los valores del ejemplo:

$$z_c = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p(1-p) \left[\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right]}} = \frac{0,2518 - 0,5802}{\sqrt{0,3727(1-0,3727) \left[\frac{1}{139} + \frac{1}{81} \right]}} = \frac{0,3284}{0,0676} = -4,86$$

El valor de z_c se compara con $z_{0,025} = \pm 1,96$ resultando $|z_c| > 1,96$ por lo que se ubica en la zona de rechazo de la hipótesis nula y por lo tanto corresponde rechazar la hipótesis de que no hay diferencia entre las frecuencias relativas y se concluye que en la zona rural la presencia de la especie es diferente.

ii) La prueba de diferencia se realiza, bajo cualquier condición de los valores de n y p , con la prueba exacta de Fischer basada en la distribución binomial. El software Infostat da en su salida el valor exacto de la probabilidad asociada a la diferencia entre proporciones al probar la hipótesis de que ambas son iguales. Como entrada deben darse los tamaños de las muestras y el número de éxitos en cada una. Como salida del software Infostat se presenta el valor de la diferencia y la probabilidad asociada a dicha diferencia:

Salida de Infostat (Estadísticas; Inferencia basada en dos muestras; proporciones)
Diferencia: $p_1 - p_2 = -0,328448$ Probabilidad (diferencia=0) = 0,000002.

Por ser ésta probabilidad muy pequeña (mucho menor que α) se rechaza la igualdad de los indicadores (proporciones)

Si fuese necesario una **estimación por intervalo** de una P (poblacional) en cada una de las zonas y si se cumplen las condiciones de la Tabla N° 36 se debe utilizar:

$$\hat{P} = p \pm (z_{\alpha} S_p + \frac{1}{2n}) \quad \text{donde} \quad S_p = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

$1/2n$ se conoce como corrección por continuidad.

Estimación de densidad con frecuencias: Adicionalmente, la frecuencia ha sido muy utilizada para estimar la densidad en invertebrados. Estas estimaciones se basan en la relación de la media de la densidad con las funciones de probabilidad de Poisson (cuando la especie tiene distribución aleatoria) o Binomial Negativa (en caso de poblaciones con distribución agregada o contagiosa). Las fórmulas son las que se presentan a continuación y donde la densidad **se expresa en unidades por parcela**:

Para distribuciones al azar: $deñs = -\ln(1 - f_r)$.

Para distribuciones contagiosas: $deñs = k \left[(1 - f_r)^{-1/k} - 1 \right]$

Donde k es el índice de agregación de la población que ha de obtenerse en un muestreo anterior (ver Tellería, 1986)

5.2. TRANSECTAS DE LÍNEAS (itinerarios de censo) Y DE PUNTOS (estaciones de censo): MÉTODOS DE DISTANCIAS

Son unidades de muestreo muy usadas para la **estimación de la densidad poblacional**. Los procedimientos son similares a los descritos en IKA o IPA pero difieren en que es necesario:

- tomar medidas adicionales para relacionar la población con el área (densidad), es decir controlar la superficie y,

- tener en cuenta la detectabilidad la cual, en la mayoría de los métodos, es variable dentro del área de la unidad de muestreo.

5.2.1. ITINERARIOS DE CENSO

Se registran los individuos durante el recorrido al igual que para el cálculo de indicadores, pero es necesario además anotar sus distancias perpendiculares (x) a la línea de recorrido. Si no fuera posible estimar la distancia perpendicular, deberá también estimarse el ángulo α entre la visual y la línea (figura 21). Las distancias se utilizan para:

- estimar el área del transecto o faja: **método de King**;
- estimar el coeficiente de detectabilidad " k ": el más sencillo es el **método de Emlen** y otros alternativas más precisas pero un poco más complicadas desde el punto de vista de su aplicación, que son las que figuran en el programa **Distance**.

La fórmula general es: $De\hat{n}s = \frac{n_i}{2wLk}$ donde:

n_i = nº de individuos detectados, w = ancho de la faja; L : longitud, k : coeficiente de detectabilidad.

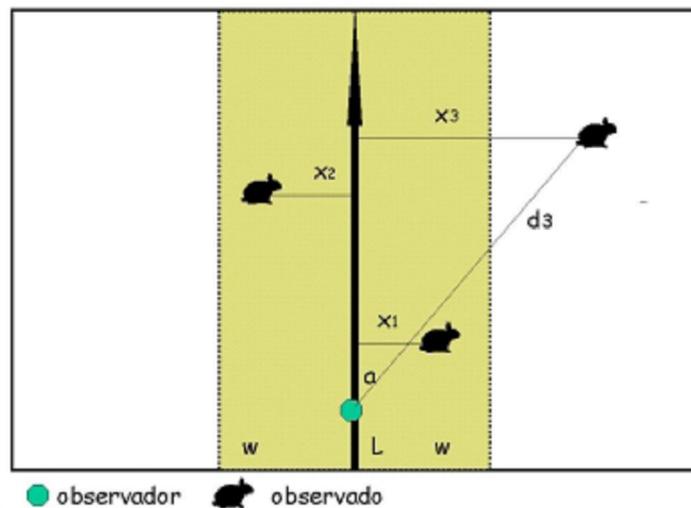


Figura 21. Datos a registrar en un itinerario de censo.

Supuestos en los que se basan los itinerarios de censo.

- Los individuos que se encuentran sobre la línea nunca pasan desapercibidos o sea que la probabilidad de detectarlos es 1.
- Los individuos son registrados en su posición inicial, antes de que se muevan en respuesta a la presencia del observador y nunca son contados dos veces.
- Las distancias y ángulos son medidos exactamente y los individuos son contados y ubicados correctamente en su categoría de distancia apropiada.

