

Universidad Nacional Agraria La Molina

Facultad de Ciencias

Departamento de Biología



**«El Muestreo como Alternativa para
Evaluar Poblaciones de Vicuñas en
Pampas Galeras»**

**Tesis para optar el Título de
BIOLOGO**

Edgar Hugo Sánchez Infantas

LIMA - PERU

1986

INDICE

	<u>Página</u>
I. Introducción	1
II. Revisión Bibliográfica	4
III. Materiales y Métodos	7
3.1. Area de Trabajo	7
3.2. Operaciones de Campo	11
3.3. Operaciones de Gabinete	11
3.3.1. Cálculo de Tamaños de Muestras	12
3.3.2. Comparación de diseños	16
3.3.3. Comparación de tipos de estimador	17
IV. Resultados y Discusión	18
4.1. Variancias y errores standard	18
4.2. Medias y Variancias por Puestos, Sectores y la Zona de <u>In</u> fluencia en su conjunto.	21
4.3. Diseño Muestral: Muestreo por Puestos y Muestreo por Sectores.	22
4.4. Estratificación	25
4.4.1. Generalidades	26
4.4.2. Afijación en los estratos.	28
4.4.3. Construcción de estratos sobre base no geográfica.	32
4.5. Tipo de estimador	39
4.6. El Muestreo desarrollado en 1961.	45
V. Conclusiones y Recomendaciones	50
VI. Referencias Bibliográficas	54

RESUMEN

Después de haberse empleado durante mucho tiempo el conteo total como método para evaluar la población de vicuñas en Pampa Galeras (Ayacucho, Perú), se ensayó el muestreo.

Se encontró que un diseño muestral estratificado, considerando cada Puesto de Manejo como un estrato, permite reducir los costos operativos de la evaluación en un 50%, produciendo estimados con suficiente precisión: Límites de Confianza iguales a $\pm 10\%$ del parámetro estimado. La afijación de la muestra en cada estrato se hizo usando el criterio de la afijación óptima, pues generaba errores standard algo menores que la afijación proporcional.

Aún cuando las unidades muestrales son de distinto tamaño, no se puede hacer un uso extensivo de los estimadores de razón, pues no siempre la correlación entre el tamaño de la unidad muestral y el número de vicuñas que contiene, es lo suficientemente alta como para producir ganancias de precisión. Esto último parece ser consecuencia de que las vicuñas no muestran una distribución uniforme en el terreno que ocupan.

I. INTRODUCCION

La evaluación de la población de vicuñas en Pampa Galeras se hizo tradicionalmente mediante el conteo total habiéndose perfeccionado sucesivamente su técnica hasta llegar en 1980 a realizar un mapeo completo.

Sin embargo, la sucesiva ampliación del ámbito de trabajo desde aproximadamente 6,500 hectáreas en 1968 hasta más de medio millón en 1980, implicó que cada vez se necesitara dedicar mayores recursos económicos, humanos y de tiempo a este operativo.

Esta situación llevó a pensar en alguna alternativa al conteo total que permitiese rebajar los costos operativos de la evaluación y reducir el tiempo y el personal dedicados a la misma. La necesidad de esta alternativa se hace más patente al considerar que fuera de Pampa Galeras existen áreas con vicuñas cuya superficie es mucho mayor. Así por ejemplo, en el Departamento de Puno existen más de un millón de hectáreas que poseen vicuñas y que deben ser evaluadas. La situación es semejante en el Departamento de Junín.

El muestreo como alternativa fue propuesto en principio por la Comisión UICN-WWF (Norton-Griffiths, Torres 1980)

que evaluó el censo terrestre desarrollado en Pampa Galeras.

Siguiendo las recomendaciones de la citada Comisión y utilizando la información del conteo total desarrollado en 1980 se analizaron las posibilidades de emplear el muestreo en Galeras, informándose de los resultados en el presente trabajo.

Los objetivos del mismo fueron:

- Calcular los tamaños de muestra necesarios para obtener una precisión tal que los límites de confianza del parámetro estimado - media o total - sean menores o iguales al 10% de sí mismo.
- Comparar las dos estrategias de muestreo sugeridas por la Comisión UICN-WWF: Muestreo por Puestos y Muestreo por Sectores, evaluando sus ventajas y desventajas.
- Analizar la factibilidad de emplear un diseño muestral estratificado usando los Puestos como estratos.
- Comparar la precisión lograda con un estimador simple con la correspondiente a un estimador de razón del tipo "y/x" donde: "y" número de vicuñas de una unidad muestral, "x" superficie de la misma unidad muestral.

Los resultados obtenidos se usaron para llevar a cabo un muestreo en 1981 en la denominada Zona de Influencia

de Pampa Galeras (442411 hectáreas) de cuyos resultados también se informa en el presente trabajo.

II. REVISION DE LITERATURA

La vicuña (Vicugna vicugna, Molina 1782) camélido silvestre que habita en la puna ha sido objeto de una serie de investigaciones que comprenden tanto la biología básica de la especie como aspectos relacionados con su manejo.

Koforã (1957) en su clásica monografía hace una descripción bastante detallada de la especie, así como de su medio ambiente.

Las cuestiones referidas a la organización social también han recibido atención, tanto en sus aspectos biológicos básicos (Bosch, Svendsen, 1983) como en los que tienen que ver específicamente con las operaciones de censo (Hormann, Otte, 1977). En este último trabajo, los autores revisan las características de dimorfismo sexual, movimientos, organización en grupos y aún cuando al referirse a los aspectos operativos del censo lo hacen pensando exclusivamente en un conteo total, mucho de lo que plantean es también aplicable al muestreo.

Debe decirse además que descripciones detalladas de las acciones del censo se tienen tanto en los Planes Operativos respectivos (Foces, 1980; Sánchez, Hoces, 1981)

como en los informes finales correspondientes (Brack, Hoces, Sotelo, 1981; Hoces, Sánchez, 1981).

En relación al muestreo en sí, el texto de Cochran (1980) presenta un análisis de los fundamentos mismos de esta parte de la estadística, así como una descripción de las principales técnicas involucradas sea a nivel de diseños o a nivel de estimadores.

Eberhardt (1978) hace una revisión de los problemas que representa la aplicación del muestreo a poblaciones animales, analizando problemas tales como la determinación de los tamaños de muestra para los diferentes tipos de estudios poblacionales. Así mismo, provee información acerca de la variabilidad hallada en estimaciones de la abundancia de diversas poblaciones que van desde peces hasta mamíferos. De otro lado, se tienen reportes de investigaciones más concretas tales como los de Abrahamson (1969) en el muestreo de Enchytraeidos (Olygochaeta) y Barryman (1968) en Scolytidos.

En relación al muestreo en vicuñas, Eltringham (1980) es el primero en usarlo en Pampa Galeras en su versión de muestreo aéreo y aún cuando existe relativamente bastante información acerca de esta técnica (Canghley, 1978; Norton-Griffiths, 1978) cometió errores de tal magnitud-

específicamente en lo que a exactitud se refiere- que su trabajo generó una serie de réplicas (Hofmann, Otte, 1980). Finalmente, se terminó por formar una Comisión de la Unión Internacional para la Conservación de la Naturaleza (UICN) y el Fondo Mundial para la Vida Silvestre (WWF) que examinó en el campo las características del trabajo de Eltringham señalando sus errores y descalificándolo. Al mismo tiempo, esta Comisión (Norton-Griffiths, Torres, 1980) analizó las posibilidades de realizar un muestreo terrestre, tomando como base la información del censo de 1979. Han sido los análisis de esta Comisión, así como sus recomendaciones las que se han tomado como punto de partida del presente trabajo, aún cuando se ha preferido usar los resultados del Censo de 1980 (Brack, Hoces, Sotelo, 1981) y no los de 1979, por su mayor precisión y por corresponder a un Censo que se realizó mapeando la zona de trabajo. Dado que la Comisión en referencia recomendó realizar un muestreo por Puestos de Manejo y emplear un estimador de razón en lugar de uno simple, son estos los puntos que con mayor interés se analizan.

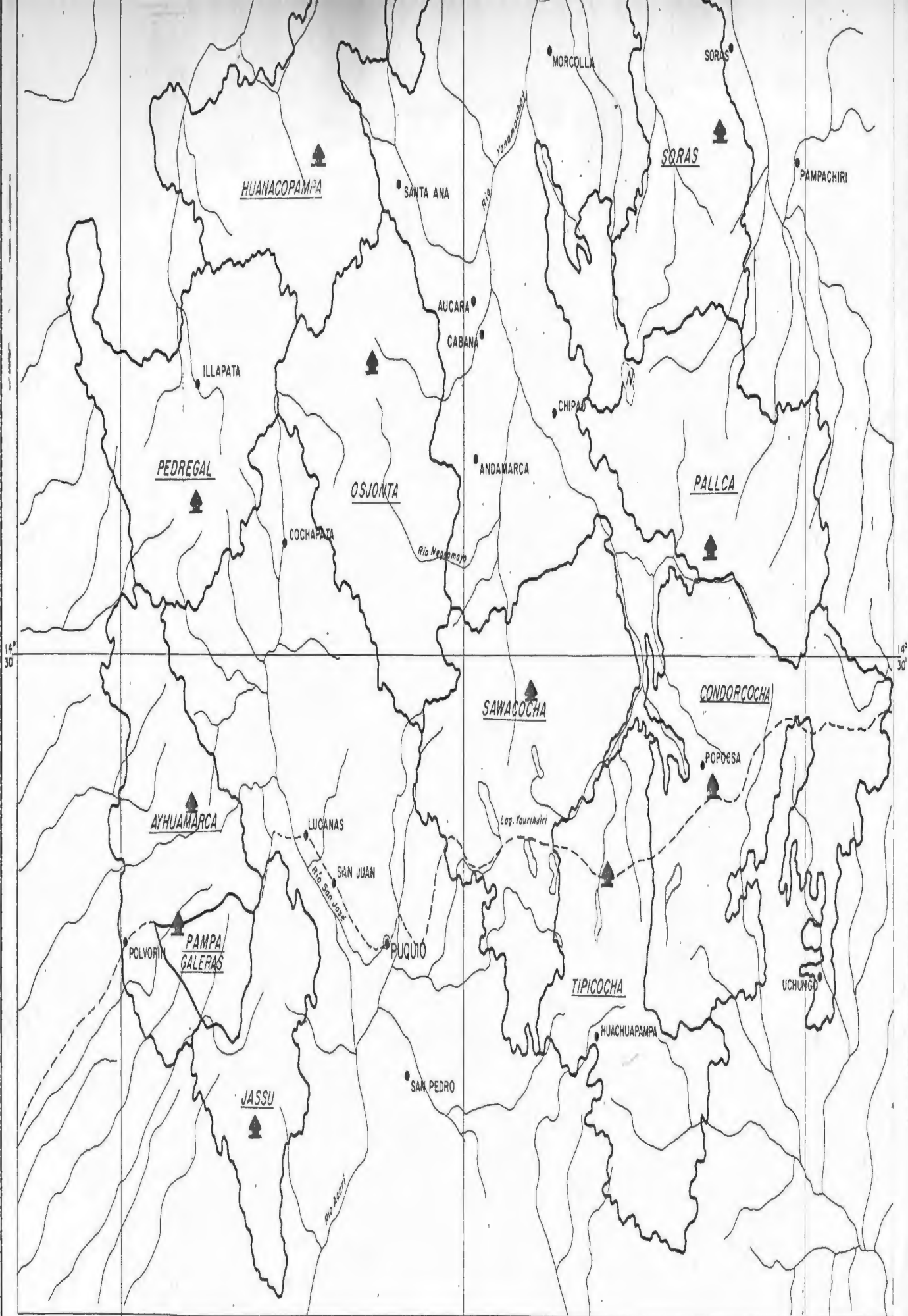
Finalmente, debe decirse que un tratamiento más detallado de la información bibliográfica mencionada se hace al tratar los problemas del tamaño de muestra, el tipo de estimador y la estratificación en el punto correspondiente a métodos.

III. MATERIALES Y METODOS

3.1. Area de Trabajo

El Sub-Proyecto Pampa Galeras del Proyecto Especial "Utilización Racional de la Vicuña (PEURV)" tiene una superficie total de 516,137 hectáreas ubicadas en el Departamento de Ayacucho (Fig. 1). Está dividido, por razones de trabajo, en dos zonas: La Zona Nuclear que comprende la Reserva Nacional Pampa Galeras y los Puestos de Manejo de Jassu y Aynumarca extendiéndose sobre un total de 73,726 Has; y la Zona de Influencia que se extiende sobre 442,411 Has. y comprende 9 Puestos de Manejo agrupados en dos sectores: Sector Condorcocha y Sector Huanacopampa. Se encuentra por completo en la Región Ecozoogeográfica denominada Puna y Altos Andes (Brack, 1976).

En principio la alternativa del muestreo se evaluó en la Zona de Influencia puesto que su extensión relativamente grande hacía necesario emplear técnicas que permitiesen reducir la cantidad de recursos económicos y humanos destinados a su evaluación. Por su parte en la Zona Nuclear el conteo total no se presenta como alternativa viable pues a más de ser relativamente pequeña y accesible, es posible calcular la precisión del operativo mediante un censo como ya se hizo anteriormente (Hoces, Sánchez, 1981).



