

INDICES DE SITIO PARA PINO INSIGNE EN CHILE

INSTITUTO FORESTAL - SANTIAGO - CHILE 1970

SERIE DE INVESTIGACION
PUBLICACION N° 2

INDICE

	Página
PROLOGO	5
SUMMARY	7
RESUMEN	8
1.— INTRODUCCION	9
2.— DATOS BASICOS	9
2.1. Mediciones	9
2.1. Estratificación	9
3.— ANALISIS DE REGRESION	14
3.1. Ecuaciones	14
3.2. Resultados	14
4.— CURVAS DE INDICE DE SITIO	16
4.1. Homogeneidad de la varianza de $1n A$	16
4.2. Prueba de significación de las diferencias entre los coeficientes de regresión	16
4.3. Estimación del coeficiente de regresión para grupos de zonas	17
4.4. Curvas de índice de sitio para uso general	18
4.5. Comparación con trabajos anteriores	23
5.— INDICES DE SITIO PROMEDIO POR ZONAS	24
5.1. Estimación del índice de sitio promedio	24
5.2. Correlación entre el coeficiente de regresión, índice de sitio promedio y edad promedio	24
5.3. Significación de las diferencias de índice de sitio	25
APENDICE	27
BIBLIOGRAFIA	29

PROLOGO

El estudio y determinación de índices de sitio para pino insigne en Chile, es un tema que, desde hace algunos años, ha interesado a la industria usuaria de esta especie como materia prima, habiéndose abordado ya por diferentes investigadores e instituciones. Sin embargo, todos estos trabajos se han efectuado para suplir una necesidad de información para zonas determinadas, no siendo aplicables sus resultados con seguridad en el total de la actual área de distribución de los bosques de pino insigne.

El Instituto Forestal, consciente de la necesidad de entregar información considerada básica respecto a índices de sitio para pino insigne, ha efectuado el presente estudio, siguiendo con una secuencia de proyectos programados y ejecutados con el propósito de lograr un conocimiento cada vez más objetivo y exacto del recurso forestal, indispensable para un manejo y aprovechamiento racional del mismo.

En el presente estudio se entregan las ecuaciones de las curvas guías de sitio para 10 zonas geográficas, comprendidas entre las provincias de Aconcagua a Llanquihue. Se incluye también la metodología para el cálculo de curvas de índice de sitio para grupos de zonas. Para usos más generales se incorpora el cálculo y gráficos de índices de sitio separando las zonas en dos grandes grupos.

El autor le ha dado al estudio una orientación original, especialmente desde el punto de vista del análisis estadístico-matemático. De este modo, el valor del trabajo no sólo reside en la utilidad práctica de la información sobre curvas de índice de sitio que se entregan, sino también significa un interesante aporte en el conocimiento de la metodología y los supuestos de estudios de esta naturaleza.

Cabe destacar aquí la activa participación que tuvieron en la primera etapa de este proyecto los Ingenieros Forestales Sres. Jorge Ortega S. y David Campos R., de la Sección Inventarios y Mensura. Asimismo, se reconoce la labor del resto de los funcionarios de la Sección Inventarios y Mensura, quienes directa o indirectamente participaron en la ejecución de este estudio y en especial la del Ingeniero Forestal Sr. Jorge Salgado C., por su aporte en la revisión del informe.

INSTITUTO FORESTAL

SUMMARY

Site index curves for Monterrey pine (*Pinus radiata* D. Don) have been prepared according to the method of harmonized curves. It has also been studied the possibility of discriminating areas with different site quality into the pine region.

The basic data are height and age measurements on 1299 plots from the forest inventories performed by the Instituto Forestal, embracing the provinces from Valparaíso to Llanquihue, excluding Arauco. The height measurement used is the mean height of dominant and codominant trees. The age was estimated by the number of growth rings plus one, counted at 30 cm. over the ground.

The region studied was divided in 10 geographic areas. This stratification allowed to study the variations of the shape of the height-age relations, and of the average site index between the areas, and besides this, to reduce distortions on the estimations produced by the differences on age distributions.

The equation for the average curves were fitted by least squares separately for each area. Four models for the height-age relationship were tested, being adopted finally the equation

$$\ln A = a + b/E$$

where A is the mean height of dominant and codominant trees, and E is age.

In order to verify adequacy of the assumption of consistent proportionality of the site index curves, the trend of the variance of the logarithm of height with age was analyzed. Not founding evidence against the homogeneity of this variance,

it was concluded that the assumption is acceptable.

As in some uses is convenient to deal with a small number of families of site index curves valid for the whole country, the significance of the difference in shape of the average site index curves for the different areas was investigated. Significant differences were founded, which make little advisable the use of a single family of curves for all the country.

The convenience of using different site index curves for each geographic area or, on the other hand, the best manner of grouping areas, depends on the use of the curves in each specific case. A method is described for calculating site index curves for groups of areas, based on the results of this study. For general uses, site index curves were calculated separating the areas in two groups.

The comparison of the results with earlier site index studies shows that in general, there is an acceptable agreement in the shape of site index curves obtained from data of various origins and using different methods.

Comparing average site indexes, it was possible to distinguish three regions clearly defined. Areas 5 and 9, corresponding roughly to Concepción and Cautín provinces, presents a higher average site quality than the others, while area 7 consisting in part of the "arenales" (sandy soils) region, has an average quality much lower. These differences have relation only to average site indexes, being there high variation in the same area.

RESUMEN

En este trabajo se han elaborado curvas de índices de sitio para pino insigne según el método de las curvas armonizadas. Se examinó además la posibilidad de distinguir zonas con diferentes calidades de sitio dentro del área pinera.

Los datos básicos utilizados son mediciones de altura y edad de 1.299 parcelas de los inventarios efectuados por el Instituto Forestal y cubren las provincias de Valparaíso a Llanquihue, exceptuando Arauco. La medida de altura usada es la altura promedio de los árboles dominantes y codominantes. La edad fue estimada como el número de anillos de crecimiento más uno, contados a 30 cm. del suelo.

La región en estudio fue dividida en 10 zonas geográficas. Esta estratificación permitió estudiar las variaciones de la forma de las relaciones altura-edad y del índice de sitio promedio entre las zonas y, además, reducir la distorsión en las estimaciones producidas por diferencias en la distribución de edades.

Las ecuaciones de las curvas guías se obtuvieron separadamente para cada zona por el método de los cuadrados mínimos. Se probaron cuatro modelos para la relación altura-edad, adoptándose finalmente la ecuación

$$\ln A = a + b/E$$

donde A es la altura media de los árboles dominantes y codominantes y E es la edad.

Con el objeto de comprobar si es adecuado en este caso el supuesto de proporcionalidad constante entre las curvas de índice de sitio, se analizó la tendencia de la varianza del logaritmo de la altura con la edad. Al no encontrarse evidencia en contra de la homogeneidad de esta

varianza se concluyó que el supuesto es aceptable.

Ya que en algunas aplicaciones sería conveniente contar con un número reducido de familias de curvas de índice de sitio válidas para todo el país, se investigó la significación de las diferencias de forma de las curvas guías de las distintas zonas. Se encontraron diferencias significativas entre algunas zonas, lo que hace poco recomendable el uso de una sola familia de curvas para todo el país.