El método de King. Consiste en tomar como ancho de la transecta (w) el promedio (\bar{x}) de las distancias perpendiculares a los individuos detectados. Este método supone una detectabilidad uniforme en una faja de ancho \bar{x} y longitud L .

$$De\hat{n}s = \frac{n_i}{2\bar{x}L}$$

EJEMPLO DE APLICACIÓN

Un biólogo estudia una población de zorros de una región. Sus unidades de muestreo son itinerarios de censos consistentes en recorrer durante la noche distancias fijas de 50 km por caminos rurales en una camioneta con 2 observadores provistos de reflectores. Se anotan distancia y ángulo a los individuos observados. Los datos que corresponden a una unidad muestral se presentan a continuación. Encuentre el valor estimado de densidad para esa unidad muestral.

Tabla Nº 37. Datos correspondientes al itinerario Nº 5 para estimar densidad de zorros con el método de King.

Indiv.	Distancia al Obs. d en m	Ángulo α (°)	sen α	x = d * sen α
1	20	30	0,5	10
2	70	15	0,2588	18,1173
3	80	45	0,7071	56,5685
4	5	0	0	0
5	40	35	0,5736	22,9431
6	90	60	1	90
7	20	45	0,7071	14,1421
Total				191,7134

$$\bar{x} = \frac{191,7134}{7} = 28,0823 \text{ m}$$

$$Deñs_5 = \frac{n_5}{2\bar{x}L} = \frac{7}{2 \times 20,0823 \times 50.000} =$$

$$= 0,0000035 \text{ zorros / m}^2$$

Expresando por kilómetro cuadrado: **3,5 zorros / km²**.

Este valor constituye una estimación puntual. Si se desea una estimación por intervalo, se debe repetir el procedimiento hasta obtener una muestra de **n** unidades muestrales (itinerarios de censo de igual longitud **L**) para estimar \bar{x} y $S_{\bar{x}}$.

El método de Emlen es descrito en detalle por Tellería (algunas páginas de su trabajo se transcriben más abajo) y se basa en un simple razonamiento para la estimación de **k**: utiliza un promedio de la probabilidad de detección de las bandas en las que se subdivide el ancho de la faja (ver figura 22). Se asume que todos los individuos presentes en la banda 1 son detectados por lo que, en dicha banda la detectabilidad es **p₁ = 1**

$$Deñs_i = \frac{n_i}{wL\hat{k}} \quad ; \quad \hat{k} = \frac{n_1 + n_2 + n_3 + n_4}{4n_1} = \frac{1}{4} \left(\frac{n_1}{n_1} + \frac{n_2}{n_1} + \frac{n_3}{n_1} + \frac{n_4}{n_1} \right) = \frac{1}{4} \sum p_i = \bar{p}$$

De esta manera se observa que la detectabilidad \hat{k} es el promedio de las probabilidades de detección (**p_i**) estimadas en las subfajas. Se presenta un ejemplo a continuación.

[Emlen también incorpora en este grupo de técnicas a las transectas de ancho fijo (a las que denomina transectas o taxiados) en donde se cuentan todos los animales detectados y simplemente se considera que estos son todos los presentes. Por lo tanto la densidad se calcula considerando k=1, sin efectuar subdivisiones].

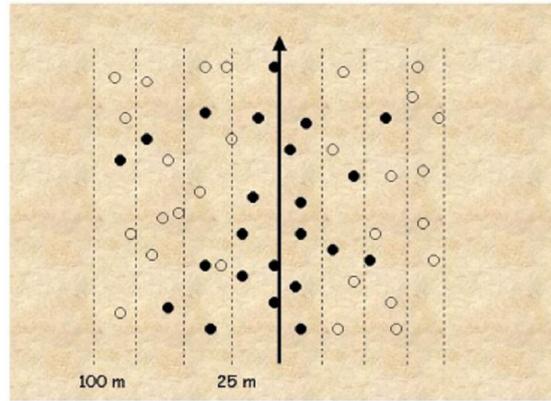


Figura 22. Determinación del coeficiente de detectabilidad (k) por el método de Emlen.

EJEMPLO DE APLICACIÓN DEL MÉTODO DE EMLEN

Para conocer la densidad de individuos de una especie de passeriformes que habita un pajonal se decide aplicar el **método de Emlen**. La unidad de muestreo consiste en una transecta de 200 m de ancho (100 de cada lado de la línea central). Cada una de las bandas de 100 metros está dividida en 4 zonas de 25 m: b_1 , b_2 , b_3 y b_4 . La longitud L de cada itinerario es de 2 km. En una de esas unidades muestrales se detectan, en correspondencia con las bandas, $n_1 = 15$; $n_2 = 8$; $n_3 = 3$ y $n_4 = 2$.

a) Calcule el coeficiente de detectabilidad según el criterio de Emlen.

$$\hat{k} = \frac{n_1 + n_2 + n_3 + n_4}{4n_1} = \frac{15 + 8 + 3 + 2}{4 \times 15} = \frac{28}{60} = 0,4667$$

b) ¿Cuál es el valor de densidad de esa unidad?

$$De\hat{n}s_i = \frac{n_i}{2wL\hat{k}} = \frac{28}{2 \times 200 \times 2000 \times 0,4667} = 0,000075 \text{ ind} / m^2$$

Expresando por ha: **0,75 pájaros/ ha**

NOCIONES BÁSICAS SOBRE EL PROGRAMA DISTANCE

El principio en el cual se basa el programa **DISTANCE** es explicado por Kangas (2006) en el Capítulo 8 del libro *Forest Inventory, Methodology and Applications*: Dada la función $g(x)$ que describa la probabilidad de detección como una función de la distancia x , un estimador insesgado de la densidad **Dens** es obtenida como:

$$De\hat{n}s = \frac{n_i}{2L\hat{a}}$$

donde n_i , L tienen el significado conocido, mientras que \hat{a} puede interpretarse como la mitad del ancho efectivo de la faja y se puede calcular integrando la función que describe la disminución de la detectabilidad a medida que aumenta la distancia al eje de la transecta.

$$\hat{a} = \int_0^w g(x) dx \quad w: \text{distancia máxima de detección}$$

La función **g** puede ser estimada, por ejemplo usando la función exponencial (o de J invertida) : $g(x) = e^{-\lambda x}$

El programa **DISTANCE** proporciona distintas alternativas para la estimación de la densidad. Estas alternativas consisten en combinar modelos usados para describir la variación de la detectabilidad con métodos de ajustamiento.