74° 30'

74° 00'

73° 30'

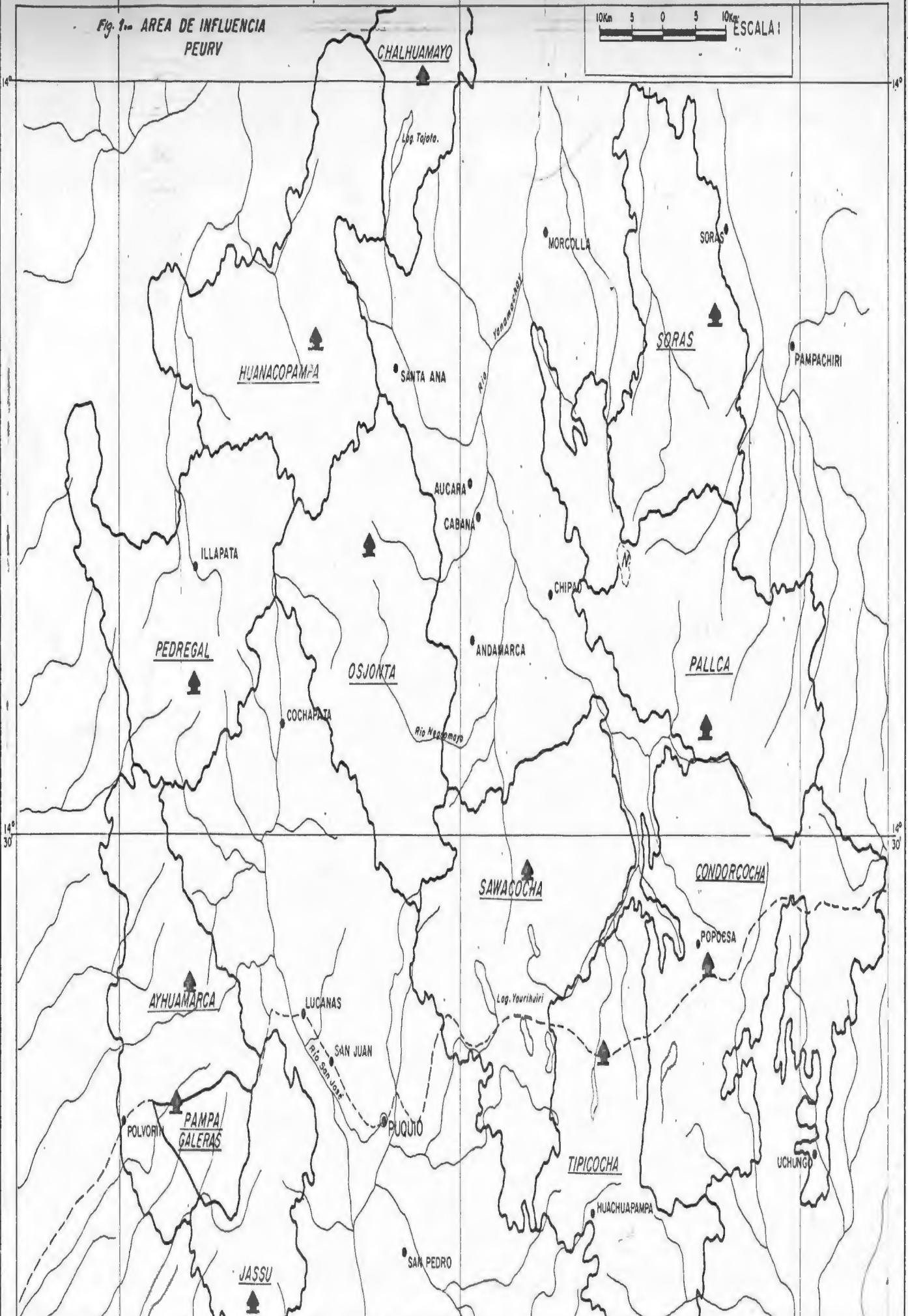
74°30'

74°00'

73°30'

Fig. 1. AREA DE INFLUENCIA PEURV

10Km 5 0 5 10Km ESCALA:



CHALHUAMAYO

Lga. Tojoto.

MORCOLLA

SORAS

HUANACOPAMPA

SANTA ANA

SORAS

PAMPACHIRI

ILLAPATA

AUCARA

CABANA

PEDREGAL

ANDAMARCA

OSJONTA

PALLCA

COCHAPATA

Rio Nagomayo

CHIPAO

SAWACOCHA

CONDORCOCHA

POPOESA

AYHUAMARCA

LUCANAS

Lga. Yourihiri

SAN JUAN

POLVORIN

PAMPA GALERAS

PUQUITO

TIPICOCHA

UCHUNGO

HUACHUAPAMPA

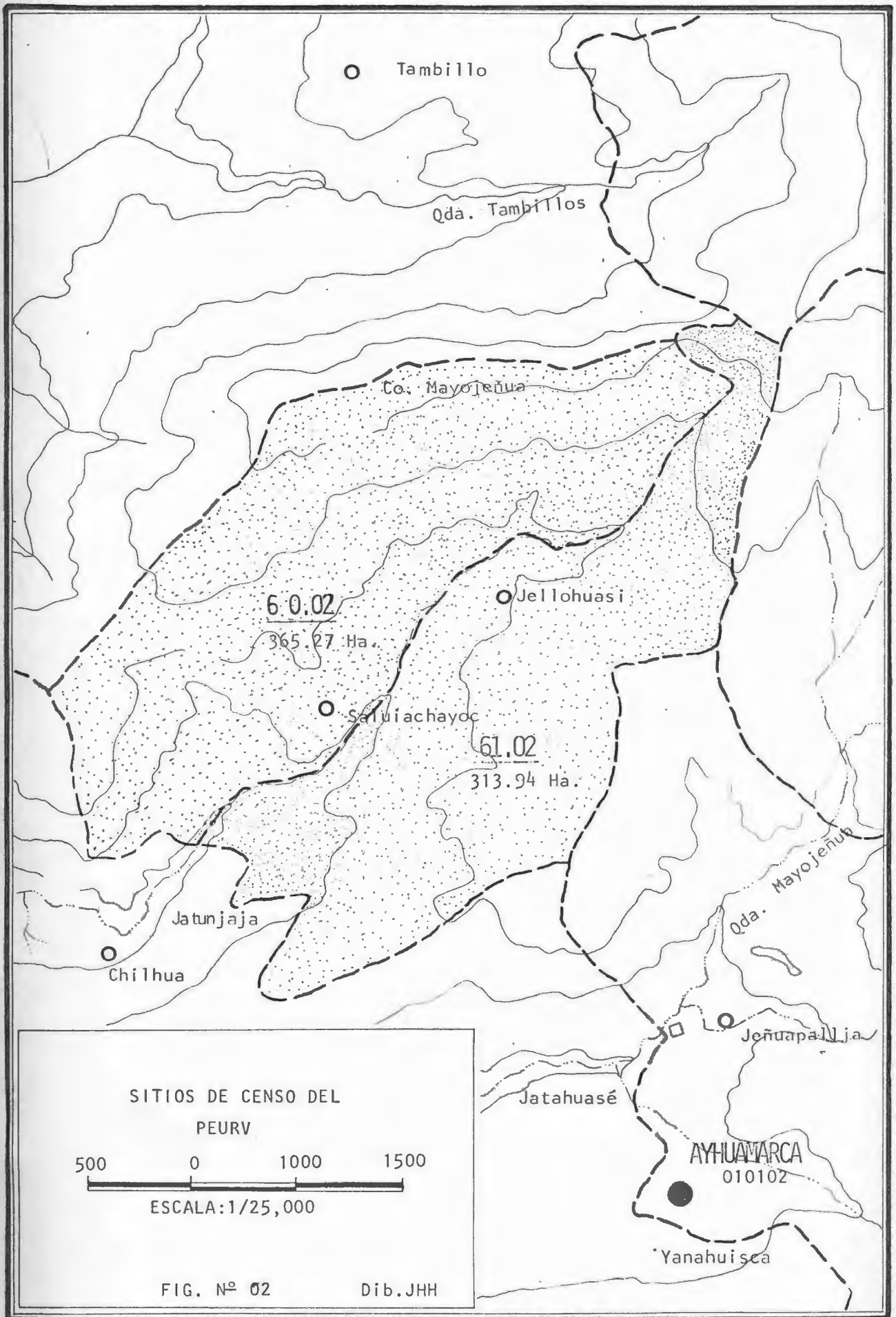
JASSU

SAN PEDRO

Debe mencionarse que cada Puesto de Manejo está conformado por un número determinado de sitios, los mismos que se han utilizado como unidades muestrales constituyendo su relación el Marco Muestral. El sitio, que viene a ser la unidad mínima de conteo está constituido por unidades topográficas, tales como pequeños valles o laderas delimitadas por accidentes de preferencia naturales -quebradas o crestas de cerros- que se constituyen en barreras que dificultan los movimientos de las vicuñas, lográndose con esto que el número de vicuñas en cada sitio sea relativamente estable. Cada sitio así definido corresponde un tanto a lo que en ocasiones se denominó "parcela" (Hotmann, Otte, 1977).

Cada sitio tiene un nombre y un número y además se encuentra debidamente mapeado (escala 1/25,000) lo que permite identificarlo en el campo (Fig. 2).

Como anteriormee se dijo, el muestreo se ensayó para la Zona de Influencia; en la Tabla Nº 1 se proporciona la información de número, nombre y extensión de Puestos de Manejo por Sector, así como el número de sitios por Puesto para la Zona de Influencia.



3.2. Operaciones de Campo

Las operaciones de campo que se usaron para realizar el muestreo son en esencia semejantes a las de un conteo total. Se ubica cada sitio en el campo mediante los mapas, y se procede a contar todas las vicuñas del mismo registrando la información en formatos ya establecidos; se cuenta, para esta operación con binoculares 8 x 30.

La diferencia fundamental está en que en el muestreo no se evalúan todos los sitios sino sólo una parte de ellos, los mismos que se seleccionaron al azar como se detalla más adelante.

3.3. Operaciones de Gabinete

Contándose con la información del conteo total con mapeo, realizado en 1980 se usó esta información para la evaluación de los distintos diseños muestrales, así como para la planificación del muestreo desarrollado en 1981, incluyendo la fase de campo de toma de datos.

Es conveniente señalar que el presente trabajo concierne sólo a la precisión de los diseños y/c estimadores de modo que en ningún caso se hace especial referencia a la exactitud de los mismos, aún cuando existen

algunos ejemplos sobre evaluación de exactitud de diseños muestrales (Berryman, 1968).

No se optó por desarrollar este trabajo por que parece ser muy probable que el muestreo tenga el mismo sesgo que el conteo total tradicional pues el método de conteo es básicamente el mismo, existiendo para el conteo total una aproximación preliminar a su exactitud (Norton-Griffiths, Torres, 1980) indicándose que ésta es satisfactoria aún cuando podría haber una tendencia a subestimar los totales. En todo caso, se buscó que se eliminen las fuentes de errores sistemáticos (generadores de inexactitud) derivadas de los contadores de los respectivos equipos de censo. Los resultados de ésta "evaluación de los contadores" mostraron que no había diferencias significativas entre los tres contadores seleccionados para participar en el muestreo (Hoces, Sanchez, 1981).

3.3.1. Cálculo de Tamaños de Muestra

Se trata de calcular cual es el tamaño de muestra (n) apropiado para obtener la precisión deseada (expresada como amplitud del Intervalo de Confianza) para un Nivel de Confianza prefijado. La expresión usada para el cálculo de los Límites de Confianza es:

(1) L.C. = $\pm Z S_{e\bar{y}}$ donde: L.C. : Límites de confianza.

Z : Valor de la distribución normal standard para el nivel de confianza deseado.

$S_{e\bar{y}}$: Error standard de la media.

(2) $S_{e\bar{y}} = \sqrt{\frac{S^2}{n}}$ donde: S : Desviación standard.

n : Tamaño de muestra.

Asumiendo que la distribución de la población sea normal se llega a la siguiente expresión para el tamaño de muestra (Cochran, 1920).

(3) $n = \left[\frac{Z S}{d} \right]^2$ donde: d : Valor deseado para el intervalo de confianza.

Esta aproximación es válida como ya se dijo, sólo para valores de "n" superiores a 30 unidades muestrales pues emplea la distribución normal standard (Z) y para poblaciones muy grandes pues no considera al factor de corrección por población finita (c.p.f.). Estas condiciones no siempre se cumplen con poblaciones de Vicuñas, por lo que esta aproximación es de valor restringido.

Cochran (1980) considera el caso de poblaciones finitas, derivando una fórmula para "n" a partir de la expresión correspondiente al error standard para el muestreo de poblaciones finitas:

$$(4) S_{e_y} = \left(\sqrt{\frac{s^2}{n}} \right) \left(\sqrt{\frac{N-n}{N}} \right)$$

donde : N : Número de Unidades Muestrales en la población.

n : Número de Unidades Muestrales en la muestra.

Como que la expresión analítica para "n" es un tanto compleja, el referido autor recomienda calcular "n" en dos fases:

$$(5) n_0 = \frac{z^2 s^2}{d^2} \quad n_0 : \text{Valor preliminar para n.}$$

$$(6) n = \frac{n_0}{1 + (n_0/N)} \quad n : \text{Valor definitivo.}$$

Este procedimiento es el mismo que recomienda Freese (1978). Sin embargo, como la menciona Eberharat (1978), cuando el tamaño esperado de "n" es menor de 30 se debe usar una distribución de "t" de Student en lugar de Z. Ahora bien, como los valores de "t" dependen de los grados de libertad (n-1) valor éste que no conocemos pues no conocemos "n", se tiene que optar por una solución iterativa.

Norton-Griffiths y Torres (1980) utilizan una alternativa a la solución iterativa. En efecto, calculan valores de "n" no para obtener directamente valores para el intervalo de confianza sino para obtener determinados valores del error standard a partir de los cuales y en un siguiente momento calculan intervalos de confianza.

A modo de aproximación se puede considerar que el valor de "Z" en la expresión (1) es muy cercano a 2 para un nivel de confianza de 95% de modo que si se desean Límites de Confianza menores o iguales al 10% de la media esto equivaldrá a calcular un valor de "n" para que el error standard " $Se \bar{y}$ " sea menor o igual al 5% de la media.