La conveniencia de usar curvas de índice de sitio distintas para cada zona, o en caso contrario, la mejor manera de formar agrupaciones de zonas, dependerá del uso de las curvas en cada caso específico. Se presenta un método para calcular curvas de índice de sitio para grupos de zonas en base a los resultados de este estudio. Para usos generales se calcularon curvas de índice de sitio separando las zonas en dos grupos.

La comparación de los resultados con trabajos anteriores indica que en general, hay una concordancia aceptable en la forma de las curvas de índice de sitio obtenidas con datos de diversas fuentes y usando distintos métodos.

Al comparar los índices de sitio promedio fue posible distinguir tres regiones claramente diferenciadas. Las zonas 5 y 9, que corresponden aproximadamente a las provincias de Concepción y Cautín, presentan una calidad de sitio promedio superior al resto, mientras que la zona 7, que cubre parte de los arenales, tiene una calidad promedio notablemente inferior. Estas diferencias se refieren solamente a los índices de sitio promedio, observándose variaciones apreciables dentro de una misma zona.

1. INTRODUCCION

La evaluación de la capacidad productiva y calidad de sitio de un terreno forestal es de fundamental importancia para la planificación de la mayoría de las inversiones en la formación, manejo y aprovechamiento de los recursos forestales. La medida de calidad de sitio más usada en rodales coetáneos es el índice de sitio, definido como la altura media alcanzada por los árboles dominantes y codominantes a una edad determinada. Para estimar el índice de sitio en terrenos ocupados por rodales de edades distintas de la edad base del índice, es necesario disponer de una ecuación o familia de curvas que permita predecir la altura a dicha edad.

2. DATOS BASICOS

Los datos utilizados son las mediciones de altura y edad de las parcelas del Inventario de las plantaciones de la zona centro-sur de Chile (Instituto Forestal, 1965) y del Inventario de las plantaciones de las provincias de Coquimbo a Talca y de Valdivia a Llanquihue (Instituto Forestal, 1968).

El inventario citado en primer término cubrió las provincias de Linares, Maule, Ñuble, Concepción, Bio-Bío, Arauco, Malleco y Cautín. Sin embargo, en el presente trabajo no se consideraron las parcelas de la provincia de Arauco, debido a que en el inventario de esta provincia se estimó la edad en base al número de anillos de crecimiento a la altura del pecho, mientras que en el resto, se usó el número de anillos a 30 centímetros del suelo. El segundo inventario cubrió las plantaciones de pino insigne existentes en las provincias de Aconcagua, Valparaíso, Santiago, O'Higgins, Colchagua, Curicó, Talca, Valdivia, Osorno y Llanquihue.

No se utilizaron datos disponibles de parcelas permanentes y de otros inventarios, debido a que los diversos criterios adoptados para la determinación de la altura de los árboles dominantes y codominantes y de la edad, podrían distorsionar los resultados. Además, al incluir tales datos la muestra dejaría de ser una muestra aleatoria de las plantaciones existentes.

No se consideraron las parcelas con menos de 6 años de edad ya que la altura de esas plantaciones se ve muy afectada por factores ajenos a la calidad de sitio, como por ejemplo: las condiciones de plantación, daños de animales, condiciones climáticas anormales, etc. Igualmente se descartaron las parcelas que no pudieron ubicarse con seguridad y todas las que presentaron dudas en las mediciones. En total se usaron los datos de 1.299 parcelas.

En Chile se han realizado varios estudios sobre índices de sitio para pino insigne (Corporación de Fomento de la Producción, 1955; Urzúa, 1963; Instituto Forestal, 1964; Urbina, 1966; Contreras, 1967). Sin embargo, las inconsistencias entre algunos de los estudios mencionados y la disponibilidad de un número apreciable de mediciones obtenidas en los inventarios de las plantaciones efectuados por el Instituto Forestal, indicaron la conveniencia de calcular nuevas curvas de índice de sitio, examinando críticamente los supuestos del método.

2.1. Mediciones.

Las mediciones de altura y edad se tomaron en una submuestra de los árboles contenidos en las parcelas de inventario. La submuestra consistió en los árboles contenidos en una parcela circular de 0,007 há., concéntrica con la parcela de 0,05 há., usada para medir los diámetros. En caso que la parcela de 0,007 há. contuviera menos de tres árboles dominantes y codominantes, se tomaron los tres dominantes o codominantes más cercanos al centro.

Las alturas de los árboles de la sub-muestra se midieron con hipsómetro Haga o Blume Leiss, con aproximación de un metro.

Las edades se determinaron mediante perforaciones con taladro de incrementos a 30 cm. sobre el nivel medio del suelo, agregando un año al número de anillos contados.

Los valores usados en la elaboración de las curvas de índice de sitio, corresponden a los promedios de altura y edad de los árboles clasificados como dominantes o codominantes en cada submuestra. Cabe señalar que habría sido preferible usar la altura media de una fracción de los árboles posibles de seleccionar con un procedimiento más objetivo, en lugar de los árboles clasificados como dominantes y codominantes (Spurr, 1952). Por otra parte, la precisión de las mediciones es baja, aunque ésta puede compensarse al contar con un número relativamente elevado de observaciones. Sin embargo, la utilización de la información existente parece ser suficiente para satisfacer las necesidades actuales, no justificándose un nuevo muestreo exclusivamente para un estudio de sitios.

2.2. Estratificación.

La región en estudio fue dividida en diez zonas geográficas que se analizaron separadamente. Esta estratificación es conveniente por varias razones:

a) Tratándose de una región extensa es posible que hayan variaciones en la forma de las curvas altura-edad.

b) La obtención de curvas de índice de sitio a partir de parcelas temporales se basa en el supuesto de que no existe correlación entre edad y calidad de sitio. Sin embargo, diferencias en la distribución de las edades entre las zonas debidas a un distinto desarrollo forestal en el pasado, unidas a diferencias en la calidad de sitio promedio, podrían introducir una correlación entre edad y sitio al tomar todas las zonas en conjunto. El supuesto debería cumplirse con más aproximación al considerar áreas reducidas.

c) Esta estratificación permite estudiar la posibilidad de distinguir áreas con diferentes calidades de sitio promedio.

Para delimitar las zonas, primeramente se clasificaron las parcelas en seis clases de índice de sitio, de acuerdo a las curvas de índice de sitio del Instituto Forestal (1964) y se ubicaron en planos escala 1:250.000 con una clave de colores para las clases de sitio. Se trató de determinar zonas que fueran relativamente homogéneas y diferentes de las zonas adyacentes y que contuvieran un número suficiente de parcelas. Esto se hizo guiándose principalmente por las clases de sitio de las parcelas ubicadas en los planos y por experiencia de terreno. Se tomó en cuenta además, la información de los mapas climáticos y de grandes grupos de suelos.