Los modelos para la probabilidad de detección son: uniforme (se mantiene constante en todo el ancho de la faja); mitad de normal o halb normal (decrece desde el centro hacia los costados como la normal lo hace desde su máximo hacia los valores a su izquierda y derecha), exponencial negativa (J-invertida) y tasa de riesgo. Los métodos para el ajuste son: coseno, hermite y polinomial. Por ello suman en total $4 \times 3 = 12$ combinaciones posibles. Para datos de vida silvestre las más usadas según Painter *et al* (1999) son : uniforme-coseno, uniforme-polinomial, mitad de normal-coseno y tasa de riesgo-coseno.

El programa **DISTANCE** que se puede bajar gratis de internet, proporciona también estadísticos para la bondad de ajuste de los datos al modelo: χ^2 y Akaike, los cuales sirven para la selección de la combinación más adecuada en cada caso

A continuación se transcriben páginas del documento **Métodos de censo de vertebrados terrestres** de J. L. Tellería en las que se describen, con mucha claridad, los principios de estas técnicas y los diferentes métodos. En cursiva se presenta la copia textual. La numeración de las figuras se cambiaron para estar en concordancia con la numeración de estos apuntes.

Itinerario de censo. *Consiste en registrar a los individuos observados a lo largo de la línea de progresión (L) del observador que, a medida que avanza, anota la distancia a la que los animales son observados (Figura 21). El método presupone que los animales son detectados en su posición natural (es decir, que no se han alejado o acercado a la línea de progresión), que el observador no se confunde al calcular las distancias y que los animales tienen una detectabilidad $k=1$ sobre la línea de progresión (esto puede no ser cierto en el caso de especies hipogeas o arborícolas...). A partir de esta información se calcula la función de detección de las especies (probabilidad de detección en función de su lejanía al observador) con la que, tras calcular el porcentaje de individuos no detectados, se realiza una estima de la densidad. La forma normal de aplicar esta metodología es a través del popular programa **DISTANCE** (ver Recursos en la red).*

*Hay, sin embargo, algunas aproximaciones empíricas de esta metodología de uso bastante extendido. El **transecto o taxiado** es la forma más sencilla de itinerario de censo. Define a priori una banda de recuento (w) en la que asume que la detectabilidad es del 100 %. Si la banda de recuento se establece a ambos lados de la línea de progresión, y en el itinerario se contactan n animales, la densidad (o número de individuos existentes en esa unidad de muestreo) será $d=n/(2 \cdot w \cdot L)$.*

El método de Emlen *es una variante del transecto que tiene la ventaja de realizar una estima empírica de la detectabilidad de las especies en las bandas estudiadas (Figura 22). También asume que en la banda más próxima al observador la detectabilidad es del 100%. Tal asunción debiera verificarse en un estudio previo (por ejemplo, dos observadores siguen al censador anotando los individuos que este no ha detectado; también pueden llevar perros con correa para levantar a los individuos encamados...).*

Los itinerarios de censo son métodos muy populares, económicos y se aplican a todos los animales que puedan ser detectados visualmente (paseriformes, codornices, perdices, liebres, ungulados...). Para su ejecución pueden utilizarse diferentes sistemas de locomoción según las características y abundancia de las especies a censar (a pie, a caballo, en automóvil y, en el caso de grandes mamíferos que han de censarse sobre extensas regiones, ultraligero, helicóptero o avioneta).

A lo largo de un itinerario de censo, el observador registra la distancia recorrida (L). Si está realizando un transecto, se limitará a registrar aquellos animales registrados dentro de la banda de recuento (w) y si pretende aplicar el programa DISTANCE© deberá anotar la distancia de los individuos a la línea de progresión (x_i) o, en su defecto, la distancia (d) a la que observa al animal y el ángulo al que este se encuentra con respecto a la línea de progresión (α).

Método de Emlen. Queremos saber el porcentaje de animales detectados en una banda de recuento de 100 m que vamos a utilizar, posteriormente, en el censo de una especie. Para ello, la subdividimos arbitrariamente en cuatro bandas paralelas de 25 m. Asumimos también arbitrariamente (porque lo sabemos, lo hemos estudiado, etc.) que en la primera de las bandas detectamos a todos los individuos; $K=1$). Según esto, al realizar un censo podemos asumir que en los primeros 25 m vemos todos los animales existentes (13 en nuestro caso; los animales observados son los puntos negros de la figura 22); en la banda de 25 a 50 vemos 5, pero deberíamos haber visto 13 según nuestro presupuesto ($K=5/13=0.38$); en la banda de 50 a 75 hemos visto 4 de 13 ($K=0.31$) y 1 de 13 en la banda 75 a 100 ($k=0.08$). Es decir, hay una pérdida paulatina de detectabilidad al aumentar la distancia de las bandas. Si queremos utilizar la banda de 100 m para contar animales, entonces debemos saber que la detectabilidad es $k=(13+5+4+1)/(13 \times 4) = 0.44$, de forma que dividiremos por este coeficiente todos los individuos observados para conocer los realmente existentes. Este último valor se utilizará para calcular la densidad dividiéndolo por la superficie censada ($100m \times 2 \times L$, donde L es la longitud de nuestro itinerario).