Así de (4) se tiene:

$$(7) n = \frac{N S^2}{V - N + S^2} \quad \text{donde: } V: \text{Cuadrado del Máximo valor permitido para el Error standard de la media.}$$

En general, se ha trabajado con Niveles de Confianza de 95%.

Hay un problema, en el cálculo de "n", derivado del hecho de que existe más de una variable a estimar en cada caso. Así, a más de estimar el promedio

de vicuñas por sitio en un sector (o el total correspondiente= se necesita estimar la composición de ese total, es decir cuantos machos, hembras, crías, machos de tro-pillas y solitarios integran ese total. Esto aumenta el número de variables a estimar. Por esto, se ha considerado que la variable "número de vicuñas por sitio" es la principal, usando sus promedios y varianzas para el cálculo de los tamaños de muestra. En general, la correlación entre esta variable y las otras derivadas de la población de vicuñas es suficientemente alta de modo que los tamaños de muestra requeridos por todas las variables son muy semejantes.

3.3.2. Comparación de Diseños

El criterio que se ha usado para comparar los diseños entre sí, ha sido la comparación de sus errores standard respectivos para un tamaño de muestra constante. Como alternativa, se usó la comparación de tamaños de muestra requeridos por cada diseño para una precisión dada expresada como intervalo de confianza. Se entiende que entre dos diseños dados será mejor aquel que dé menores errores standard para un mismo tamaño de muestra.

Este mecanismo se siguió tanto al comparar diseños distintos, como cuando se compararon varian-

tes de un mismo diseño. Este último caso se presentó al comparar las afijaciones proporcional y óptima en el muestreo estratificado.

3.3.3. Comparación de Tipos de Estimador

En principio se tienen dos tipos de estimadores que se pueden usar para estimar el número de vicuñas por sitio. El primero de ellos es el estimador simple tal como se estuvo viendo hasta ahora. El segundo es el estimador de razón en el que no se trabaja sólo con una variable sino con dos bajo la forma y/x . Este tipo de estimador fue sugerido por Norton-Griffiths y Torres (1980) considerando que los sitios son de distinto tamaño.

Para evaluar la utilidad de cada estimador, se los comparó usando en principio el mismo criterio ya establecido, es decir comparando los errores standard que dan para un tamaño de muestra fijo de ante mano.

Se analizaron además los valores del coeficiente de correlación entre "x" o "y" para varios Puestos, pues de esto depende la ganancia en precisión que puede dar un estimador de razón.

IV. RESULTADOS Y DISCUSION

4.1. Varianzas y Errores Standard

El comportamiento del error standard de una media o un total en relación al tamaño de muestra ha sido descrita, entre otros, por Norton-Griffiths (1978). En general se tiene una disminución del error standard conforme aumenta el tamaño de muestra. Esta disminución, que es explicable tanto a partir de la ecuación (2) como de la ecuación (4), es en principio notable disminuyendo posteriormente, de modo progresivo hasta que superado cierto punto crítico cualquier incremento del tamaño de muestra no reporta beneficio apreciable, es decir no se nota una disminución sustantiva del error standard.

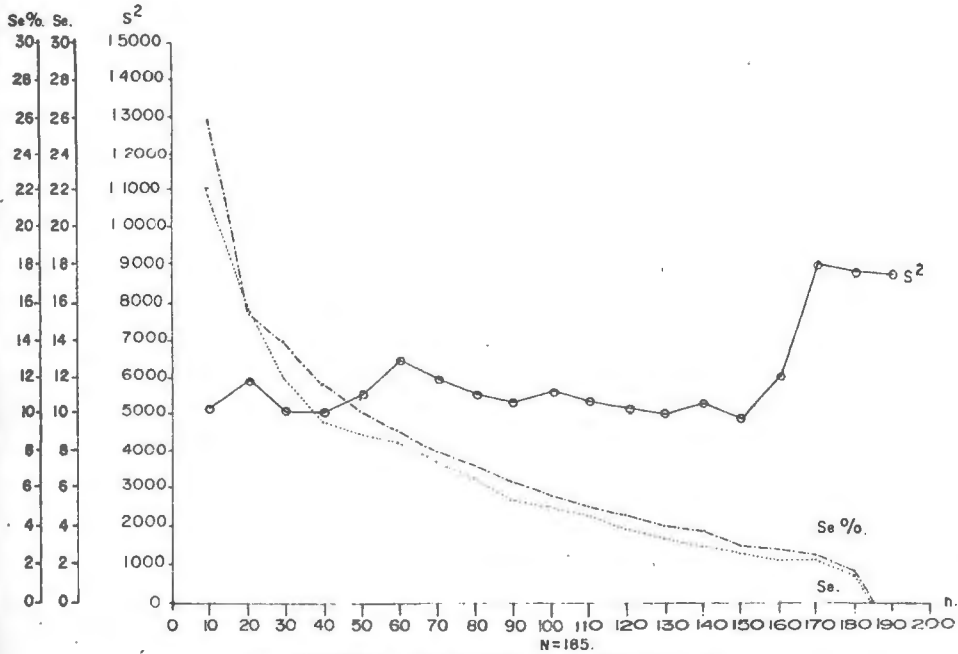
Este comportamiento también se da en el caso de poblaciones de vicuñas. Para probarlo, se utilizaron los datos de la variable vicuñas/sitio del Sector Huanaco-pampa obtenidos en el conteo total de 1980.

Sobre un total de 185 unidades muestrales (sitios) en todo el sector referido, se procedió a extraer muestras de tamaño sucesivamente mayor desde $n=10$ hasta $n=N$, computándose el valor de la varianza y error standard,

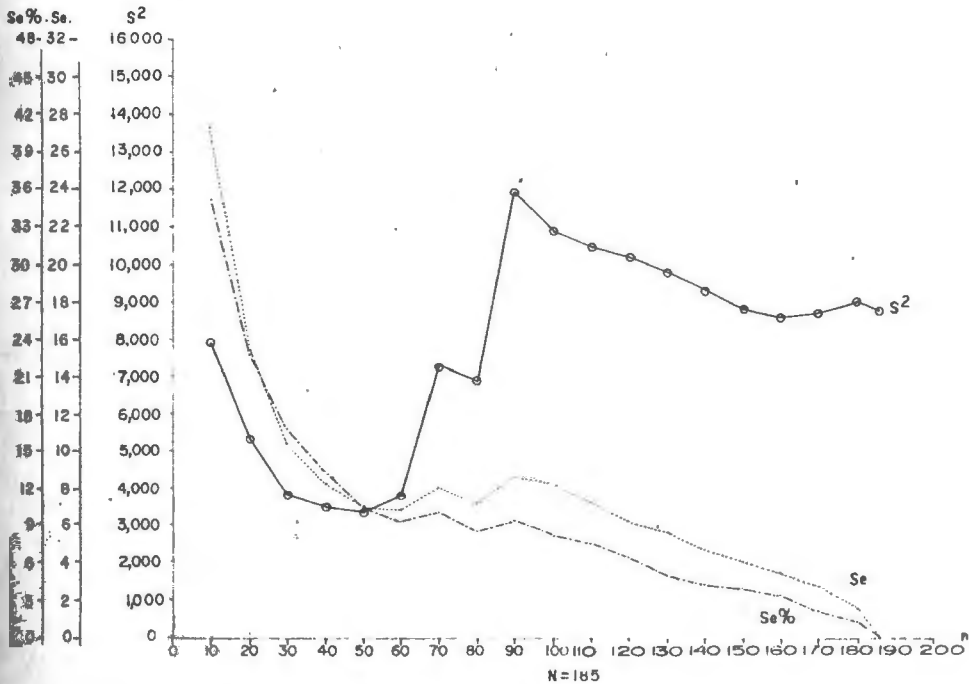
expresado también como porcentaje de la media, correspondientes a cada tamaño de muestra. Los resultados se muestran en la Fig. 3 (A y B). En ambos casos se puede notar el comportamiento aludido, pudiéndose notar además que el mismo es relativamente independiente del comportamiento de la varianza. En efecto al comparar la Fig. A con la B se nota que la varianza fluctua de modo distinto, a pesar de lo cual el error standard especialmente si está expresado como porcentaje de la media - tiene básicamente el mismo comportamiento. De esto, podría derivarse que el error standard depende más de "n" que la varianza y por lo tanto aún cuando no se tengan estimados muy precisos de la varianza, el error en que se incurra al calcular los tamaños de muestra no sería muy grande, siendo este resultado útil especialmente en lugares en los que por no tener información previa acerca de las varianzas, no sea posible hacer más que estimaciones aproximadas. En esta categoría caen prácticamente todos los lugares que tienen vicuñas fuera de Pampa Galeras.

Al respecto, Freese (1978) menciona el problema de la estimación de la varianza dando entre las alternativas para su solución: la suposición de un valor para la misma en base a los conocimientos que se tengan de la población a evaluar o la realización de un pre-

Fig. 3.- COMPORTAMIENTO DE LAS VARIANZAS Y ERRORES STANDARD EN RELACION A LOS TAMAÑOS DE MUESTRA. VARIABLE Y = vic/sitio. SECTOR HUANACOPAMPA



A.- PRIMERA SECUENCIA DE EXTRACCION



B.- SEGUNDA SECUENCIA DE EXTRACCION

muestreo para obtener un estimado previo de la varianza. Esta última alternativa discutida en mayor detalle por Cochran (1980) bajo la modalidad de muestreo en dos fases, es la que probablemente sea la más aplicable a las poblaciones de vicuñas fuera de Galeras.

4.2. Medias y Variancias por Puestos, Sectores y la Zona Influencia en su conjunto.

Utilizando los datos del conteo total realizado en 1980 se procedió a calcular los valores de las medias, variancias y coeficientes de variabilidad por Puesto de Manejo (Tabla Nº 2), por Sectores (Tabla Nº 3) y para la Zona de Influencia en su conjunto (Tabla Nº 4); en todos los casos la variable en estudio es "y = número de vicuñas/sitio".

De otro lado se consignan sólo los valores de variancias y medias más no de totales pues estos son calculables a partir de la información proporcionada ($Y = N\bar{y}$).

En relación a los coeficientes de variabilidad (C. V.), es interesante notar que en general tienen su valor más bajo al tratarse de Puestos, aumentano al pasar a Sectores y creciendo más aún al considerar toda la Zona de Influencia. Esto significa que la Zona de In-

fluencia en su conjunto es más variable que cualquiera de los Sectores que contiene y estos a su vez son más variables que sus correspondientes Puestos.

Ahora bien, cualquier sistema que agrupe sitios homogéneos -es decir con un número de vicuñas/sitio muy similar entre ellos- disminuirá la variabilidad al interior de cada uno de estos grupos siendo por tanto inferior a la variabilidad global. Se cumple entonces la condición ideal para la estratificación constituyéndose cada grupo en estrato. De este modo, el comportamiento de los C.V. nos indica que es posible emplear a los Puestos de Manejo con fines de estratificación.

4.5. Diseño Muestral: Muestreo por Puestos y Muestreo por Sectores.

Al hacer el análisis del Censo en Pampa Galeras, Norton-Griffiths y Torres (1960) plantean la implementación de un sistema de muestreo. Los referidos autores, ensayaron dos alternativas: Muestreo independiente al interior de cada Puesto y muestreo al interior de los Sectores ignorando los Puestos que contienen; calcularon tamaños de muestra y encontraron tasas de muestreo de alrededor de 50% para ambos casos concluyendo que es conveniente emplear el muestreo por Puestos pues da más información y con mayor precisión.

Ahora bien los mencionados autores usaron - para su simulación muestral- los datos del censo 1979, recomendando se repita el ejercicio con los resultados del censo 1980. Se ha seguido esta recomendación encontrando resultados un tanto diferentes como se menciona a continuación.

En principio, se evaluaron no sólo las dos alternativas planteadas sino también una tercera que ignora a los Puestos y a los Sectores considerando a toda la Zona de Influencia como una sola unidad.