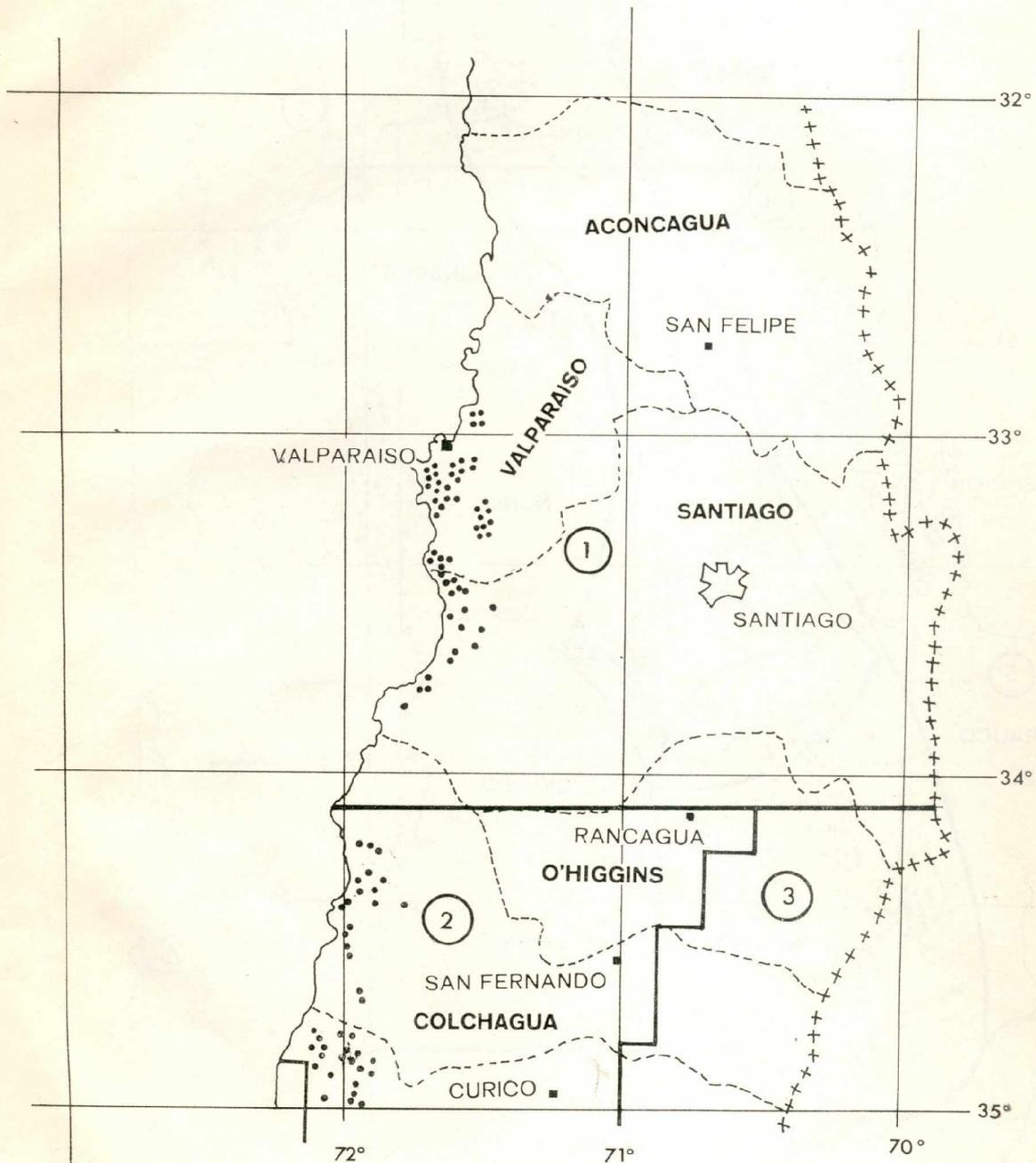
En la Fig. 1 se pueden observar las zonas y la distribución de las parcelas. El número de parcelas por zonas y por edades se indica en el Cuadro 1.

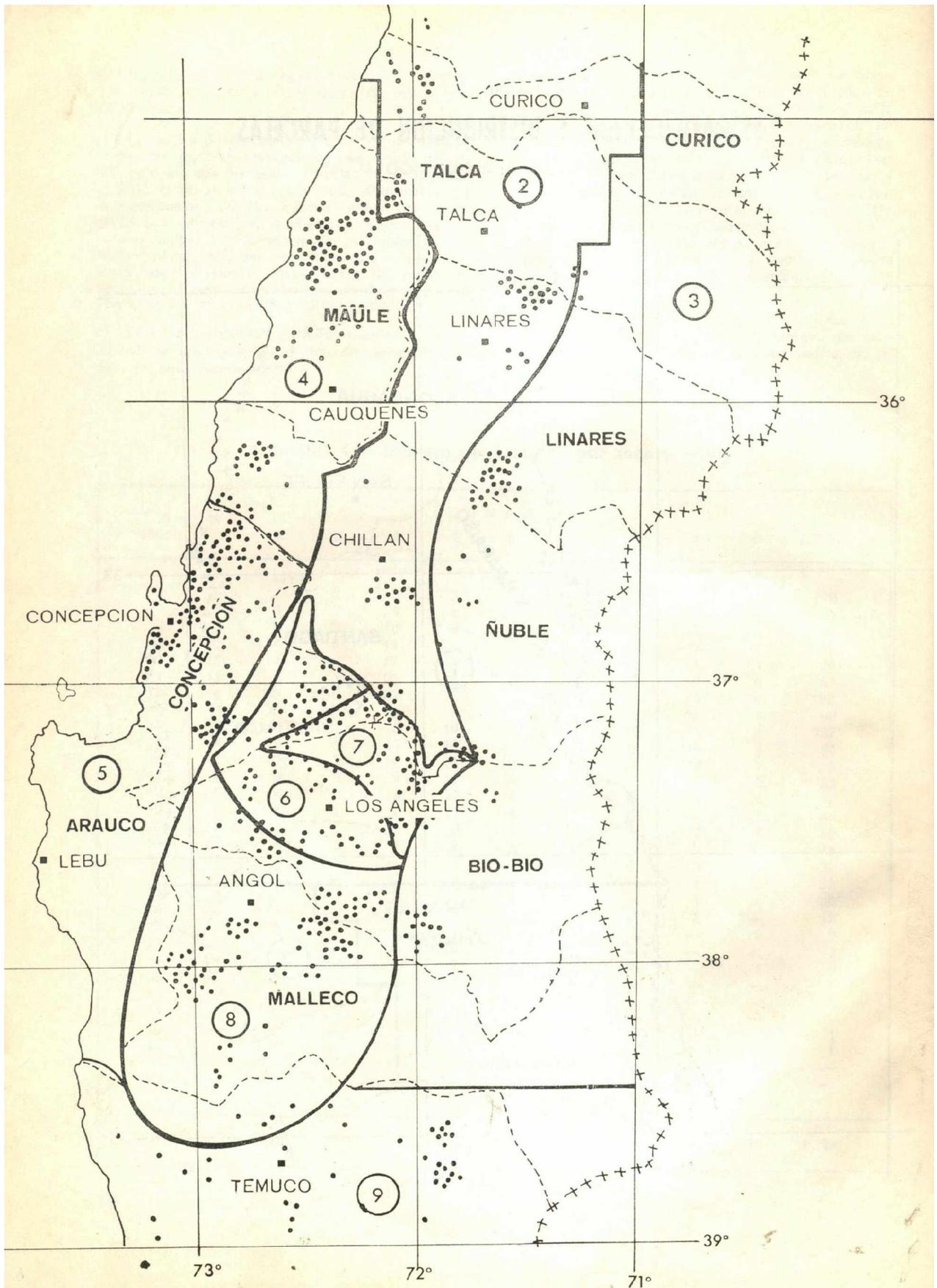
CUADRO 1.— Número de parcelas por zona y edad.