Recursos en la red: Afortunadamente para los investigadores interesados en censar poblaciones de vertebrados, es posible conseguir en la red varios de los programas de censo más actuales y completos. A continuación se dan algunas de las direcciones donde pueden obtenerse libremente. Se recomienda encarecidamente que respeten escrupulosamente las condiciones de uso planteadas por sus autores, así como los derechos de los mismos sobre un material que es de su propiedad. También es importante recordar, que el manejo de estos programas requiere un cuidadoso estudio de sus características y utilidades.

Research Unit for Wildlife Population Assessment (RUWPA). Es una unidad de investigación adscrita al Centre for Research into Ecological and Environmental Modelling (CREEM) en la Universidad de St. Andrews (Escocia). Ofrece diferente software de interés. Dirección: <http://www.ruwpa.mcs.st-and.ac.uk/>

Ecology Software Server. Es un servicio del Illinois Natural History Survey que ofrece programas sobre una variada gama de temas relacionados con el estudio de campo de los vertebrados (estimaciones de densidad, radio-telemetría, etc.). Dirección: <http://nsm1.nsm.iup.edu/rgendron/software.shtml>

Department of Fishery and Wildlife Biology y Colorado Coop. Fish and Wildlife Unit, Universidad de Colorado. Este Departamento ofrece acceso a una serie de

programas interesantes como el MARK para Windows (marcaje y recaptura), CAPTURE (marcaje y recaptura en poblaciones cerradas), DISTANCE (ver arriba), etc. Dirección: <http://www.cnr.colostate.edu/~gwhite/software.html>

En el libro editado por Sutherland, 1988, en la página 58, Box 2.14 se presenta un ejemplo de aplicación de itinerario de censo (transectos lineales) con distancias medidas a los animales. Se trata de un itinerario de 10 km en Sudan para estimar la densidad poblacional del antílope de orejas blancas (*Kobus kob*).

En el tema de itinerarios de censos es muy interesante la descripción sobre ellos que realiza Wallace en el Capítulo VI de Painter *et al* (1999) para estimar densidad poblacional, cuya lectura se recomienda. Cabe destacar que este autor presenta como transectos lineales a los indicadores de abundancia y a los itinerarios de censo. Al respecto hay mucha diversidad en la nomenclatura. Para no caer en la confusión se debe tener siempre en cuenta de si se trata de índices de abundancia o de estimadores de densidad.

5.2.2. ESTACIONES DE CENSO.

Lo que sigue a continuación en letra cursiva fue tomado de Ferrando y Sendin (2007): *Las estaciones de censo constituyen una alternativa a los itinerarios en terrenos abruptos o muy heterogéneos, donde resulta complicado realizar un recorrido lineal; son muy utilizados también para aves. El observador se sitúa en un punto y va anotando todos los contactos en un área circular de radio prefijado (Figura 22). La densidad de la iésima estación puede estimarse mediante:*

$$Dens_i = \frac{n_i}{\pi W^2 k}$$

donde n es el número de individuos registrados, W es el radio y k el coeficiente de detectabilidad, que debe estimarse en cada caso.

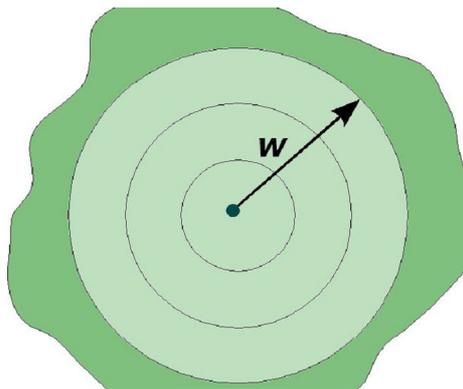


Figura 23. Esquema de una estación de censo.

Se usan para evaluar poblaciones de aves en terrenos de difícil transitabilidad. Su principio como puede verse en la fórmula presentada no difiere sustancialmente del de los itinerarios de censos y el cálculo de k se basa en la distribución de los contactos razón por lo cual se debe también ubicar (estimar) la posición en bandas concéntricas correspondiente a cada individuo observado.

5.3. PARCELAS

(Tomado de Ferrando y Sendín)

Son en cierto modo equivalentes a los muestreos con parcelas (quadrats) de vegetación, y en general los fundamentos son los mismos, aunque con variaciones debidas a la menor detectabilidad de los animales. Un método muy empleado para animales territoriales es el del mapeo de territorios (también denominado "método de la parcela"). Consiste en delimitar un área de dimensiones más o menos amplias, según las especies, en la que se anotan los contactos con los individuos presentes en la zona. Tras múltiples visitas finalmente pueden cartografiarse los territorios de cada pareja reproductora (Figura 24).

Al igual que en las parcelas de área fija para vegetación, el número de unidades muestrales es directamente proporcional a la precisión de la estimación (a mayor tamaño de muestra, menor es E). Esto puede tentar al técnico a planificar un muestreo con muchas parcelas pequeñas (más rápidas para medir), sin embargo éstas tienen relativamente mayor longitud de borde que las grandes y por ende mayor es la probabilidad de cometer errores por inclusión de individuos marginales. Tellería (1986) distingue: a) Observación directa (censos aéreos, batidas y mapeo de una parcela y b) Capturas (captura directa y trampeo en una superficie).