Utilizando la información de medias y variancias de las Tablas Nº 2, 3 y 4 se procedió a calcular los tamaños de muestra utilizando la expresión (4), buscando en todos los casos que el error standard de la media sea menor o igual al 5% de sí misma, es decir satisfaciendo:

$$S_e \bar{y} \leq Y (0.05)$$

Además de calcular el tamaño de muestra apropiado (n) también se calculó la tasa de muestreo correspondiente ($f = n/N$), habiéndose obtenido los resultados que se muestran en las Tablas Nº 5, 6, 7 y 8. El Muestreo por Puestos genera tasas de muestreo que en ningún caso son

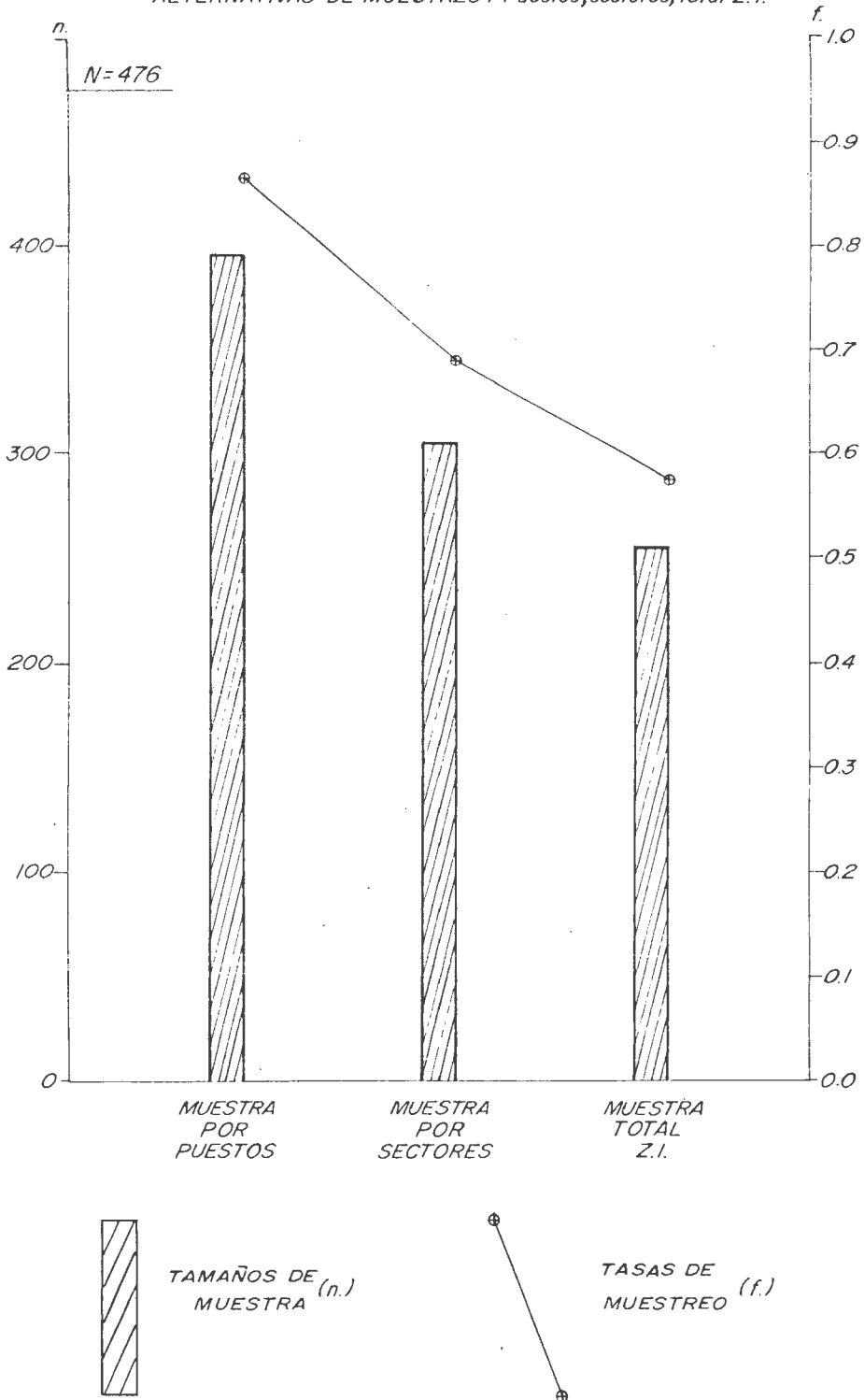
menores a 78%, obteniéndose una media ponderada de 83.57%. Al pasar al muestreo por sectores la situación mejora ya que la media ponderada de las tasas de muestreo baja a 64.29%; si finalmente se considera a toda la Zona de Influencia como una unidad que no diferencia entre Sectores o Puestos, la tasa de muestreo alcanza su mínimo valor (53.58%). (Fig. 4).

En términos prácticos, no conviene realizar un muestreo que requiera tasas superiores al 80% -como es el caso del muestreo por Puestos- pues no contribuye significativamente a una reducción de los costos. En el lado contrario, el tomar a toda la Z.I. como una sola unidad genera tasas que prácticamente reducen los costos operativos a la mitad.

Estos resultados son diferentes a los obtenidos por Norton-Griffiths y Torres (1980).

Ahora bien, es posible explicar y apreciar en la Fig. Nº 4 el comportamiento de las tasas de muestreo si se recuerda -como se muestra (Fig. 3)- que superado cierto tamaño de muestra el error standard prácticamente se hace constante salvo el caso en que se de $n = N$ situación en que automáticamente se hace cero. Esto significa que a partir de ese punto, los tamaños de muestra re

Fig. N° 4.- TAMAÑO DE MUESTRA Y TASAS DE MUESTREO BAJO TRES ALTERNATIVAS DE MUESTREO : Puestos, sectores, total Z.I.



queridos para una precisión dada se hacen prácticamente constantes. En estas circunstancias, si el universo o marco muestral del que se extrae "n" crece, la tasa de muestreo "f" decrece. Es decir, mientras más grande sea el marco muestral, menor será la tasa de muestreo, resultado obvio si se recuerda que $f = n/N$:

Esto es lo que sucede al pasar del Muestreo de Puestos-con valores de "N" para cada Puesto relativamente pequeños- al muestreo de Sectores y más aún si se toma a toda la Z.I. en su conjunto en cuyo caso "N" es sustancialmente mayor. Este comportamiento se presenta, no obstante la variabilidad de toda la Z.I. es mayor que la variabilidad al interior de cada Puesto (Tablas Nº 2, 3 y 4).

Lógicamente tasas de muestreo menores significan mayor ahorro a nivel de Costos por lo que constituyen una situación deseable.

Por tanto y en base a estos resultados sería recomendable optar por una estrategia de muestreo que considere a toda la Z.I. como una unidad ya que sólo esta alternativa disminuye lo suficiente los costos operativos como para hacer viable el muestreo.

4.4. Estratificación

4.4.1. Generalidades

Como se vio en la Sección ^{4.2} 4.2 el comportamiento de los Coeficientes de variabilidad a nivel de Puestos de Manejo sugería que estos podrían ser usados para desarrollar un Plan de Estratificación. En efecto, todo indicaba que la variabilidad al interior de los Puestos era menor que la variabilidad global de todo el Sector. Al respecto y en relación a la construcción de estratos para muestrear poblaciones de Enchytraeidos Abrahamsen (1969) comenta: "... el tamaño de los estratos debería ser ajustado para hacer que el cuadrado medio entre estratos exceda al cuadrado medio al interior de los mismos...". Esta condición es satisfecha por los Puestos de Manejo.

Por lo demás, esto es un indicador de que la homogeneidad de cada estrato servirá para disminuir los errores standard de los estimados siendo esto -en última instancia- el objetivo de toda estratificación. Así, Berryman (1968) encuentra una mejora sustancial de la precisión al recurrir a la estratificación en el muestreo de Scolytidos en lugar de usar el muestreo aleatorio simple.

Cochran (1980) explica que un muestreo estratificado producirá ganancias en precisión si los estratos son homogéneos internamente, pues de lo contrario podría no haber ganancia y si más bien incremento del error. Esta misma recomendación la hace Norton-Griffiths (1978) al referirse al conteo de grandes animales.

Se ha visto que los Puestos satisfacen esta condición aún cuando en su delimitación se habían empleado criterios geográficos fundamentalmente referidos a facilidades logísticas y estratégicas para la vigilancia y no precisamente un criterio de homogeneidad estadística interna. Debe mencionarse que estos límites se comenzaron a fijar algunos en 1974 ó 1975 y recién se comenzó a pensar en el muestreo en 1980. Por lo tanto, los Puestos son estratos geográficos antes que estratos matemáticos. Más adelante se amplía este comentario.

Cuando en 1981 se comenzó la implementación del muestreo, se buscó de trabajar con un universo lo más grande posible para obtener tasas de muestreo bajas. Se hubiese podido trabajar con la Zona de Influencia en su conjunto pero se quería tener información suficientemente precisa (Límites de Confianza $\leq 10\%$ del estimado) a nivel de Sector deseándose además obtener

Puede verse que estratos más grandes recibirán un tamaño de muestra más grande en tanto que los más pequeños recibirán una cuota más pequeña de la muestra total. La ventaja de este tipo de afijación es la relativa sencillez de los cálculos necesarios para evaluar tanto la media como su error standard. En efecto, la media general es simplemente una media ponderada en tanto que el error standard viene dado por la siguiente expresión (U.S. Bureau of Census):

$$(9) \quad \text{Se } \bar{y} = \sqrt{\left(\frac{N-n}{Nn}\right) \left(\frac{1}{N} \sum N_i S^2_i\right)}$$

De otro lado se tiene la Afijación Óptima llamada también de Neyman - que distribuye la muestra en cada estrato en función no sólo a su tamaño sino también a su varianza, de modo que serán más intensamente muestreados los estratos más grandes y más variables. Esta afijación fue desarrollada como lo señala Cochran (1980) - para minimizar el error standard de la media estimada y teóricamente da errores standard más pequeños que la afijación proporcional especialmente cuando la estratificación está bien hecha - en términos de homogeneidad interna - y cuando las varianzas difieren sensiblemente entre los estratos.

Como una aproximación a esta afijación Norton-Griffiths (1978) recomienda que dado que normalmen-

te existe asociación entre la media de un estrato y su correspondiente varianza, la afijación en cada estrato debería hacerse proporcional a la media de lo mismo.

En la afijación óptima, el tamaño de muestra correspondiente a cada estrato está dado por:

$$(10) n_i = \left(\frac{S_i N_i}{\sum S_i N_i} \right) n$$

donde : N_i = tamaño del estrato i

S_i = desviación standard del estrato i .

n = tamaño total de muestra.

n_i = tamaño de muestra para el estrato i .

Además la expresión para el cálculo del error standard de la media es la siguiente (U.S. Bureau of Census):

$$(11) \text{ Se } \bar{y} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum \left(\frac{N_i S_i}{N} \right)^2 - \frac{\sum N_i S_i^2}{N^2}}$$

Se procedió a probar los dos tipos de afijación en cada Sector, evaluándose luego sus errores standard respectivos.

El tamaño de muestra correspondiente a cada Puesto bajo las dos alternativas de afijación se da

en las Tablas Nº 9 y 10 notándose que tanto en Condorcocha como en Huanacopampa existen diferencias marcadas entre ambas. El tamaño total de muestra de cada Sector fue determinado previamente y con la información correspondiente al Sector como Unidad.

Se procedió luego al cálculo de los errores standard correspondientes a las dos alternativas de afijación usando las expresiones (9) y (11) obteniéndose los resultados de la Tabla Nº 11.

En ambos Sectores el error standard óptimo es inferior al Proporcional siendo la magnitud del primero hasta un 23% menor que el segundo; por lo tanto puede decirse que la afijación óptima produce errores standard suficientemente más pequeños que la afijación proporcional como para justificar su uso cuando se recurre a la estratificación usando a los Puestos como estratos.

Este resultado es consecuencia de la gran diferencia que existen entre las variaciones de cada Puesto como puede apreciarse en la Tabla Nº 2. Esta diferencia es tan grande que no puede considerarse que haya no homogeneidad entre ellas.

De este modo, la variabilidad al interior de los Puestos varía tanto que necesariamente debe considerársele al tratar el problema de la afijación.

4.4.3. Construcción de Estratos sobre base no geográfica.

Como anteriormente se dijo, se usaron los Puestos como estratos pues eran entidades ya dadas que podían aprovecharse si bien no habían sido construídos ni delimitados con fines de muestreo.

Sin embargo, al margen del criterio geográfico sería posible que dada una distribución de frecuencia de la variable $y = \text{vicuñas/sitio}$ se pueda construir estratos que sobre una base matemática minimicen la magnitud del error estándar.

Cochran (1980) analiza el problema de minimizar la expresión correspondiente al error estándar de la media con afijación óptima. Describe algunas alternativas a usar citando los métodos desarrollados por Dalenius y Hodges (1959), Sethi (1963), Ekman (1959) entre otros. Desarrolla con más detalle la alternativa de Dalenius y Hodges habiendo sido esta la metodología seguida para el análisis de los datos de vicuñas. En su aspecto práctico implica construir la distribución de

frecuencia $f(y)$ de la variable en estudio construyendo luego la acumulación de $\sqrt{f(y)}$ usándose esta escala para calcular tantos intervalos iguales en amplitud como estratos se desee. Con los estratos así contruidos se logra minimizar el error-standard de la media.

Siguiendo esta secuencia se construyeron estratos tanto en Huanacopampa como en Condorcocha evaluando luego la precisión lograda contra la obtención al usar los Puestos como estratos. Se muestra un ejemplo de esta construcción de estratos en la Tabla Nº 12. Al obtenerse los límites para estratos estos se hallan en "vicuñas/sitio"; sin embargo, para poder apreciar la distribución espacial de los mismos se cambiaron las unidades a "vicuñas/hectárea" usando al efecto la extensión promedio de los sitios en cada Sector. Esto permitió ver que a pesar de la generalizada tendencia concéntrica de las isodensas (Fig. 5), existen lugares de alta densidad aislados en una zona de baja densidad y viceversa. Por lo tanto, usando los límites obtenidos con la regla cum $\sqrt{f(y)}$ y tratando de formar áreas continuas se formaron dos estratos para cada Sector evaluándose luego su precisión.