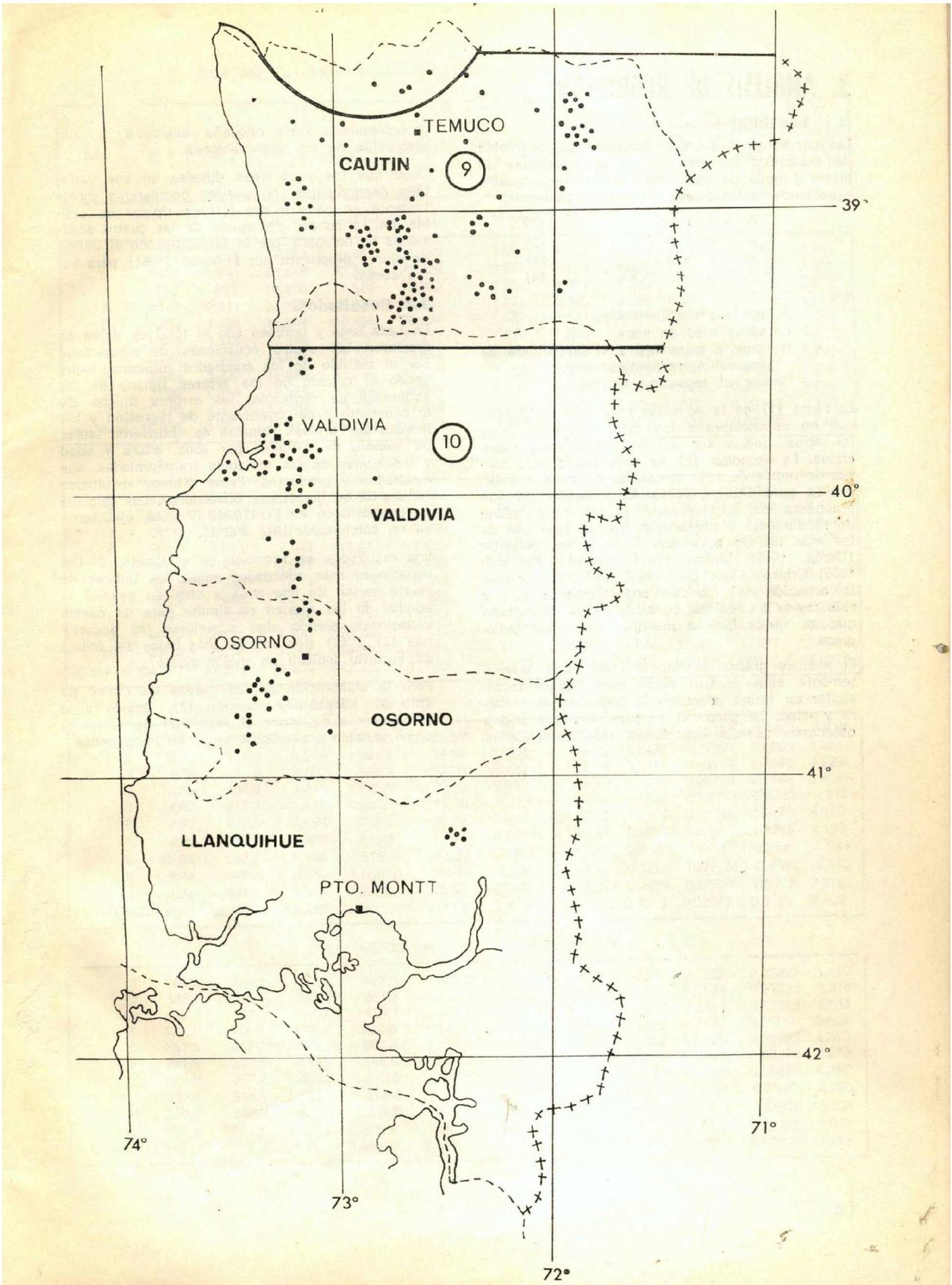
EDAD años	Z O N A S										TOTAL
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
6	—	1	2	5	5	2	4	9	—	—	28
7	6	6	3	4	4	5	1	6	—	—	35
8	3	6	3	10	9	4	2	11	2	—	50
9	10	14	6	14	9	7	5	19	5	1	90
10	16	14	5	17	13	6	11	18	4	4	108
11	11	4	3	22	6	2	3	20	10	8	89
12	8	10	6	29	7	6	7	13	14	8	108
13	11	4	3	18	9	11	6	9	21	7	99
14	8	16	7	9	19	7	9	17	11	4	107
15	4	9	1	13	16	11	7	11	10	4	86
16	4	7	5	14	28	6	5	6	8	7	90
17	4	9	2	3	11	6	3	13	9	2	62
18	9	6	3	5	19	6	5	13	6	6	78
19	5	4	1	4	12	5	5	8	—	2	46
20	5	3	1	3	9	3	10	11	3	4	52
21	3	3	3	1	8	5	9	7	3	1	43
22	1	1	1	—	6	3	7	7	3	3	32
23	3	1	—	—	1	5	9	4	4	5	32
24	3	1	—	2	4	1	13	4	1	1	30
25	—	—	—	—	5	2	3	—	2	—	12
26	—	1	—	—	2	—	3	1	—	2	9
27	—	—	—	—	2	—	1	—	—	—	3
28	1	—	—	—	2	1	1	—	—	1	6
29	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	1
30	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	1
31	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
32	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	1
33	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	1
34	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
35	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
TOTAL	115	120	55	173	207	106	130	207	116	70	1.299

FIGURA 1
ESTRATIFICACION Y DISTRIBUCION DE PARCELAS

ESCALA 1 : 2.000.000







3. ANALISIS DE REGRESION

3.1. Ecuaciones.

Las curvas guías se obtuvieron por una regresión de cuadrados mínimos de las observaciones de altura y edad de cada zona. Se probaron cuatro ecuaciones, todas lineales en los parámetros.

$$A = a + bE \quad (1)$$

$$A = a + b \sqrt{E} \quad (2)$$

$$\ln A = a + b/E \quad (3)$$

$$\ln A = a + b \ln E \quad (4)$$

donde

A es la altura en metros
E es la edad en años
a y b son la constante y el coeficiente de regresión, respectivamente.
(ln indica el logaritmo natural)

La recta (1) es la ecuación más sencilla, y aunque no se ajustara a los datos tan bien como las otras, podría ser útil en aplicaciones especiales. La ecuación (2) ha sido usada para curvas de índice de sitio calculadas en base a análisis de tallo (Minor, 1964). La ecuación (3) fue propuesta por Schumacher (1939) para tablas de rendimiento y posteriormente, ha sido una de las más usadas para curvas de índice de sitio (Urzúa, 1963; Minor, 1964; Instituto Forestal, 1965; Urbina, 1966; Contreras, 1967). Por último, la ecuación (4) aunque aparentemente no ha sido usada en índices de sitio, se ha encontrado que se ajusta bien a muchos fenómenos biológicos.