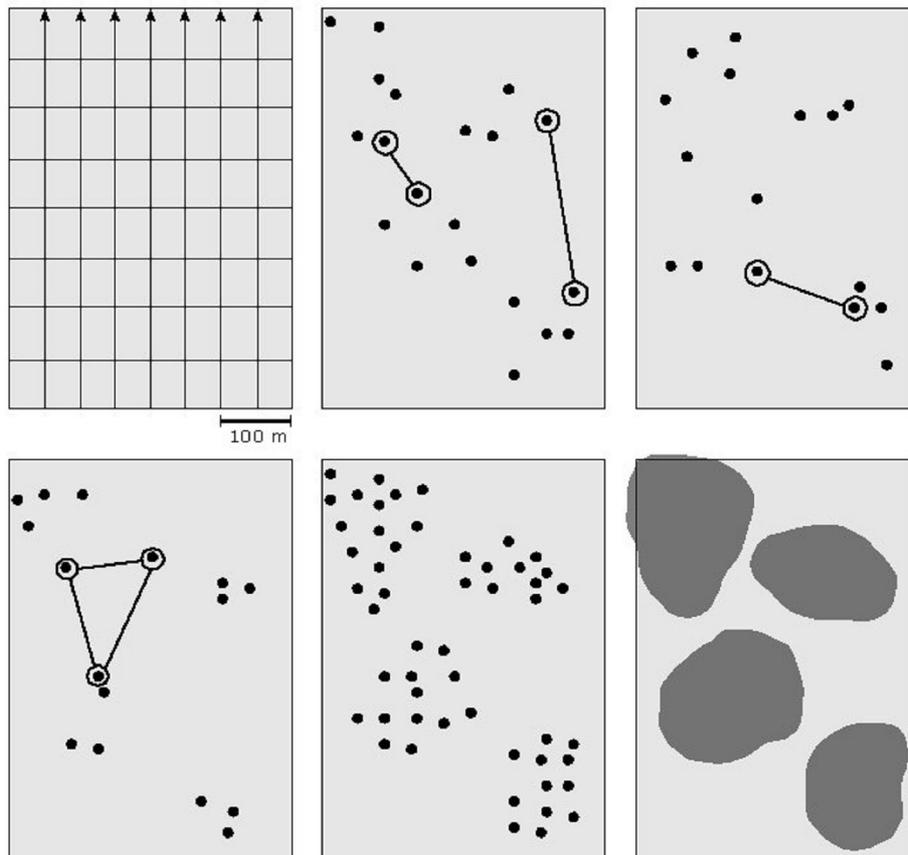


Figura 24. (Tomada de Ferrando y Sendín) Método de la parcela (mapeo de territorios). En un área delimitada se realizan recorridos sistemáticos con objeto de registrar los contactos. Son especialmente útiles los contactos simultáneos. Tras repetidas visitas, la distribución de los contactos permiten cartografiar los territorios de las parejas presentes en la parcela. Modificado de Tellería(1984).

5.4.CAPTURAS ACUMULADAS.

Este método se utiliza para la estimación del tamaño de la población **N**. Se basa en una serie de capturas y en el uso de la regresión entre las variables : n° de capturados por sesión de capturas (**y**) y capturas acumuladas (**x**). Con esos datos se marca una tendencia que se ajusta a una recta que tendrá pendiente negativa. El punto en que corta la recta al eje x es el valor de **N**.

EJEMPLO DE APLICACIÓN

Para estimar la población de micromamíferos en una pequeña isla se ubican 50 trampas y se anota el número capturas diarias. Los animales se marcan para evitar contarlos dos veces. Al cabo de siete días se obtienen los datos que se presentan en la tabla 37. Estimar el tamaño de la población.

Tabla 37. Micromamíferos capturados por primera vez durante una semana.

Nº de capturados sin marcar (x)	Capturas acumuladas (y)
25	0
20	25
10	45
8	55
5	63
3	68
1	69

Es necesario efectuar la regresión de $\hat{y} = a + bx$. La salida de INFOSTAT se presenta a continuación y el gráfico de los puntos observados y la recta de regresión se aprecian en la figura 25.

Salida. Análisis de regresión lineal

Variable	N	R ²	R ² Aj	ECMP
Capturas	7	0,9781	0,9737	7,0113

Coefficientes de regresión y estadísticos asociados

Coef	Est.	E.E.	LI(95%)	LS(95%)	T	p-valor
const	26,3702	1,2091	23,2621	29,4783	21,8098	<0,0001
Capt.acum.	-0,3464	0,0232	-0,4060	-0,2868	-14,9389	<0,0001

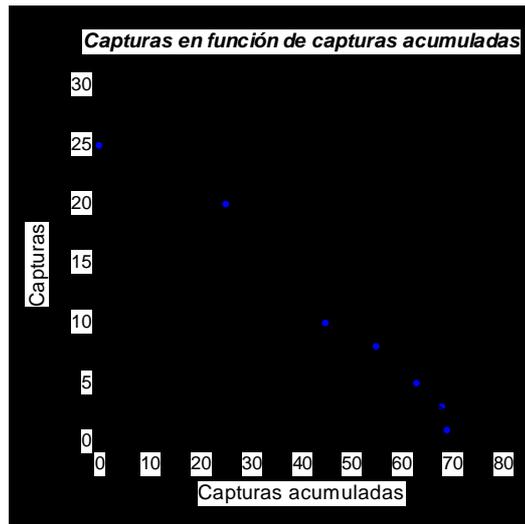


Figura 25. Valores estimados y observados de capturas en función de capturas acumuladas

Las pruebas sobre los residuos indican que éstos residuos cumplen con los supuestos de la regresión. La regresión es significativa ($p < 0.0001$). La función es la siguiente:

$$\hat{y} = 26,3702 - 0,3464x$$

Con esta función se estima el valor de **N** (tamaño de la población) que corresponde al de **x** cuando ya no es posible capturar más, es decir cuando $y = 0$.

$$x = \frac{-26,3702}{-0,3464} = 76 = N = \text{tamaño población}$$

Este método es válido bajo los siguientes supuestos: a) la población no varía por ninguna otra causa (nacimientos, migraciones o mortalidad); b) la capturabilidad es igual para todos los individuos y c) las trampas son independientes unas de otras. El esfuerzo de captura debe ser el mismo preferentemente, pero si no lo fuera se pueden expresar las capturas como nº de capturas/trampa.