Se trabajó con dos estratos y no con tres o más pues dada la tendencia concéntrica de las isoden-

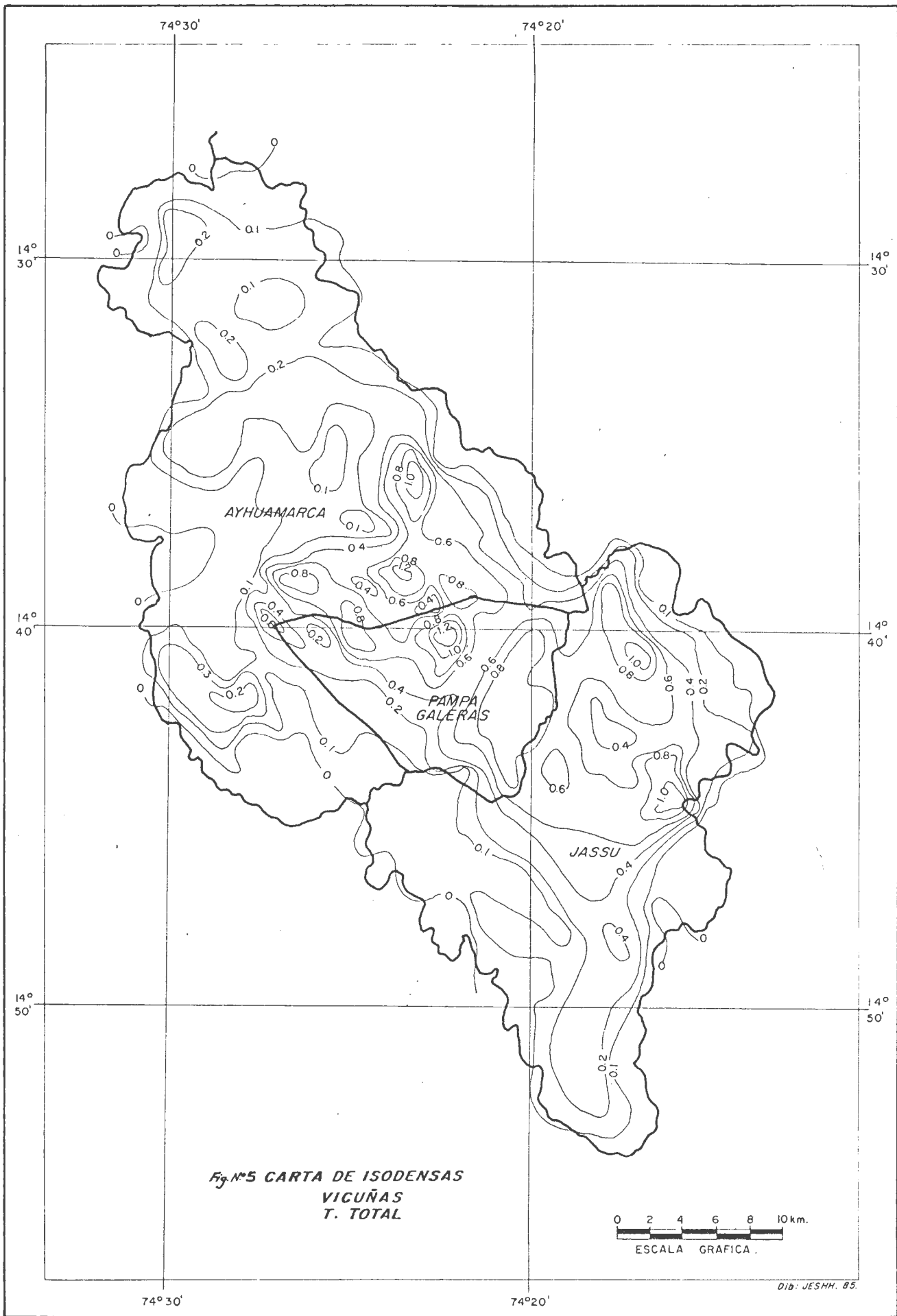


Fig. N°5 CARTA DE ISODENSAS
VICUÑAS
T. TOTAL

0 2 4 6 8 10 km.
ESCALA GRAFICA.

Dib: JESMH. 85.

sas, el tener tres estratos lleva a la formación de callejones y corredores en el terreno cuya utilidad en la práctica es nula.

De otro lado, considerando que la regla cum $\sqrt{f(y)}$ se ha desarrollado para la afijación óptima se ha usado esta en el cálculo de los errores standard. Debe mencionarse además que al emplear esta afijación se presentó en algunas ocasiones el problema de que un estrato dado requería un tamaño de muestra mayor que su propio tamaño. Es decir $n_i > N_i$. En estos casos se tuvo que recurrir al uso de la afijación óptima revisada en la que a estos estratos se les asigna un " n_i " igual a " N_i " afijándose óptimamente la fracción restante de la muestra en los restantes estratos (Cochran, 1980).

Los errores standard obtenidos con estos estratos contruidos ex-profeso se compara con los correspondientes a los puestos-estratos en la Tabla N°13. Puede decirse a partir de esta última tabla que la construcción de dos estratos con la regla cum $\sqrt{f(y)}$ no significa ganancia alguna de precisión. En efecto, en Condorcocha el error standard crece en un 15% aproximadamente al construirlos; por su parte en Huanacopampa la ganancia es tan pequeña (5%) que prácticamente es

despreciable. A esto se suma el hecho de que su construcción significa perder la información correspondiente a los Puestos.

Por lo tanto, a este nivel se puede decir que es mejor usar a los Puestos como estratos.

Hay sin embargo, una cuestión pendiente. Cochran (1980) demuestra que el aumento del número de estratos disminuye el error estándar de la media estratificada. Suponiendo que en el caso de las vicuñas se pudiese construir - mediante la regla $\sqrt{f(y)}$ - el número de estratos que se desee ¿hasta qué punto el aumentar su número aumenta la precisión?

Para responder a esta interrogante se utilizó la información de toda la Zona de Influencia como una unidad, y se construyeron dos, tres y cuatro estratos evaluándose sus respectivos errores estándar.

La distribución de las frecuencias se puede ver en la Tabla Nº 14 y la precisión correspondiente a los dos, tres y cuatro estratos en la Tabla Nº 15. En la Tabla Nº 16 se compara la precisión de estos estratos con la no estratificación, habiéndose graficado los resultados en la figura Nº 6.

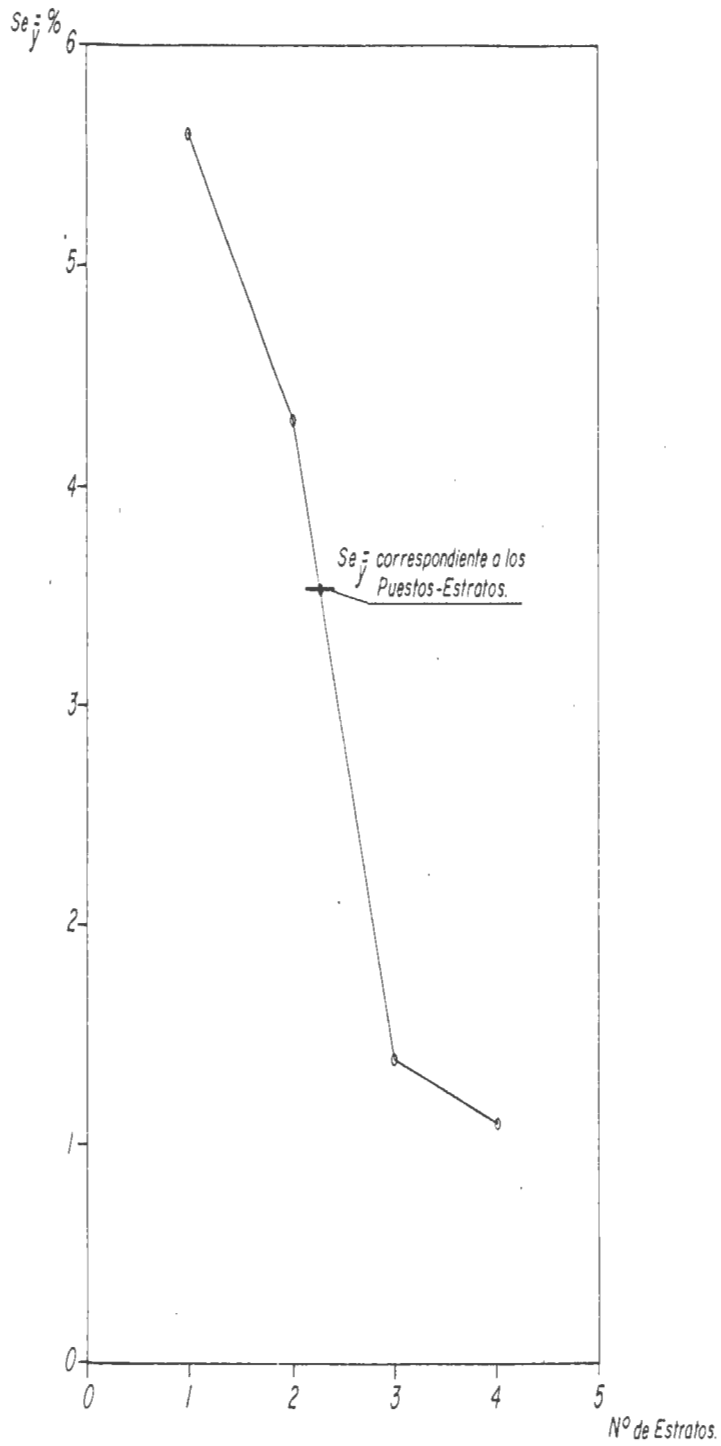


FIG. Nº 6 COMPORTAMIENTO DEL ERROR STANDARD DE LA MEDIA FRENTE AL NUMERO DE ESTRATOS
ZONA DE INFLUENCIA

A partir de esta figura la respuesta a la interrogante es obvia; realmente existe un incremento en la precisión al aumentar el número de estratos. Sin embargo, como anteriormente se dijo, el trabajar con más de dos estratos "artificiales" no es factible porque la conformación concéntrica de las isoéneas lleva a un fraccionamiento de los estratos haciéndolos no utilizables en la práctica.

Con estos puntos, cabría preguntarse en qué punto de la curva de la Fig. Nº 6 se sitúa el error estándar correspondiente a los Puestos - estratos. En la referida figura se ha marcado el punto en cuestión obtenido en la Tabla Nº 17 para un tamaño total de muestra igual al usado en las Tablas Nº 15 y 16.

De lo mostrado puede concluirse que en principio la estratificación es ventajosa pues disminuye la magnitud del error estándar incrementando así la precisión. Además, si bien teóricamente se puede reducir mucho el $Se_{\bar{y}}$ creando muchos estratos en la práctica ello no es factible.

De otro lado aún cuando los Puestos no fueron contruidos ex-profeso como estratos, se comportan bien como tales pues la ganancia de precisión que gene-

ran es suficientemente alta (Fig. Nº 6) en relación a los estratos contruidos matemáticamente con la ventaja de que dan una idea de la población por Puesto cosa que no se puede lograr con los estratos "artificiales".

4.5. Tipo de Estimador

Hasta el momento, se ha venido usando en todas las estimaciones el llamado estimador simple; esto significa que la información que se obtiene en cada unidad muestral corresponde a una sola variable, que en este caso es "y" = número de vicuñas en cada sitio.

Norton-Griffiths y Torres (1980) recomendaron que dado que los sitios eran de distinto tamaño se debería usar un estimador de razón en lugar de uno simple para aumentar la precisión de las estimaciones.

El uso de un estimador de razón-método 2 de Jolly según cita Norton-Griffiths (1980) - consiste en obtener de cada unidad muestral no sólo la variable que interesa estimar, sino también otra variable altamente correlacionada con la primera. Esto permite trabajar con una Razón entre dos variables definida por:

$$(12) \hat{R} = \frac{\sum Y_i}{\sum X_i} \quad \text{donde : } \hat{R} = \text{razón de las dos variables.}$$

y_i = variable que nos interesa estimar.

x_i = variable altamente correlacionada con y .

Cochran (1980) explica el modo de realizar las estimaciones tanto de medias de "y" como de la razón "R", así como sus correspondientes errores standard. Sugerecias para su aplicación se tienen en Caugley (1978) y algunos ejemplos de su uso los da el U.S. Bureau of Census, habiéndose empleado la notación que sugiere esta entidad en los análisis que siguen.

La estimación de la media de "y" está dada por:

$$(13) \hat{Y} = R X$$

Esto es consecuencia de que:

$$R = \frac{Y}{X} = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}}$$

El error standard de la media estimada (Y) está dado por:

$$(14) \text{ Se } \bar{y} = \sqrt{\frac{1-f}{n} \sum \frac{(Y_i - R X_i)^2}{n-1}}$$

donde : $f = n/N =$ tasa de muestreo

Una forma práctica para el cálculo es la siguiente:

$$(15) \text{ Se } \bar{y} = \sqrt{\frac{1-f}{n} \frac{\sum y^2 - 2\hat{R}\sum xy + \hat{R}^2 \sum x^2}{n-1}}$$

Por su parte, el error standard de la Razón estimada (R) es:

$$(16) \text{ Se } \bar{yY} = \sqrt{\frac{1-f}{n\hat{R}^2} \frac{\sum y^2 - 2\hat{R}\sum xy + \hat{R}^2 \sum x^2}{n-1}}$$

De acuerdo a la recomendación de Norton-Griffiths y Torres (1980) el uso de un estimador de razón debía conducir a un incremento de la precisión en relación a un estimador simple. Esto debía cumplirse considerando que las unidades muestrales (Sitios) son de distinto tamaño. Por lo tanto era de esperar que parte de la variabilidad observada es la variable vicuñas/sitio se debiese a la diferente extensión de los sitios.

De este modo, una razón "y/x" en la que "y" sea el número de vicuñas en un sitio y "x" la extensión del sitio podría descontar esa variabilidad con lo que el error standard de \bar{y} disminuiría incrementándose la precisión de la estimación.

Para que este planteamiento sea cierto debe cumplirse que la densidad de vicuñas en la zona en estudio

sea más o menos homogénea de modo que si todos los sitios fuesen del mismo tamaño la varianza de la variable "y = vicuñas/sitio" sería mínima. Si los sitios fuesen de distintos tamaños como se da en la práctica - entonces esta varianza aumentaría pero lo haría por el simple hecho de que los sitios más grandes contendrían más vicuñas y los más pequeños menos. Esto equivale a decir que la correlación entre las variables "x" e "y" sea alta.

Sólo en estas condiciones el uso de un estimador de razón - que descuenta el efecto de "x" - conduce a una ganancia neta de precisión. Por lo demás ésta es la condición planteada por el U.S. Bureau of Census para recurrir al uso de este tipo de estimadores.

Para evaluar si se cumple esta condición con los datos de vicuñas se procedió a calcular los coeficientes de correlación xy correspondientes a cada Puesto y los errores standard generados con un estimador simple y uno de razón (Tabla Nº 18).

En principio se confirma que sólo cuando los coeficientes de correlación son significativos - al 5% ó al 1% - existe ganancia de precisión al usar un estimador de razón; de lo contrario en lugar de ganancia hay

pérdida. Además al no haber una tendencia general de alta correlación no se puede decir que exista homogeneidad de densidades.