El análisis gráfico preliminar indicó que aparentemente estas cuatro ecuaciones podían representar en forma adecuada la relación entre altura y edad. La ganancia en precisión que podría obtenerse usando ecuaciones más complicadas,

probablemente sería pequeña debido a la gran dispersión de las observaciones.

Dado que las ecuaciones difieren en sus variables dependientes, no pueden compararse directamente en base a sus errores típicos de estimación. La bondad del ajuste de las cuatro ecuaciones se comparó, por lo tanto, usando el índice de ajuste propuesto por Furnival (1961) para estos casos.

3.2. Resultados.

En cada zona y también con el total de datos se ajustaron las cuatro ecuaciones de altura-edad por el método de los cuadrados mínimos, incluyendo el cálculo de los errores típicos de las estimadas de regresión, los errores típicos de la constante y del coeficiente de regresión y los índices de Furnival. Además se obtuvieron tablas de número de parcelas por zona, altura y edad y las sumas de las variables transformadas, sus cuadrados y productos. Estos últimos resultados se usaron en las etapas posteriores. Los cálculos se programaron en FORTRAN IV y se ejecutaron en un computador IBM 360/40.

Los resultados se resumen en el Cuadro 2. Las ecuaciones más adecuadas según los índices de ajuste varían de una zona a otra. En general la bondad de los ajustes es similar para las cuatro ecuaciones, siendo algo superiores las ecuaciones (2) y (3) (los valores más bajos del índice de Furnival indican un mejor ajuste).

Para la elaboración de las curvas de índice de sitio se adoptó la ecuación (3), debido a la conveniencia de tener el logaritmo de la altura como variable dependiente en el presente estudio.

CUADRO 2.— Regresiones altura-edad. Modelo: $y = a + b x$

Zona	$\sum x$	$\sum y$	$\sum x^2$	$\sum y^2$	$\sum xy$	Constante a	Coe- ficiente b	Error tipi- co de la estimada $S_{y \cdot x}$	Error tipi- co de la constante de regre- sion S_a	Error tipi- co del coe- ficiente de regresion S_b	Indice de Fornival
------	----------	----------	------------	------------	-----------	----------------	--------------------	--------------------------------------------------------	--------------------------------------------------------------------	-----------------------------------------------------------------	--------------------------

ECUACION (1) : $y = A ; x = E$

1	1.591	1.691	24.513	30.501	26.753	— 3,887	1,342	3,159	0,922	0,06316	3,159
2	1.604	1.851	23.578	33.309	27.229	— 0,127	1,163	3,974	1,205	0,08595	3,974
3	710	897	10.126	17.547	12.832	— 0,524	1,304	4,923	2,155	0,15880	4,923
4	2.149	2.611	28.727	45.447	35.361	— 2,801	1,440	3,266	0,937	0,07245	3,266
5	3.234	4.436	55.604	109.420	76.624	— 1,087	1,441	4,309	0,991	0,06046	4,309
6	1.616	1.596	27.796	29.176	27.717	— 1,279	1,072	3,821	1,101	0,06797	3,821
7	2.244	1.696	43.044	27.356	32.357	0,703	0,715	4,862	1,348	0,07407	4,862
8	2.869	3.320	44.645	63.396	52.105	— 1,255	1,248	3,526	0,741	0,05047	3,526
9	1.700	2.458	26.624	56.748	38.404	0,781	1,393	3,438	1,259	0,08313	3,338
10	1.118	1.378	19.354	29.790	23.610	2,612	1,069	3,470	1,607	0,09663	3,740
General	18.835	21.934	304.011	442.690	352.992	0,487	1,131	5,028	0,438	0,02860	5,028

ECUACION (2) : $y = A ; x = \sqrt{E}$

1	421,9	1.691	1.591	30.501	6.643	— 22,50	10,14	3,235	1,829	0,4916	3,235
2	433,3	1.851	1.604	33.309	7.030	— 16,10	8,73	3,832	2,225	0,6084	3,832
3	195,0	897	710	17.547	3.356	— 17,13	9,43	4,866	4,044	1,1255	4,866
4	604,0	2.611	2.149	45.477	9.529	— 20,96	10,33	3,225	1,797	0,5100	3,225
5	807,3	4.436	3.234	109.420	18.269	— 22,80	11,34	4,061	1,738	0,4396	4,061
6	407,3	1.596	1.616	29.176	6.568	— 17,54	8,48	3,732	2,033	0,5207	3,732
7	531,8	1.696	2.244	27.356	7.325	— 10,09	5,66	4,870	2,442	0,5878	4,870
8	758,6	3.320	2.869	63.396	13.002	— 18,33	9,38	3,362	1,327	0,3563	3,362
9	440,5	2.458	1.700	56.748	9.639	— 20,88	11,08	3,349	2,441	0,6376	3,349
10	276,9	1.378	1.118	29.790	5.651	— 15,33	8,85	3,640	3,068	0,7677	3,640
General	4.877	21.934	18.835	442.720	87.013	— 16,27	8,83	4,897	0,811	0,2130	4,897

ECUACION (3) : $y = \ln A ; x = \frac{1}{E}$

1	9,27	295,2	0,828	787,6	22,50	3,875	— 16,23	0,2789	0,08365	0,9861	3,632
2	9,95	316,5	0,914	861,8	24,92	3,866	— 14,82	0,2497	0,07297	0,8360	3,491
3	4,76	147,2	0,462	408,1	12,08	3,822	— 13,24	0,3254	0,13373	1,4592	4,726
4	15,04	454,0	1,418	1.226,9	37,81	3,940	— 15,14	0,2476	0,06759	0,7466	3,415
5	14,93	612,2	1,240	1.866,4	41,39	4,176	— 16,90	0,2137	0,04089	0,5283	4,112
6	7,97	272,5	0,694	736,9	18,92	3,825	— 16,68	0,3151	0,08313	1,0276	4,119
7	8,69	317,2	0,692	810,5	19,84	3,269	— 12,41	0,3922	0,08599	1,1785	4,498
8	17,05	548,1	1,608	1.516,4	41,89	3,960	— 15,93	0,2544	0,04967	0,5636	3,594
9	8,44	348,7	0,652	1.059,8	24,80	4,086	— 14,85	0,1689	0,06494	0,8665	3,413
10	4,74	204,7	0,346	606,9	13,51	3,949	— 15,12	0,2079	0,09404	1,3379	3,870
General	100,85	3.516	8,853	9.881	257,66	3,869	— 14,98	0,3219	0,02627	0,3182	4,822