La regresión que se usa en este método es llamada regresión inversa. Los límites que definen el intervalo de confianza para x se encuentran en Draper y Smith, 1966.

5.5. MÉTODOS DE CAPTURA Y RECAPTURA

Comprenden un conjunto de métodos con distintas propiedades y características. Consisten en la captura y marcado de individuos que son luego liberados. La posterior recaptura (en una única o varias sesiones) permiten estimar la poblaciones y algunos de ellos sus cambios.

Estos métodos asumen que las marcas no influyen en la probabilidad de que los animales vuelvan a ser recapturados. Por supuesto, no deben disminuir su tasa de supervivencia, ni deben afectar a su comportamiento. A título de ejemplo aquí se presentan dos de ellos: el primero de **Petersen** modificado por Seber supone que la población es cerrada (**N** = constante) y el segundo, el de **Jolly - Seber** para poblaciones abiertas, es decir el tamaño de la población **N** puede cambiar.

Método de Petersen. Tomado de Ferrando y Sendín (2008):

Inicialmente se realiza una sesión de trampeo en la que, a los animales capturados (M) se les coloca una marca. En una segunda sesión de trampeo, se vuelven a

capturar n animales, de los cuales un número determinado (m) estarán marcados (Figura 25). El razonamiento para la estima del número total de individuos de la población (N) se basa en la siguiente equivalencia:

$$\frac{m}{n} = \frac{M}{N} \quad \text{de donde se desprende que: } N = \frac{Mn}{m}$$

Esta ecuación tiende a sobreestimar la población, por lo que **Seber (1982)** propuso una ligera modificación, que mejora notablemente las estimas:

$$N = \frac{(M+1)(n+1)}{m+1} - 1$$

La asunción fundamental del método de Petersen es que **la población es cerrada**, es decir, que N se mantiene constante entre las dos sesiones de captura.

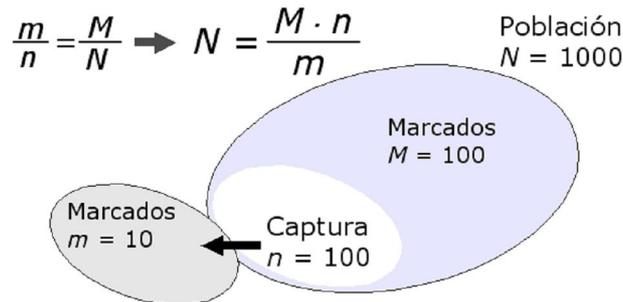


Figura 25. Esquema y ejemplo del método de Petersen (Ferrando y Sendín 2008).

Para que este resultado sea un estimador válido de N , se deben cumplir varias premisas:

- La población es cerrada, es decir N permanece constante entre el marcado y la recaptura.
- La probabilidad de captura de todos los individuos en la primera captura es la misma.
- El marcado no afecta la capturabilidad del animal.
- La segunda captura constituye una muestra aleatoria, es decir, cualquiera de las posibles muestras de tamaño n tiene la misma probabilidad de ser tomada (se trata de un muestreo al azar simple).
- Las marcas no se pierden y todos los individuos marcados en la segunda muestra son identificados.

Ojasti (2000) textualmente expresa: *La confiabilidad del estimador de Petersen depende también del error de muestreo, que es proporcional a M , n y N . Robson y Regier (1964) graficaron las combinaciones de M y n para diversos valores de N y niveles de exactitud. Por ejemplo, para estimar el tamaño de una población de $N = 100$ con los límites de confianza $\pm 25\%$ de N con una probabilidad $> 0,95$, para un m de 20 individuos se requiere un n de 75, y para un m de 60 un n de 32, lo cual da una idea de la magnitud del esfuerzo.*

Para más detalles y nuevas versiones de este método se recomienda consultar Kangas (2006). En éste se encuentran fórmulas para estimar la variancia del estimador.

EJEMPLO DE APLICACIÓN DEL MÉTODO DE PETERSEN Resumen del trabajo "Estimaciones de poblaciones en estanques de *Macrobrachium rosenbergii*, (camarón de agua dulce o langostino malayo) utilizando tres diferentes

metodologías” de Kelly-Genet J. P. y Kelly-Genet. 1982. Serie Boletín Informativo (UNA) 6: 48-49: *En empresas de acuacultura, las estimaciones confiables de tasas de sobrevivencia de organismos y poblaciones en estanques pueden aumentar enormemente la eficiencia de su manejo. Sin embargo, raramente se obtienen estimaciones de poblaciones de Macrobrachium rosenbergii en forma rutinaria debido a la incertidumbre y la complejidad de los métodos actuales de estimar poblaciones. La mayor parte de la metodología ha sido desarrollada para uso con poblaciones de peces y, por ende, son difíciles de aplicar a poblaciones de camarón. Nosotros probamos la validez de tres métodos para poblaciones de M. rosenbergii: el método de área-densidad, el método de DeLury de captura por esfuerzo y el método de Petersen de marcaje - recaptura. Todo muestreo se realizó con una atarraya o una red de chinchorro de 30 m con una malla de 1 /8 de pulgada. El marcaje, para la recaptura, se efectuó al cortar 1 cm del uropodo derecho. El método de área-densidad resultó en unas estimaciones de poblaciones mucho más altas que la siembra original y en una estimación que no mostró diferencias proporcionales en tamaños de población entre estanques que habían sido sembrados a diferentes niveles. El método de captura por esfuerzo resultó en aproximadamente la misma estimación de población para cada estanque; 400 individuos en cada estanque, todos los cuales se sembraron con más de 30 000 individuos. Se probó cuatro veces el método de marcaje-recaptura en cada estanque y cada estimación resultó consistente. Las diferencias entre estanques también se reflejaban en los diferentes niveles de siembra. El método también se aplicó a individuos de tamaño de cosecha para determinar el valor de eficiencia de cosecha según las técnicas actuales. Si este valor es constante para cada estanque, tal como aparece, se podría utilizar para estimaciones mensuales de poblaciones.*