En los tres únicos lugares en los que existe una ganancia de precisión, ésta no pasa de un 20% en relación al estimador simple de modo que por todas estas razones parece no ser conveniente hacer un uso generalizado de este tipo de estimadores, más aún si se considera que a más de lo relativamente complejo de los cálculos necesarios para hacer las estimaciones, estas normalmente son sesgadas, fenómeno que se acentua con muestras pequeñas (U.S. Bureau of Census).

Hay sin embargo una situación interesante: los Puestos en los que la correlación número de vicuñas - número de hectáreas es alta son aquellos que tienen mayor densidad - medida en vicuñas por hectárea -. Así, Pedregal con una densidad de 0.1247 vic/hac. tienen la más alta correlación vicuñas - superficie (0.5455). Igualmente sucede con Osconta con densidad de 0.1018 siendo Huanacopampa una excepción (0.0405 vic/ha.).

Por el contrario, los Puestos con densidades menores tienen coeficientes de correlación que incluso son negativos. En efecto, a Soras con una densidad de 0.0129

vic/ha. le corresponde la correlación más baja (-0.2014), sucediendo lo mismo con Palleca y Condorcocha (densidades de 0.0190 y 0.0392 vic/ha. respectivamente).

Si se recuerda que la mayor correlación significa mayor homogeneidad en la distribución de la población de vicuñas y que esta alta correlación se da en los Puestos de mayor densidad, entonces se puede concluir que existe una tendencia a que la mayor densidad de la población lleve a una mejor distribución del espacio disponible lo que necesariamente implica mayor homogeneidad.

Este resultado tiene sentido ya que sólo cuando un recurso - el espacio en este caso - se hace limitante - por una alta densidad según se vio - se llega a una mejor distribución del mismo.

Una consecuencia práctica de esto en el hecho de que se necesite recurrir a los estimadores de razón sólo en lugares densos. Ahora bien, dado que al momento ningún lugar tiene mayor densidad que Galeras puede decirse que por lo menos por ahora no será necesario usar este tipo de estimadores al evaluar poblaciones de vicuñas. Sin embargo, los límites mínimos de densidad por

encima de los cuales hay ganancia con estos estimadores deberán precisarse con la investigación posterior debiéndose determinar también hasta que punto la condición del pastizal influye en este límite. Esto es tanto más importante cuanto que es un hecho que con una extensión dada, un pastizal de condición buena albergará más vicuñas que uno de condición pobre variando por lo tanto los límites mínimos luego de los cuales el espacio se hace limitante.

4.6. El muestreo desarrollado en 1981

Durante 1981 se llevó a la práctica el muestreo habiéndose considerado tanto en su planificación como en su ejecución los análisis del censo 1980.

En principio, se trabajó sólo con la Zona de Influencia pues la Zona Nuclear fue objeto de un conteo total de cuyos resultados se informó en su momento (Hoces, Sánchez, 1981). Los resultados del muestreo fueron objeto de un análisis preliminar (Sánchez, 1981) del que la presente sección es una ampliación.

Se consideró a cada Sector como unidad calculándose se tamaños de muestra independientes para cada uno. Habiéndose hallado que la afijación óptima era la más correcta se empleó la fórmula para el error standard de

la media correspondiente a esta alternativa para calcular un tamaño de muestra que permitiese obtener a nivel de Sector valores del $\frac{Se}{\bar{y}}$ menores o iguales al 5% de la media estimada.

Este tamaño de muestra se afijó óptimamente en los Puestos - Estratos no habiendo sido necesario en ningún caso recurrir a la afijación óptima revisada.

Los resultados de estas operaciones se dan en las Tablas Nº 19 (Huanacopampa) y 20 (Condorcocha) mostrándose los n_i calculados y los n_i evaluados en el campo.

En las Tablas Nº 21 (Huanacopampa) y 22 (Condorcocha) se pueden ver los resultados a nivel de totales y medias por Puesto para la variable vicuñas/sitio. La magnitud de los errores standard de las medias a nivel de Sectores está dentro de los valores esperados - 5% de la media - de modo que los límites de confianza ($p = 0.05$) tanto para medias como para totales también están en el valor esperado 10% del estimado.

Este resultado es interesante ya que muestra que la información obtenida en un año puede emplearse para calcular con suficiente certeza los tamaños de muestra y las tasas de muestreo para el siguiente año.

El total de vicuñas para el Sector Condorcocha fue de 14105 ± 1400 animales y para el Sector Huanacopampa fueron 18225 ± 1529 individuos.

En las Tablas Nº 23 y 24 se han descompuesto los totales por Puesto en sus componentes sociales, es decir: machos, jefes de familia, hembras, crías, machos de tropillas y solitarios o no diferenciados. Es notable la sistemática tendencia de los machos de tropillas a mostrar mayor variabilidad lo que se expresa en Intervalos de Confianza mayores que los correspondientes a los otros componentes.

Este comportamiento es explicable dada la gran movilidad que caracteriza a estas agrupaciones - las tropillas - ya que no se da en ellos el comportamiento territorial tan restrictivo de los grupos familiares.

Al margen de este componente, los otros tienen intervalos de confianza comparables en amplitud con el total a nivel de Sector - y por lo tanto con la media de la variable vicuñas/sitio a este mismo nivel. Por lo tanto al escoger un tamaño de muestra para una precisión dada para la media o el total de vicuñas se obtendrán en general estimados para cada componente social con la misma precisión.

En las Tablas Nº 25 y 26 se dan los componentes sociales estimados como un porcentaje del total. Tomando en cuenta que estas variables son de la forma "y/x" con "y = Nº de individuos de un componente social dado en un sitio", "x = total de vicuñas del mismo sitio, se las estimó con un estimador de razón usando al efecto las ecuaciones (12) y (16).

En general, la amplitud del intervalo de confianza para estas estimaciones está dentro del 10% deseado, siendo excepciones los machos de tropillas - en razón a su gran capacidad de desplazamiento - y los Puestos que dado su pequeño tamaño o reducida variancia recibieron una cuota muy pequeña de la muestra total; este es el caso de Soras.

Por lo demás la relativa estrechez del intervalo de confianza para los componentes sociales es signo de la correlación existente entre el total de vicuñas de un sitio y el número de individuos de cada componente social del mismo sitio, especialmente los que pertenecen a los grupos familiares - machos, jefes de familia, hembras y crías pues el comportamiento territorial que muestran les da una gran permanencia en el sitio.

Finalmente, en las Tablas N^o 27 y 28 se consigna la información correspondiente a las razones machos/hembras, y crías/hembras. Siendo estas variables por definición razones, se recurrió nuevamente al uso de los estimadores de razón usando las ecuaciones (12) y (16). Se dan los coeficientes de correlación entre las variables "x" e "y" notándose que en general son altos, especialmente al tratarse de crías/hembras. Esto hace que los estimados tengan intervalos de confianza estrechos, salvo nuevamente los que por ser pequeños o poco variables - a nivel de estrato - han recibido una fracción pequeña de la muestra total.

V. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

- 5.1. El comportamiento del error standard de la media al incrementar el tamaño de muestra sigue, en el caso de las poblaciones de vicuñas, la conocida tendencia de disminución inicialmente acentuada entrando luego en una fase de lento decrecimiento.
- 5.2. Los coeficientes de variabilidad de la variable vicuñas/sitio son mayores a nivel de toda la Zona de Influencia que a nivel de los Puestos de Manejo siendo esto un indicador de cierta homogeneidad al interior de los mismos haciendo posible su uso como estratos.
- 5.3. El Muestreo a nivel de Puestos genera tasas de muestreo tan altas que es preferible usar un conteo total. En cambio el muestreo a nivel de Sectores considerando a los Puestos como estratos, genera tasas del orden de 50% haciendo viable el operativo aún cuando las estimaciones que se hacen tienen la precisión deseada (Límites de Confianza de $\pm 10\%$ de sí mismo) sólo a nivel de Sector y no a nivel de Puesto.
- 5.4. Usando un Diseño Muestral Estratificado a nivel de cada Sector y empleando los Puestos como Estratos, la Afijación Óptima mostró errores standard para

la media interiores hasta en 23% a los correspondientes a la Atribución Proporcional por lo que se justifica su empleo en las evaluaciones de poblaciones de vicuñas.

- 5.5. Aún cuando la construcción de tres estratos usando la regla $\sqrt{f(y)}$ podría disminuir sensiblemente el error estándar de la media en relación a la que corresponde a los Puestos - Estratos, la distribución concentrica de las isodensas no permite su aplicación práctica inmediata pues se generan estratos en forma de callejón. Sin embargo, dado el sustancial ahorro que generaría, es recomendable estudiar la manera de llevar a la práctica la estratificación según la regla mencionada.
- 5.6. A pesar de que los sitios son de distinto tamaño, los estimadores de razón que incluyen además de la variable vicuñas/sitio la variable hectáreas/sitio, no significan una ganancia sustancial de precisión al compararlos con un estimador simple, pues en general no existe alta correlación entre las dos variables consideradas. No se justifica por tanto, el empleo de estimadores de razón por el momento.

- 5.7. Existe una tendencia a que los Puestos con mayor densidad de vicuñas tengan una correlación más alta entre las variables vicuñas/sitio y hectáreas/sitio como consecuencia de una mayor homogeneidad en la distribución de vicuñas y por tanto del uso de los recursos espacio y alimento. Considerando que cuando hay alta correlación los estimadores de razón significan ganancia de precisión, es recomendable estudiar cual es el límite mínimo de densidad necesario para obtener correlaciones significativas poniendo este límite en función de por lo menos la Condición del pastizal y la cantidad y composición de los animales domésticos que cohabitaban con la vicuña.
- 5.8. El muestreo desarrollado en 1981 mostró resultados satisfactorios en términos de la precisión lograda, obteniéndose para el Sector Condorcocha un total de 14105 ± 1438 vicuñas y para el Sector Huanacopampa $18225 \pm$ vicuñas empleando una tasa de muestreo de 47.7%.
- 5.9. En general, un muestreo desarrollado en las condiciones en las que se hizo en la Zona de Influencia de Galeras, en 1981, permite reducir los Costos operativos a un 40% de lo que costaría un censo total. Es recomendable precisar los costos tan

to de equipamiento como de operación a nivel de estrato (Puesto) pues así se logrará elaborar una función de costos que puede emplearse para optimizar la afijación en los estratos.

- 5.10. Debe continuarse con la investigación de diseños muestrales y sus requerimientos para la evaluación principalmente extensiva de las poblaciones de vi cu ñ as a nivel nacional, ya que el muestreo ha mo s t r a d o ser una técnica que permite reducir costos de operación sin perder calidad en la información obtenida.

VI. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- ABRAHAMSEN, G. 1969. Sampling design in studies of population densities in Enchytraeidae (Oligochaeta) *Oikos* 20:54-66.
- BOSCH, P.; SVENDSEN, G. 1983. Parental investment by the vicuna. Paper given at the Annual Meeting of the American Society of Zoologists. Philadelphia, Pennsylvania.
- BRACK, A. 1976. Ecología animal con especial referencia al Perú. Editor Pedro Aguilar. Lima.
- BRACK, A.; HOCES, D.; SOTELO, J. 1981. Situación actual de la Vicuña y acciones a ejecutar para su Manejo durante el año 1981. Proyecto Especial Utilización Racional de la Vicuña. Ministerio de Agricultura. Lima.
- BERRYMAN, A. 1968. Development of sampling techniques and life tables for the fir engraver Scolytus ventralis (Coleoptera: Scolytidae) *Can. Ent.* 100: 1138 - 1147.
- CAUGHLEY, G. 1978. Sampling in aerial survey. *J. Wildl. Manage.* 41 (4): 605 - 615.
- COCHRAN, W. 1980. Técnicas de Muestreo. Compañía Editorial Continental S.A. México.

- EBERHARDT, L.L.** 1978. Appraising variability in population studies. *J. Wildl. Manage.* 42 (2): 2-7 - 238.
- ELTRINGHAM, K.** 1980. An aerial count of vicuña in the Pampa Galeras National Reserve and surrounding regions, Ayacucho, Perú. April 1980. Final report to the International Fund for Animal Welfare. London.
- FREESE, F.** 1978. Métodos estadísticos elementales para técnicos forestales. Manual de Agricultura Nº 317. Servicio Forestal. Departamento de Agricultura de los EE.UU. de A.
- HOCES, D.** 1980. Plan Operativo - Censo General de Vicuñas 1980. Pampa Galeras. 14 pgs.
- HOCES, D.; SANCHEZ, E.;** 1981. Resultados del Censo de Vicuñas y Animales Domésticos en la Zona Nuclear de Pampa Galeras. Dirección de Conservación. Instituto Nacional Forestal y de Fauna. Lima.
- HOFMANN, R.; OTTE, K.;** 1977. El Censo de la Vicuña Silvestre. Publicación Técnica Nº 1. Ministerio de Agricultura - República Peruana, Ministerio de Cooperación Técnica Internacional, República Federal de Alemania.

- HOFMANN, R.; OTTE, K. 1980. El Censo aéreo de la Vicuña Silvestre en Pampa Galeras. Proyecto para la utilización racional de la vicuña silvestre. Pampa Galeras. 1980. (Mimeografiado).
- KOFORD, C.B. 1957. The Vicuña and the puna. Ecological Monographs. 27, 2.
- NORTON-GRIFFITHS, M. 1978. Counting Animals, African Wildlife Leadership Foundation: Nairobi.
- _____; TORRES, H. 1980. Evaluation of ground and aerial census work on vicuna in Pampa Galeras, Perú. World Wildlife Fund. International Union for Conservation of Nature and Natural Resources. Gland-Switzerland.
- RODRIGUEZ, R.; TORRES, H. 1981. Metodología usada para determinar la población de vicuñas (Vicugna vicugna) Molina en el Parque Nacional Lauca. Corporación Nacional Forestal. I Región, Arica, Chile.
- SANCHEZ, E. 1981. Censo General de Vicuñas 1981. Resultados de la Zona de Influencia de Pampa Galeras. Informe preliminar. Dirección de Conservación. INFOR:
- SANCHEZ, E.; HOCES, D. 1981. Plan Operativo para el Censo General de Vicuñas y Animales Domésticos 1981 en el área del Sub-Proyecto Pampa Galeras. Dirección General de Conservación. INFOR.