ECUACION (4) : $y = \ln A ; x = \ln E$

1	295,8	295,2	773,4	787,6	775,9	— 0,8200	1,317	0,2641	0,1925	0,07423	3,440
2	305,1	316,5	787,9	861,8	819,6	— 0,4370	1,210	0,2726	0,1982	0,07733	3,810
3	137,7	147,2	350,9	408,1	375,6	— 0,2891	1,164	0,3363	0,3424	0,13555	4,884
4	429,3	454,0	1.078,7	1.226,9	1.144,6	— 0,7438	1,357	0,2555	0,1748	0,07000	3,524
5	557,5	612,2	1.526,2	1.866,4	1.681,6	— 0,6356	1,334	0,2428	0,1326	0,04883	4,673
6	281,8	272,5	763,6	736,9	743,5	— 0,9380	1,320	0,3272	0,2302	0,08575	4,278
7	361,8	317,2	1.025,6	810,5	900,7	— 0,2399	0,963	0,3890	0,2525	0,08990	4,462
8	530,9	548,1	1.389,1	1.516,4	1.442,4	— 0,7525	1,326	0,2829	0,1394	0,05381	3,996
9	307,7	348,7	823,5	1.059,8	932,6	0,2286	1,047	0,1751	0,1714	0,06431	3,538
10	191,1	204,7	527,4	606,9	564,3	0,2624	0,975	0,2150	0,2506	0,09128	4,020
General	3.399	3.516	9.046	9.881	9.381	— 0,3628	1,173	0,3413	0,0725	0,02746	5,114

4. CURVAS DE INDICE DE SITIO

4.1. Homogeneidad de la varianza de $\ln A$.

El método más usual para construir las curvas de índice de sitio consiste en situar cada curva de índice de sitio en un porcentaje fijo sobre o bajo la curva guía o curva promedio obtenida anteriormente. Este supuesto de proporcionalidad constante entre las curvas de índice de sitio puede no ser válido siempre. Según Osborne y Schumacher (citados por Spurr, 1952) el supuesto implica que el coeficiente de variación de la altura sea el mismo a todas las edades. Si el coeficiente de variación de la altura varía con la edad, las curvas obtenidas por proporción con la curva guía no serían correctas. En este caso, las curvas de índice de sitio pueden calcularse por un procedimiento desarrollado por Osborne y Schumacher y descrito por Husch (1963) y Bruce y Schumacher (1965).

Al linealizar la curva guía mediante una transformación de variables con el logaritmo de la altura como variable dependiente, el supuesto de proporcionalidad constante entre las curvas de índice de sitio implica que en términos de las variables transformadas, estas curvas constituirían una familia de rectas paralelas a la recta guía. En otras palabras, a todas las curvas les correspondería el mismo valor del coeficiente de regresión b , difiriendo solamente en los valores de la constante a . Asimismo, el criterio de independencia del coeficiente de variación de la altura con respecto a la edad, es equivalente en este caso a la independencia de la desviación típica del logaritmo de la altura con respecto a la edad, o sea, a la homogeneidad de la varianza de $\ln A$.

Para comprobar si podría aceptarse el supuesto de homogeneidad de la varianza de $\ln A$ en el presente estudio, en cada zona se calcularon las estimaciones de las desviaciones típicas de los logaritmos de las alturas en las distintas edades. Los gráficos de desviación típica de $\ln A$ en función de la edad así obtenidos, mostraron tendencias bastante erráticas y variables de una zona a otra. Consideradas las zonas en conjunto, no se observa ninguna tendencia definida de la desviación típica con la edad. En consecuencia, se puede suponer homogénea la varianza de $\ln A$ y obtener las curvas de índice de sitio como rectas paralelas a la recta guía en términos de las variables transformadas.

De esta manera, las curvas de índice de sitio están dadas por ecuaciones del tipo

$$\ln A = c + \frac{b}{E}$$

donde b es el coeficiente de regresión de la recta guía y c es una constante que depende

del índice de sitio. Imponiendo la condición de que la altura a la edad clave es igual al índice de sitio,

$$\ln S = c + \frac{b}{E_c}$$

puede eliminarse c entre las dos ecuaciones, teniéndose entonces la ecuación general

$$\ln A = \ln S + b \left(\frac{1}{E} - \frac{1}{E_c} \right), \quad (5)$$

o bien:

$$A = S \cdot \exp. \left(b \left(\frac{1}{E} - \frac{1}{E_c} \right) \right) \quad (6)$$

4.2. Prueba de significación de las diferencias entre los coeficientes de regresión.

En muchas aplicaciones presentaría ventajas el disponer de una o de un número reducido de familias de curvas de índice de sitio válidas para todo el país, en lugar de familias diferentes de curvas para cada una de las diez zonas. En otras palabras, sería conveniente tener estimaciones adecuadas del coeficiente de regresión b para todo el país o para agrupaciones de zonas.

La forma más conveniente de agrupar zonas sería distinta en cada aplicación específica, pero en general, no parece recomendable usar una sola familia de curvas de índice de sitio para zonas que presenten diferencias estadísticamente significativas entre sus coeficientes de regresión. De aquí la importancia de efectuar una prueba de significación de las diferencias entre los coeficientes.

La prueba de significación de las diferencias entre las estimaciones de los coeficientes de regresión, puede asimilarse a las pruebas de comparaciones múltiples. Estas tienen por objeto probar la significación de las diferencias entre varias medias experimentales basadas todas ellas en igual número de observaciones y suponiendo una varianza común σ^2 para todos los tratamientos.

El procedimiento general para una prueba de comparaciones múltiples, consiste en calcular el cociente entre la diferencia de dos medias y la estimación del error típico de las medias (que es el mismo para todas las medias e igual a σ/\sqrt{n}), y compararlo con ciertos valores tabulados. Existen varias pruebas de este tipo de uso corriente que difieren esencialmente en dichos valores tabulados, de acuerdo a criterios diferentes de significación y ciertos supuestos sobre la población en estudio (Hamilton, 1965).

En este caso, el error típico de las estimaciones de los coeficientes varía de una zona a otra, debido a diferencias en el número de observaciones y en su distribución por edades, de modo que no pueden aplicarse directamente las pruebas de comparaciones múltiples. Sin embargo, Kramer (1956)), ha sugerido una solución aproximada a este problema. Su método se basa en usar en las pruebas, en lugar del error típico común como divisor de la diferencia entre dos medias, el error típico de la diferencia de las medias dividido por la raíz cuadrada de dos. De acuerdo con este mismo principio, para probar la significación de las diferencias entre las estimaciones de los coeficientes de regresión, se confrontaron con los valores tabulados usando para las pruebas de comparaciones múltiples las cantidades:

$$q_{ij} = \frac{|b_i - b_j|}{\sqrt{\frac{1}{2} (s_{bi}^2 + s_{bj}^2)}}$$

$$i, j = 1, 2, \dots, 10.$$

En cuanto a la selección de la prueba de comparaciones múltiples más adecuada para el presente análisis, probablemente sería la prueba de Tukey (Hamilton, 1965). Se decidió aplicar la prueba de Tukey con un nivel de significación (experimentwise error rate) de 5% y además, la prueba de Duncan a un **nivel de protección** del 5%. Esta última prueba (Duncan, 1955; Husch, 1963; Hamilton, 1965) ha sido muy usada en análisis de este tipo, aunque su aplicabilidad en este caso merece dudas. Para una discusión de las condiciones de aplicabilidad de las distintas pruebas de comparaciones múltiples y de la naturaleza de los niveles de significación mencionados, véase Hamilton (1965).