Los datos que siguen son ficticios y se aplican al método de Petersen modificado por Seber. En un estanque se toma una muestra al azar de $M = 100$ individuos los que se marcan y se liberan. Transcurrido un tiempo prudencial de acuerdo a la biología de este crustáceo se toma una segunda muestra de tamaño $n = 50$ en la que se encuentran $m = 13$ individuos marcados. Estimar N .

$$N = \frac{(M+1)(n+1)}{m+1} - 1 = \frac{101 \times 51}{14} - 1 = 367$$

Método de Jolly-Seber (Traducción de Greenwood, in Ecological Sensus Technique Chapter 2: 32-34 Editado por William Sutherland, 1998)

Este es el método elegido para poblaciones abiertas. Requiere: se tomen tres muestras como mínimo y, marcas identificatorias; ya que es necesario saber no solamente cuántos animales han sido marcados previamente, sino también en qué tanda fueron capturados. Si los animales son individualmente identificables, esta información revela la historia de captura de cada uno de ellos, es decir la lista de muestras o tandas en las que fueron capturados. Si las marcas son identificatorias de cada tanda o sesión de captura, se debe registrar el número de animales con cada posible historia de capturas. La tabla 38 presenta un ejemplo: muestra que en la 4ta. muestra el número de animales que no fueron capturados nunca son 40, los que lo fueron en la primera son 10, y así sucesivamente.

Tabla Nº 38: Historial de captura de los 75 individuos capturados en la 4t. muestra (datos de un estudio hipotético)

Días en que fueron previamente capturados			Nº de animales capturados en la 4ta. muestra
1	2	3	
0 ^(*)	0	0	40
+ ^(*)	0	0	10
0	+	0	9
0	0	+	11
+	+	0	2
+	0	+	2
0	+	+	1
+	+	+	0
Total capturados en la 4ta. muestra			75

(*) El signo + significa que el individuo fue capturado ese día y el 0 que no lo fue

El método no solo permite averiguar ganancias y pérdidas sino que proporciona estimaciones del número de animales que entra en la población y la tasa de supervivencia aunque el primero incluye inmigrantes y nacimientos y “supervivencia” es el complemento de ambos: emigración y mortalidad.

5.6. CONTEOS DIRECTOS

Se utilizan para animales a los que es posible visualizar en grupos: manadas, rebaños, aves acuáticas en lagunas, etc. Para ello se define el área de conteo, luego se contabilizan los grupos y posteriormente se estima el número de individuos por grupo. El **método cartográfico** es una variante muy usada para especies de escasa densidad y que consiste en visitar una zona varias veces y posicionar en un mapa número de individuos, madrigueras, dormideros etc., con el objeto de conocer su distribución espacial. Una variante que mejora la exactitud de las estimaciones es la de **los dos censos simultáneos** que se basa en un simple cálculo de los términos de una binomial con $n = 2$. Un ejemplo interesante se encuentra la publicación de Tellería referido al conteo de elefantes.

Tellería (1986) en el capítulo dedicado a conteos directos diferencia y ejemplifica tres situaciones: a) Censos de unidades sociales; b) Censos de colonias de reproducción y c) Censos de concentraciones postreproductivas.

CONSIDERACIONES FINALES

Por el aporte que ellos brindan, se transcriben los **10 principios de Green (1979)**:

1. Es necesario precisar la pregunta que se intenta responder con la investigación. Los resultados serán tan coherentes como comprensible sea la concepción inicial del problema.
2. Han de tomarse unidades de muestreo replicadas en cada combinación de tiempo, localidad y cualquier otra variable controlada. Las diferencias entre las situaciones sólo pueden ser demostradas comparando las diferencias en los grupos.
3. Debe tomarse, para cada combinación de variables controladas, el mismo número de replicas seleccionadas aleatoriamente. Tomar unidades de muestreo en sitios *típicos* o *representativos* no es muestrear al azar.
4. Para comprobar que una condición produce efecto ha de muestrearse en una situación en la que se produzca la condición y en otra en la que no se produzca,

permaneciendo todo lo demás igual. Un efecto sólo puede ser demostrado por comparación con un control.

5. Es necesario realizar algunos muestreos previos para disponer de elementos para la evaluación del diseño de muestreo y de las posibles opciones de análisis estadístico. Saltar este paso por no disponer de tiempo produce a menudo una pérdida de tiempo.

6. Es necesario verificar que los instrumentos y métodos permiten muestrear la población que se desea, y poseen una adecuada eficacia y constante en todo el espectro de condiciones que pueden encontrarse. Las variaciones de eficacia en distintas situaciones producen sesgos al comparar estas.

7. Si el área de estudio presenta una *pattern* ambiental a gran escala, es necesario dividirla en subáreas relativamente homogéneas y muestrear en cada una de ellas proporcionalmente a su superficie. Si se intenta estimar la abundancia de organismos, el número de unidades de muestreo dependerá entonces de la proporción de individuos en cada subárea y no del tamaño de estas.

8. Es necesario verificar que la unidad de muestreo es adecuada al tamaño, la densidad y distribución espacial de los organismos que se están muestreando. Con ello puede estimarse el tamaño muestral necesario para obtener la precisión deseada.