U.S. BUREAU OF THE CENSUS - INTERNATIONAL STATISTICAL
PROGRAMS OFFICE. Conferencias sobre Muestreo.
Curso Suplementario para un estudio de caso sobre
encuestas y censos. ISP Supplemental Courses Se-
ries N° 1. U.S. Department of Commerce.

TABLA Nº 1. Número de Sitios y Extensión por Puesto de Manejo y por Sector en la Zona de Influencia.

SECTOR	PUESTO DE MANEJO	NUMERO DE SITIOS	EXTENSION (HAS.)
HUANACOPAMPA	Pedregal	47	46,926
	Huanacopampa	37	61,206
	Oseconta	46	54,671
	Challnuamayo	55	40,947
SUB-TOTAL	4	185	203,150
CONDORCOCHA	Sawacocha	80	56,119
	Tipicocha	78	51,924
	Condorcocha	56	50,383
	Pallca	52	47,630
	Soras	25	33,205
SUB-TOTAL	5	291	239,261
TOTAL	9	476	442,411

1
5
8
1

TABLA Nº 2. Medias, Variancias y Coeficientes de Variabilidad por Puestos de Manejo (Censo 1980).

PUESTO	(1) N_i	(2) $S^2 y_i$	(3) Y_i	(4) C.V. %
PEDREGAL	47	12188.16	133.75	82.5
HUANACOPAMPA	37	19962.86	119.63	118.1
OSCCONTA	46	2054.81	65.45	69.3
CHALLHUAMAYO	55	2978.98	61.25	89.1
SAWACOA	80	3749.11	72.48	84.5
TIPICOCHA	78	2573.53	59.52	85.2
CONDORCOCHA	56	1060.80	39.30	82.9
PALLCCA	52	378.30	20.78	93.6
SORAS	25	276.56	18.21	91.3

- (1) N_i = Número de sitios del Puesto i .
- (2) $S^2 y_i$ = Variancia de la variable vicuñas/sitio para el Puesto i .
- (3) Y_i = Media de la variable vicuñas/sitio para el Puesto i .
- (4) C.V. = Coeficiente de variabilidad en porcentaje para el Puesto i .

TABLA Nº 3. Medias, Variancias y Coeficientes de Variabilidad por Sectores (Censo, 1980).

SECTOR	(1) N_i	(2) $S^2_{y_i}$	(3) \bar{Y}_i	(4) C.V. %	
HUANACOPAMPA	185	8958.48	92.52	102.3	(1) Número de Sitios por sectores. (2) Variancia para el Sector i. (3) Media para el Sector i. (4) Coeficiente de Variabilidad en porcentaje para el Sector i..
CONDORCOCHA	291	2144.18	43.43	106.6	

TABLA Nº 4. Media, Variancia y Coeficiente de Variabilidad para la Zona de Influencia en su conjunto (Censo, 1980).

ZONA DE INFLUENCIA	N	S^2_y	\bar{Y}_i	C.V. %
TOTAL	476	5366.48	62.64	116.9

109

TABLA Nº 5. Muestreo por Puestos. Tamaño de Muestras y Tasas de Muestreo.

PUESTO	N_i	n_{cal}	f_{cal}
PEDREGAL	47	40	0.8529
HUANACOPAMPA	37	35	0.9378
OSCCONTA	46	37	0.8066
CHALLHUAMAYO	55	47	0.8524
SAWACOCHA	80	62	0.7811
TIPICOCHA	78	61	0.7884
CONDORCOCHA	56	47	0.8393
SORAS	25	23	0.9303
PALLCA	52	45	0.8708
TOTAL	476	397 (1)	0.8357 (2)

(1) suma de los "n" de cada Puesto. Cada "n" redondeado al entero más próximo.

(2) media ponderada de los "f" de cada Puesto.

TABLA Nº 6. Muestreo por Sectores. Tamaños de muestra y tasas de muestreo.

SECTOR	N_i	n_{cal}	f_{cal}
HUANACOPAMPA	185	128	0.6935
CONDORCOCHA	291	177	0.6106
TOTAL	476	305 (1)	0.6429 (2)

(1) Suma de los "n" de cada Sector

(2) Media ponderada de los "f" de cada Sector.

TABLA Nº 7. Muestreo en la Zona de Influencia en su conjunto tamaño de Muestra y Tasa de Muestreo.

ZONA DE INFLUENCIA	N	n_{cal}	f_{cal}
TOTAL	476	254	0.5358

TABLA Nº 8. Comparación de las tres alternativas de Muestreo, Puestos, Sectores, Z.I.

ALTERNATIVA	N	n	f
M. POR		(1)	(2)
PUESTOS	476	397	0.8357
M. POR		(3)	(4)
SECTORES	476	305	0.6429
M. TOTAL (5)			
Z.I.	476	254	0.5358

- (1) suma de los "n" de cada puesto
- (2) media ponderada de los "f" de cada puesto
- (3) suma de los "n" de cada Sector
- (4) media ponderada de los "f" de cada sector
- (5) ignora a los puestos y a los sectores.

TABLA Nº 9. AFIJACION OPTIMA Y PROPORCIONAL EN LOS PUESTOS-ESTRATOS. SECTOR CONDORCOCHA (en base al Censo 1980).

PUESTO	SAWACOCHA	TIPICOCHA	CONDORCOCHA	PALLCA	SORAS	TOTAL
N_i	80	78	56	52	25	291
S_i	61.23	50.73	32.57	19.45	16.63	-
N_i/N	0.275	0.268	0.192	0.179	0.086	1.00
$N_{\text{prop.}}$	43	41	30	28	13	155 ⁽¹⁾
$N_i S_i$	4898.40	3956.94	1823.92	1011.40	415.75	12106.41
$N_i S_i / \sum N_i S_i$	0.405	0.327	0.151	0.084	0.034	1.00 ⁽¹⁾
$n_{\text{opt.}}$	63	51	23	13	5	155

(1) Tamaño de muestra total determinado previamente. Ver texto.

- 64 -

TABLA Nº 10. Afijación Óptima y Proporcional en los Puestos-Estratos. Sector Huanacopampa (en base al Censo 1980).

PUESTO	PEDREGAL	OSCONTA	HUANACOPAMPA	CHALLHUAMAYO	TOTAL
N_i	47	46	37	55	185
S_i	110.40	45.33	141.29	54.58	---
N_i/N	0.254	0.249	0.200	0.297	1.00
$n_{prop.}$	29	28	22	33	112 ⁽¹⁾
$N_i S_i$	5188.80	2085.18	5227.75	3001.90	15503.61
$N_i S_i / \sum N_i S_i$	0.335	0.134	0.337	0.194	1.00
n_{opt}	37	15	38	22	112 ⁽¹⁾

(1) Tamaño de muestra total determinado previamente. Ver texto.

TABLA Nº 11. Errores Standard de la Media correspondientes a la Afijación Proporcional y a la Afijación Óptima.

<u>S E C T O R</u>	CONDORCOCHA	HUANACOPMAPA
N	291	185
n	155	112
\bar{Y} estrat. vic/sitio	48.78	94.87
<u>AFIJACION PROPORCIONAL</u>		
Se \bar{y}	2.46	5.75
Se \bar{y} (%)	(1) 5.04%	6.06%
<u>AFIJACION OPTIMA</u>		
Se \bar{y}	2.07	4.41
Se \bar{y} (%)	(1) 4.24	4.65%
DIFERENCIA	(2)	
(PROP-OPT)/PROP.	% 15.9%	23.3%

(1) Error standard expresado como porcentaje de la media

(2) Disminución porcentual del error standard al usar la afijación óptima en lugar de la a. proporcional.

TABLA Nº 12. Construcción de Estratos-Sector Huanacopampa (Según la regla cum $\sqrt{f(y)}$)

$y =$	vic/sitio	$f(y)$	cum	$f(y)$
0	- 50	81	9.00	
50	- 100	47	15.86	
100	- 150	23	20.65	
150	- 200	17	24.77	
200	- 250	7	27.42	
250	- 300	7	30.07	
300	- 350	3	31.80	
350	- 400	0	31.80	
400	- 450	0	31.80	
450	- 500	0	31.80	
500	- 550	1	32.80	
550	- 600	0	32.80	
600	- 650	0	32.80	
650	- 700	0	32.80	
700	- 750	0	32.80	
750	- 800	1	33.80	

Límites para dos estratos : $33.80 / 2 = 16.90$

0 = 16.90

16.90 = 33.80

Por aproximación con la escala de "y" se tiene:

0 = 100 vic/sitio

100 = 800 vic/sitio

TABLA Nº 13. Comparación de la Precisión de los Estratos $CUM\sqrt{f}$ (y) y de los Estratos-Puestos.

A.- SECTOR CONDORCOCHA

	ESTRATOS $CUM\sqrt{f}$ (y)	ESTRATOS - PUESTOS
N	123	123
\bar{y}	42.7010	48.4521
Se \bar{y}	2.7906	2.6728
Se \bar{y} %	6.54 %	5.52 %

B.- SECTOR HUAMACOPAMPA

	ESTRATOS $CUM\sqrt{f}$ (y)	ESTRATOS-PUESTOS
n	104	104
\bar{y}	98.7688	92.3892
Se \bar{y}	4.4255	4.6541
Se \bar{y} (%)	4.77%	5.04%

TABLA Nº 14. Distribución de Frecuencia de la Variable vicuñas/sitio en toda la Zona de Influencia.

y	=	vic/sitio	f (y)	CUM $\sqrt{f (y)}$
0	-	50	283	16.823
50	-	100	105	27.070
100	-	150	41	33.473
150	-	200	24	38.392
200	-	250	11	41.688
250	-	300	8	44.517
300	-	350	3	46.249
350	-	400	0	46.249
400	-	450	0	46.249
450	-	500	0	46.249
500	-	550	1	47.249
550	-	600	0	47.249
600	-	650	0	47.249
650	-	700	0	47.249
700	-	750	0	47.249
750	-	800	1	48.249

TABLA Nº 15. Obtención de Medias y Errores Standard con Dos, Tres y Cuatro Estratos.- Zona de Influencia.

A. - DOS ESTRATOS

ESTRATOS	0- 100 vic/sitio	100-800 vic/sitio	TOTAL
N_i	370	107	477
S_i	46.0789	105.6034	---
\bar{Y}_i	43.8297	127.5075	---
$\frac{N_i S_i}{\sum N_i S_i}$	0.6014	0.3986	1.00
n_i	137	90	227

$$\bar{y} = 62.6226 \quad \text{Se } \bar{y} = 2.6197$$

B. - TRES ESTRATOS

ESTRATOS	0-50 v/s	50-150 v/s	> 150 v/s	TOTAL
N_i	284	147	46	477
S_i	14.2999	27.4210	106.8874	---
\bar{Y}_i	22.8697	86.0816	233.0870	---
$\frac{N_i S_i}{\sum N_i S_i}$	0.5019	0.4982	_(1)	1 (1)
n_i	91	90	46	277

$$\bar{y} = 62.6226 \quad \text{Se } \bar{y} = 0.9214$$

Cont.
TABLA Nº 15

C.- CUATRO ESTRATOS

ESTRATOS	0-50 v/s	50-100 v/s	100-150 v/s	>150 v/s	TOTAL
N_i	284	104	43	46	477
S_i	14.2999	14.2629	15.2637	106.8874	—
\bar{Y}_i	22.6697	71.1635	122.1395	233.0870	—
$\frac{N_i S_i}{\sum N_i S_i}$	0.6547	0.2395	0.1058	(1)	(1)
n_i	119	43	19	46	227

$$Y = 62.6226$$

$$Se_{\bar{Y}} = 0.7358$$

(1) Atribución Óptima REvisada - Ver Texto para mayores detalles.