Los resultados de las pruebas de significación se resumen a continuación. Los números corresponden a las zonas, ordenadas de acuerdo a la magnitud de las estimaciones de los coeficientes de regresión. Todo par de zonas no subrayadas por la misma línea tienen coeficientes significativamente diferentes entre sí. Todo par de zonas

subrayadas por la misma línea tienen coeficientes no significativamente distintos entre sí, según la prueba de significación aplicada.

Según la prueba de Tukey:

7 3 2 9 10 4 8 1 6 5

Según la prueba de Duncan:

7 3 2 9 10 4 8 1 6 5

Puede concluirse que existen diferencias significativas entre algunas zonas en cuanto a los coeficientes de regresión, de modo que en general, no sería recomendable usar una sola familia de curvas de índice de sitio para todo el país. Convendría obtener curvas separadamente para dos o más agrupaciones de zonas.

4.3. Estimación del coeficiente de regresión para grupos de zonas.

Para calcular curvas de índice de sitio válidas para una agrupación de varias zonas, es necesario estimar el coeficiente de regresión de la ecuación (3), el que se supone igual en todas las zonas del grupo.

Con este objeto podría ajustarse la ecuación (3) con todos los datos del grupo tomados en conjunto. Sin embargo, si las zonas difieren en índice de sitio promedio y en la edad promedio, en general, el coeficiente de regresión estimado con el conjunto de todos los datos no será una buena estimación del coeficiente para las zonas individuales. Esto puede visualizarse en la Fig. 2 donde se ha exagerado la situación de un ajuste para dos zonas.

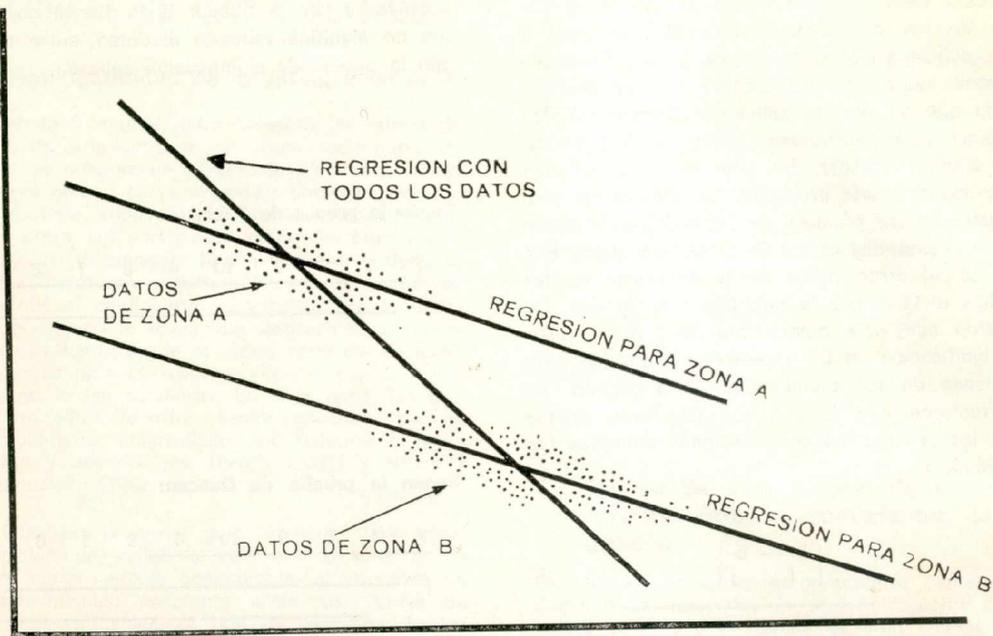


FIGURA 2

Este efecto puede evitarse usando como variable independiente en la regresión con todos los datos, la diferencia entre X y el X promedio de la zona correspondiente. Introduciendo esta transformación, luego de alguna manipulación algebraica, se obtienen fórmulas para el coeficiente de regresión y su error típico en función de las

sumas por zona tabuladas en el Cuadro 2. Usando el índice i para indicar las zonas y el índice j para indicar las observaciones dentro de cada zona, y siendo n_i el número de observaciones en la zona i y m el número de zonas en el grupo, las fórmulas son:

$$b = \frac{\sum_i^m (\sum_j^{n_i} x_{ij} y_{ij}) - \sum_i^n \left[\frac{1}{n_i} (\sum_j^{n_i} x_{ij}) (\sum_j^{n_i} y_{ij}) \right]}{\sum_i^m (\sum_j^{n_i} x_{ij}^2) - \sum_i^n \left[\frac{1}{n_i} (\sum_j^{n_i} x_{ij})^2 \right]} \quad (7)$$

$$S_b^2 = \frac{1}{N-2} \left[\frac{\sum_i^m (\sum_j^{n_i} y_{ij}^2) - \frac{1}{N} \left[\sum_i^m (\sum_j^{n_i} y_{ij}) \right]^2}{\sum_i^m (\sum_j^{n_i} x_{ij}^2) - \sum_i^n \left[\frac{1}{n_i} (\sum_j^{n_i} x_{ij})^2 \right]} - b^2 \right] \quad (8)$$

$$\text{donde: } N = \sum_i^m n_i$$

4.4. Curvas de índice de sitio para uso general.

Se ha mencionado anteriormente la conveniencia en algunos casos de contar con un mínimo de familias de curvas de índice de sitio aplicables a todo el país. Estas curvas pueden ser útiles cuando la exactitud de la estimación no tiene mucha trascendencia, cuando la edad de los rodales es cercana a la edad clave, o cuando se hace difícil determinar la ubicación geográfica de los rodales cuyos índices de sitio se desea estimar.

Considerando los resultados de la prueba de sig-

nificación de las diferencias entre los coeficientes de regresión, convendría separar las zonas por lo menos en dos grupos. Con este objeto se ordenaron las zonas según los valores de los coeficientes de regresión y se eligió la forma de separarlas que, conservando dicho orden, diara la menor diferencia entre los errores típicos de los coeficientes de regresión de ambos grupos. Los coeficientes y sus errores típicos se estimaron con las fórmulas (7) y (8).

De este modo se determinó un grupo, llamado grupo A, formado por las zonas 2, 3, 4, 7, 9 y 10 y otro, grupo B, formado por las zonas 1, 5, 6 y 8. Estos grupos resultaron ser también los que presentan la diferencia más significativa

FIGURA 3

CURVAS DE INDICE DE SITIO PARA PINO INSIGNE
GRUPO A (ZONAS 2, 3, 4, 7, 9 Y 10)