9. Los datos han de ser probados para determinar: la normalidad, la homogeneidad de la varianza y la independencia de la media. Si no se produce esta situación, como ocurre en la mayor parte de los datos de campo entonces: (a) transformar apropiadamente los datos; (b) utilizar una prueba de distribución libre (no paramétrica); (c) utilizar un diseño de muestreo secuencial apropiado; ó (d) contrastar la H₀ con datos obtenidos por simulación.

10. Los datos deben analizarse con la técnica estadística elegida *a priori*. Unos resultados inesperados o no deseables no son una razón para rechazar una técnica y elegir otra *mejor*.

BIBLIOGRAFÍA

Cochran W. 1974. Técnicas de Muestreo. 4ª impresión. Compañía Editorial Continental, S.A. México . 507 p.

de Vries P.G. 1986. Sampling Theory for Forest Inventory. Springer-Verlag. 399 p.

Draper N. y H. Smith. 1966. Applied regression Analysis, Second Edition. John Wiley & Sons. 708 p.

Ferrando, J. A. P., Sendín, J. F. C. (2008, July 17). Ecología Metodológica y Cuantitativa Retrieved February 19, 2009, from Portal Web site: <http://ocw.um.es/ciencias/ecologia-metodologica-y-cuantitativa>.

Flores, B y A. Martínez, 2007. Monitoreo de aves del sotobosque en bosques con diferentes intensidades de aprovechamiento forestal. Proyecto BOLFOR / Instituto Boliviano de Investigación Forestal. Santa Cruz, Bolivia. Primera edición.

García O., 1995. Apuntes de mensura forestal. Universidad Austral de Chile. Facultad de Ciencias Forestales. web.unbc.ca/~GARCIA/unpub/mensura.pdf. 65p.

Green, R.H. 1979. Sampling design and statistical methods for environmental biologists. John Wiley & Sons. New York.

Hays R., Summers C. and Seitz W. 1981. Estimating Wildlife Habitat Variables. Fish and Wildlife Service FWS/OBS-81/47. U.S. Department of the Interior. 111 p.

Kangas A. and Maltamo Matti. Editores. 2006. Springer. ISBN-13 978-1-4020-4381-9 (e-book).

- Lötsch, Zöherer y Haller.** 1973. Forest Inventory. Vol. I.
- Maldonado, M., 2007.** Monitoreo de anfibios y reptiles terrestres en áreas de aprovechamiento forestal en bosques de Bolivia . Proyecto BOLFOR / Instituto Boliviano de Investigación Forestal. Santa Cruz, Bolivia Primera edición
- Mitchell K.** 2007. Quantitative Analysis by the Point-Centered Quarter Method. <http://people.hws.edu/mitchell/PCQM.pdf>
- Mostacedo B. Y T. Fredericksen.** 2000. Manual de métodos básicos de muestreo y análisis en ecología vegetal. BOLFOR. Santa Cruz de la Sierra., Bolivia. Edit. El País.
- Ojasti, J. y F. Dallmeier (editor).** 2000. Manejo de Fauna Silvestre Neotropical. SI/MAB. Series # 5. Smithsonian Institution/MAB Biodiversity Program, Washington D.C.
<http://nationalzoo.si.edu/ConservationAndScience/MAB/DOCUMENTS/SIMAB5.pdf>
- Painter Lilian, Damián Rumiz, Daniel Guinart, Robert Wallace, Betty Flores, Wendy Townsend.** 1999. TECNICAS DE INVESTIGACION PARA EL MANEJO DE FAUNA SILVESTRE. Manual del curso dictado con motivo del III Congreso Internacional sobre Manejo de Fauna Silvestre en la Amazonía, Santa Cruz de la Sierra, Bolivia. Documento Técnico 82/1999.
http://pdf.dec.org/pdf_docs/Pnacl875.pdf
- PNUMA.** 1992. Convenio sobre Diversidad Biológica.
- Prodan M., y R. Peters.** 1999. Mensura Ftal
- Prodan M.** Forest Inventory. 1973. Vol I y II.
- Rabinowitz A. 2003.** Manual de capacitación para investigación de campo y la conservación de la vida silvestre. Impreso en Bolivia. 237 p.
http://www.panthera.org/documents/WildlifeFieldResearchandConservationTrainingManualSPANISH_ARabinowitz.pdf
- Rudas, A.** 2008. Curso de Temas Especiales “Análisis y Evaluación del Hábitat Módulo: “Técnicas para el estudio de la Vegetación”. EL MUESTREO DE LA VEGETACIÓN FORESTAL.Universidad Nacional de Colombia. Sede Bogotá. Instituto de Ciencias Naturales.
- Sutherland J. W.** Editor. 1998. Ecological Census Techniques. A Handbook. Cambridge University Press. 336 p.
- Tellería Jorge, J.L.** 1986. Manual para el censo de los vertebrados terrestres. Editorial Raíces. Madrid. 278 p.
- Tellería, J. L.** Métodos de censos en vertebrados terrestres. <http://www.ucm.es/info/zoo/Vertebrados/censos.pdf>. Departamento de Biología Animal I. (Zoología de Vertebrados) Facultad de Biología, Universidad Complutense Madrid.
- Tressens S., Séller H. y Ferreira M.** (2000). Informe “Caracterización cuali y cuantitativa del estado inicial del bosque nativo. Área vegetación no arbórea 1”. Proyecto PIARFON Chaco subhúmedo.
<http://www.ambiente.gov.ar/archivos/web/PBVyAP/File/A3/PIARFON%20PCHsh/VEGETACION%20NO%20ARBOREA.pdf>
- URS Holdings.** 2007. Estudio de Impacto Ambiental Categoría III. Proyecto de Ampliación del Canal de Panamá. Tercer Juego de Esclusas