**TABLA Nº 16. Comportamiento del Error Standard frente al Número de Estratos Total
Zona de Influencia**

NUMERO DE ESTRATOS	1	2	3	4
n	227	227	227	227
\bar{y}	62.62	62.62	62.62	62.62
Se \bar{y}	3.5157	2.6197	0.9214	0.7358
Se \bar{y} (%)	5.61 %	4.18 %	1.47 %	1.17 %

TABLA Nº 17. Error Standard obtenido con los Puestos - Estratos.- Zona de Influencia

ESTRATOS	SWACCOCHA	TIPICOCHA	CONDORCOCHA	PALLCA	SCRAS	PEDREGAL	OSCONDA	HUACCO FINCA	CHALLHA MAYO	TOTAL
N_i	80	70	56	52	25	47	46	37	55	476
S_i	61.23	50.73	32.57	19.45	16.63	110.4	45.33	141.29	54.50	—
\bar{Y}_i	72.48	59.52	39.3	20.70	18.21	133.75	65.45	119.63	61.25	—
$\frac{N_i S_i}{\sum N_i S_i}$	0.2189	0.1768	0.0815	0.0452	0.0126	0.2318	0.0932	— ⁽¹⁾	0.1541	1 ⁽¹⁾
N	42	34	14	9	4	44	18	37	25	227

$$\bar{y} = 65.6924$$

$$Se \bar{y} = 2.3227$$

$$Se \bar{y} (8) = 3.548$$

(1) Atribución óptima revisada. Ver el texto para mayores detalles

TABLA Nº 18. Comparación de un Estimador Simple (ES) con un Estimador de razón (ER)

		SAVICIA	TIPIKOA	CONDORCOA	PAICA	SORAS	BERGAL	HUNA-CORNERA	OSCON TA	ORALHA-MAO
N		80	78	56	52	25	47	37	46	55
n	(1)	40	39	28	26	13	24	19	23	28
<u>ES</u>										
\bar{y}		57.43	58.21	38.75	20.08	17.15	121.08	64.65	113.39	65.32
$Se_{\bar{y}}$		4.31	6.90	4.65	2.35	2.94	10.98	7.91	17.16	8.13
$Se_{\bar{y}}(\%)$	(3) =	7.51	11.86	11.99	11.72	17.14	9.07	12.35	15.13	12.45
<u>ER</u>										
\bar{y}	(2)	63.48	53.92	35.27	17.40	17.13	124.50	67.00	119.66	61.57
$Se_{\bar{y}}$		5.31	6.93	5.75	2.88	3.34	10.65	6.94	14.51	8.23
$Se_{\bar{y}}(\%)$	(3)	8.36	12.85	16.30	16.55	19.50	8.71	10.35	12.13	13.37
r	(4)	0.0285	0.3082	-0.1093	-0.1818	-0.2014	0.5455	0.4991	0.5335	0.3189
\hat{R}	(5)	0.0905	0.0810	0.0392	0.0190	0.0129	0.1247	0.0405	0.1018	0.0827

- (1) Los valores de "n" para cada puesto se tomaron como un 50% del N correspondiente.
- (2) Media de vaciña/sitio.
- (3) Error Standard de la media expresado como porcentaje de la misma.
- (4) Coeficiente de correlación de "y = número de vaciñas" con "x = número de hectáreas" de cada sitio

* significativo al 95%

** significativo al 99%

(5) $\hat{R} = \frac{\sum Y_i}{\sum X_i}$

- 74 -

TABLA Nº 19. Afijación de la Muestra en los Estratos (Puestos). Sector Huanacopampa.

PUESTO	PEDREGAL	OSCONTA	HUANA COPAM PA	CHALL HUAMA YO	TOTAL	
N_i (1)	47	46	37	55	185	(1) N_i = Tamaño del estrato i (Puesto i) = Número de Sitios del Puesto i .
Sy_i (2)	110.40	141.29	45.33	54.58		(2) Sy_i = Desviación standard de la variable "vicuñas/sitio" en el Puesto i , calculadas con los datos del Censo 1980.
$\frac{N_i Sy_i}{\sum N_i Sy_i}$	0.32	0.40	0.10	0.18	1.00	
n_i (3)	34	43	11	19	107	(3) Tamaños de muestra (n_i) y tasas de muestreo (f_i) correspondientes al Puesto i ; obtenidos luego de realizar la Afijación <u>Optima</u> .
f_i (3)	0.72	0.93	0.30	0.35	0.58	
n_i (4)	33	41	11	19	104	
f_i (4)	0.70	0.89	0.30	0.35	0.56	$f_i = n_i/N_i$
						(4) Tamaños de muestra (n_i) y tasas de muestreo (f_i) del Puesto i luego de realizado el Censo 1981. Estos valores se usan en las estimaciones posteriores.

175

TABLA Nº 20. Afijación de la Muestra en los Estratos (=Puestos). Sector Condorcocha.

PUESTO	SAWACUCHA	TIPICOCHA	CONDOR COCHA	PALLCCA	SORAS	TOTAL	(1) N_i Tamaño del estrato (Puesto) i = Número de "sitios" del Puesto i .
N_i (1)	80	78	56	52	25	291	(2) Sy_i Desviaciones standard de la variable "viviendas/sitio" calculadas con los datos del Censo 1980 para cada puesto.
Sy_i (2)	61.23	50.73	32.57	19.45	16.63		(3) Tamaños de muestra (n_i) y tasas correspondientes al Puesto i obtenidos luego de realizar la Afijación Óptima.
$\frac{N_i Sy_i}{\sum N_i Sy_i}$	0.41	0.33	0.15	0.08	0.03	1.00	
n_i	56	45	20	11	4	136	$f_i = \frac{n_i}{N_i}$
t_i (3)	0.70	0.58	0.36	0.22	0.16	0.47	(4) Tamaños de muestra (n_i) y tasas de muestreo (t_i) para el Puesto i , luego de realizarse el Censo 1981.
n_i (4)	53	41	15	10	4	123	
f_i (4)	0.66	0.53	0.27	0.19	0.16	0.42	Estos son los valores usados en las estimaciones posteriores.

- 76 -

Tabla Nº 21. Resultados del Muestreo 1981 - Totales y Medias por Puesto. Sector Huacopampa.

PUESTO	PEDREGAL	OSCCONTA	HUANA COPAMPA	CHALL- HUAMAYO	TOTAL	\bar{y}_i = Promedio de vicuñas/ sitio para el puesto i.
N_i	47	46	37	55	185	Sy_i = Desviación Standard de la variable "Vicu- ña"/Sitio para el Puesto i.
n_i	33	41	11	19	104	Sey_i = Error Standard de \bar{y}_i
\bar{Y}_i	139.58	105.41	100.64	56.21	98.51	L.C. = Límites de Confianza (p = 0.05)
Sy_i	93.70	105.84	60.13	35.48	--	Y_i = Número total de vicu- ñas del Puesto i.
Sey_i	8.90	5.45	15.20	6.59	4.22	$Y_i = N_i \bar{y}_i$
L.C. \pm (\bar{y}_i)	18.18	11-01	33.74	13.86	8.26	
Y_i	6560	4849	3724	3092	18225	
L.C. \pm (Y_i)	854	506	1248	761	1529	

TABLA Nº 22. Resultados de Muestreo 1981. Totales y Medias por Puesto. Sector Condorcocha.

PUESTO	SAWACCOCHA	TIPICOCHA	CONDOR COCHA	PALLCA	SORAS	TOTAL	
N_i	80	78	56	52	25	291	\bar{y}_i = Promedio de vicuñas/sitio para el puesto i.
n_i	53	41	15	10	4	123	Sy_i = Desviación Standard de la variable "vicuñas/sitio para el puesto i".
\bar{y}_i	70.09	79.00	24.87	15.50	5.50	48.47	$Sey \bar{y}_i$ = Error Standard de \bar{y}_i
Sy_i	54.62	70.00	27.00	12.68	7.14	--	\bar{y}_i
Se_{Y_i}	4.36	7.53	5.98	3.603	3.27	2.52	L.C. = Límites de Confianza (p 0.05).
L.C. $\pm (-)$ Y_i	8.72	15.22	12.83	8.28	10.41	4.94	Y_i = Número total de vicuñas del puesto i
Y_i	5607	6162	1393	806	137	14.105	$Y_i = N_i \bar{y}_i$
L.C. $\pm (Y)$	698	1187	718	431	260	1438	

182

TABLA Nº 23. Resultados del Muestreo 1981. Componentes sociales por Puesto. Sector Huanacopampa.

	PEDREGAL	OSCCONTA	HUANA COPAMPA	CHALL HUAMAYO	TOTAL	Entre paréntesis los límites de confianza expresados como porcentajes del parámetro estimado.
MACHOS	1088	838	602	663	3191	
L.C. ±	145 (13.3)	75 (8.9)	164 (27.2)	175 (26.4)	262 (8.2)	Nivel de confianza igual = 95%
HEMBRAS	2853	2276	1574	1460	8183	(p < 0.05)
L.C. ±	381 (13.4)	234 (10.3)	437 (27.8)	388 (26.2)	674 (8.2)	
CRIAS	1397	858	703	538	3496	
L.C. ±	194 (13.9)	76 (8.9)	191 (27.2)	148 (27.5)	271 (7.8)	
MACHOS DE T.	1145	691	778	315	2929	
L.C. ±	235 (20.5)	142 (20.5)	604 (77.6)	250 (79.4)	506 (17.3)	
NO DIFERENC.	77	186	67	96	426	
L.C. ±	13 (16.29)	18 (9.7)	32 (47.8)	36 (37.5)	43 (10.1)	
TOTAL	6560	4849	3724	3092	18225	
L.C. ±	854 (13.0)	506 (10.4)	1248 (33.5)	761 (24.6)	1529 (8.4)	

**TABLA Nº 24. Resultados del Muestreo 1981. Componentes Sociales por Puesto. Sector Con-
dorcocha.**

<u>PUESTO</u>	<u>SAWACOCHA</u>	<u>TIPICOCHA</u>	<u>CONDORCOCHA</u>	<u>PALCA</u>	<u>SORAS</u>	<u>TOTAL</u>
MACHOS	1004	1102	292	187	31	2616
L.C. +	117	200	151	102	46	264
	(11.7)	(18.1)	(51.7)	(54.5)	(148.4)	(10.1)
HEMBRAS	2566	2900	799	520	106	6891
L.C. +	308	545	402	266	215	716
	(12.0)	(18.8)	(50.3)	(51.2)	(202.8)	(10.4)
CRIAS	900	1068	187	99	0	2254
L.C. +	117	209	125	80	0	241
	(13.0)	(19.6)	(66.8)	(80.8)	-	(10.7)
MACHOS DE T.	1048	966	52	0	0	2066
L.C. +	256	320	96	0	0	320
	(24.4)	(33.1)	(184.6)	-	-	(15.5)
NO DIFEREN!	89	126	63	0	0	278
L.C. +	20	34	36	0	0	40
	(22.5)	(27.0)	(57.1)	-	-	(14.4)
TOTAL	5607	6162	1393	806	137	14.105
	698	1187	718	431	260	14 38
	(12.4)	(19.3)	(51.5)	(53.5)	(189.8)	(10.2)

Entre paréntesis los límites de confianza expresados como porcentaje del parámetro estimado. Nivel de Confianza : 95% ($p < 0.05$)

TABLA Nº 25. Resultados del Muestreo 1981. Porcentajes de cada componente social por Puesto. Sector Huanacopampa.

	PEDREGAL	OSCCONTA	HUANACOPAMPA	CHALLHUAMAYO
MACHOS	16.59	17.28	16.17	21.44
L.C. \pm	0.65	0.40	2.36	2.13
	(3.93)	(2.32)	(14.60)	(9.94)
HEMBRAS	43.49	46.94	42.28	47.85
L.C. \pm	3.04	1.02	5.48	3.80
	(6.54)	(2.17)	(12.97)	(7.93)
CRÍAS	21.30	17.66	18.88	17.42
L.C. \pm	0.78	0.56	3.76	2.28
	(3.68)	(3.18)	(19.92)	(13.11)
MACHOS TROP.	17.46	14.25	20.87	10.21
L.C. \pm	2.66	1.92	10.72	7.65
	(15.20)	(13.43)	(51.36)	(74.95)
NO DIFERENC.	1.17	3.84	1.81	3.09
L.C. \pm	0.20	0.22	0.75	1.03
	(17.09)	(5.73)	(41.44)	(33.32)

Entre paréntesis los límites de Confianza expresados como porcentaje del parámetro estimado.

Nivel de Confianza = 95% ($p < 0.05$)

107

TABLA Nº 26. Resultados del Muestreo 1981. Porcentajes de cada Componente Social. Sector Condorcocha.

	SAWACOCHA	TIPICOCHA	CONDORCOCHA	PALLCCA	SORAS
MACHOS	17.93	17.91	20.91	23.23	22.73
L.C. ±	0.75	0.95	01.41	2.93	11.93
	(4.18)	(5.30)	(6.75)	(21.61)	(52.49)
HEMBRAS	45.76	47.08	57.37	64.52	77.27
L.C. ±	2.02	2.24	4.05	7.82	11.93
	(4.41)	(4.76)	(7.05)	(12.12)	(15.44)
CRÍAS	16.04	17.35	13.40	12.26	0
L.C. ±	0.86	1.11	3.66	5.80	0
	(5.37)	(6.40)	(27.31)	(47.30)	(0)
MACHOS DE T.	18.68	15.68	3.75	0	0
L.C. ±	3.36	3.50	6.43	0	0
	(17.97)	(22.32)	(171.47)	(0)	(0)
NO DIFER.	1.59	2.07	4.56	0	0
L.C. ±	0.27	0.36	2.40	0	0
	(17.14)	(17.58)	(52.62)	(0)	(0)

Entre paréntesis los Límites de Confianza expresados como porcentaje del parámetro estimado. Nivel de Confianza : 95%.

TABLA Nº 27. Resultados del Muestreo 1981. Razones Machos/Hembras y Crías/Hembras por Puesto. Sector Huanacopampa.

	PEDREGAL	OSCCONTA	HUANACO PAMPA	CHALLHUA- MAYO	
<hr/>					\hat{R} = Razón estimada
					(1) Machos/Hembras
					(2) Crías/Hembras
<hr/>					$Se_{\hat{R}}$ = Error standard de \hat{R}
<u>MACHOS/HEMBRAS</u>					L.C. = Límites de Confianza (p 0.05)
\hat{R} (1)	0,7828	0.6718	0.8761	0.6614	r = Coeficiente de correlación.
$Se_{\hat{R}}$	0.0369	0.0237	0.1488	0.0848	(3) entre Machos y Hembras
L.C. +	0.0753	0.0479	0.3303	0.1782	(4) entre Crías y Hembras.
()	(9.62)	(7.13)	(37.70)	(26.94)	
r (3)	0.7670	0.8460	0.7237	0.5783	
<hr/>					
<u>CRÍAS/HEMBRA</u>					
\hat{R} (2)	0.4898	0.3765	0.4466	0.3640	
$Se_{\hat{R}}$	0.0087	0.0057	0.0190	0.0163	
L.C. +	0.0178	0.0115	0.0422	0.0342	
()	(3.63)	(3.06)	(9.45)	(9.41)	
r (4)	0.9653	0.9589	0.9410	0.9394	
<hr/>					