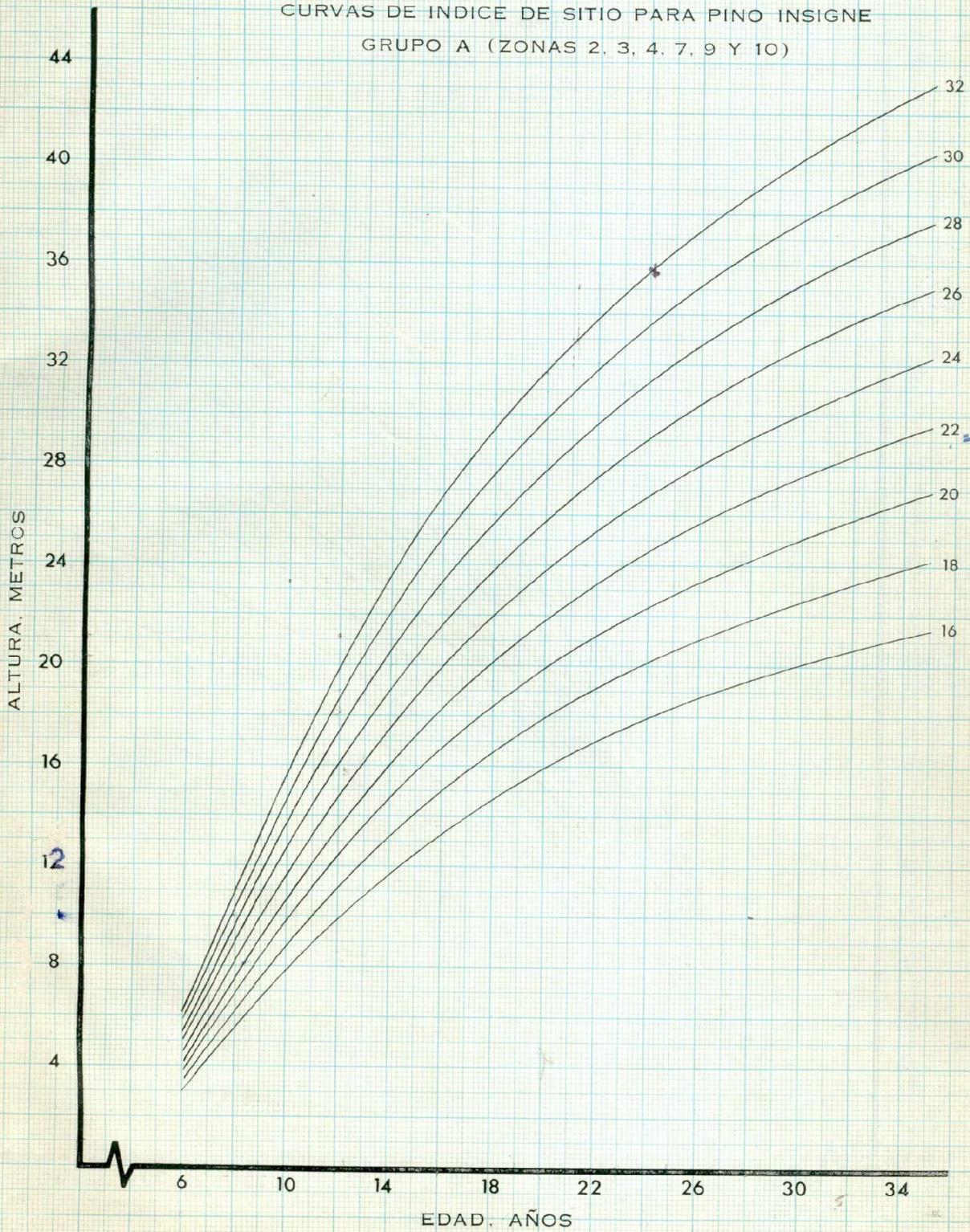
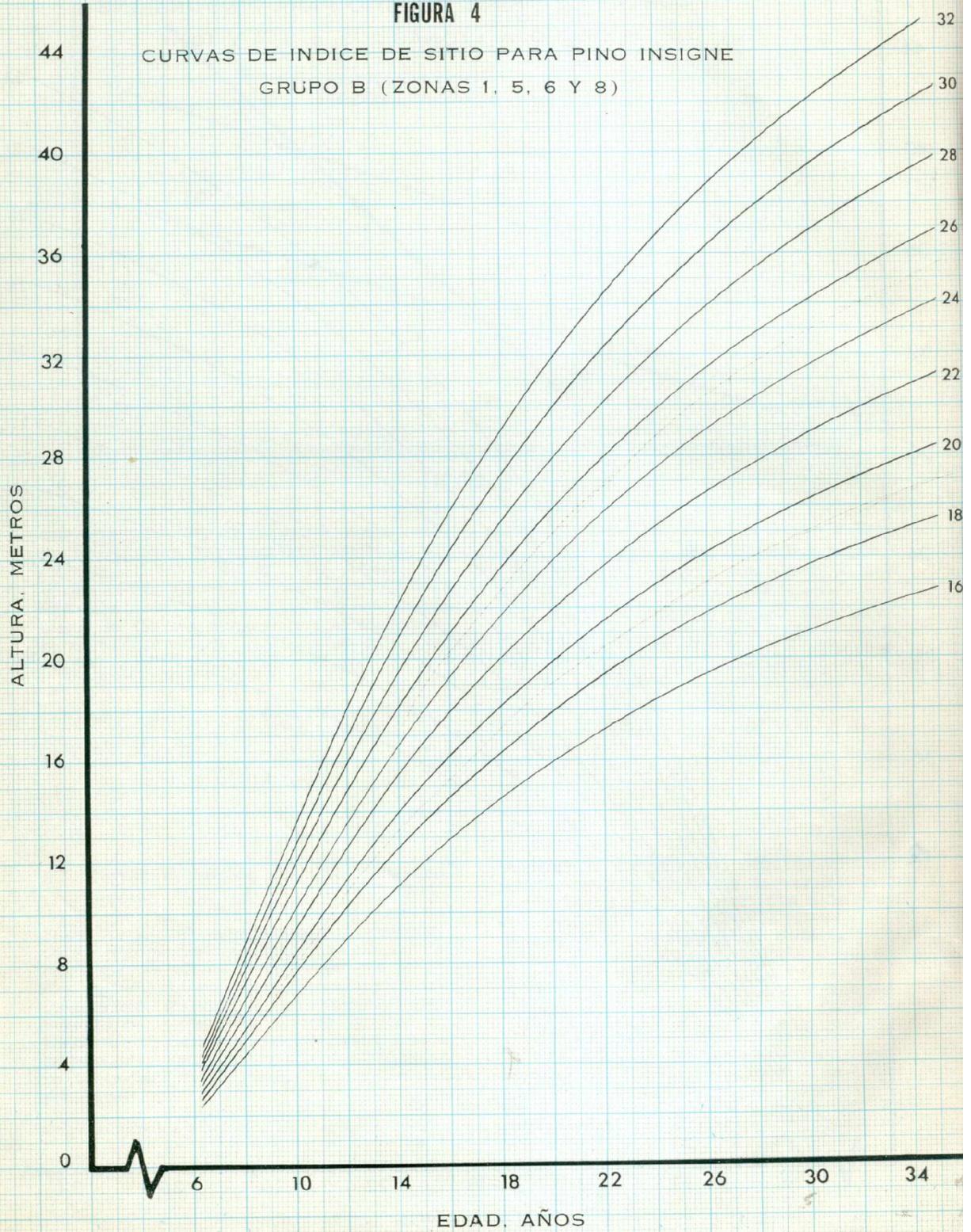


FIGURA 4

CURVAS DE INDICE DE SITIO PARA PINO INSIGNE
GRUPO B (ZONAS 1, 5, 6 Y 8)



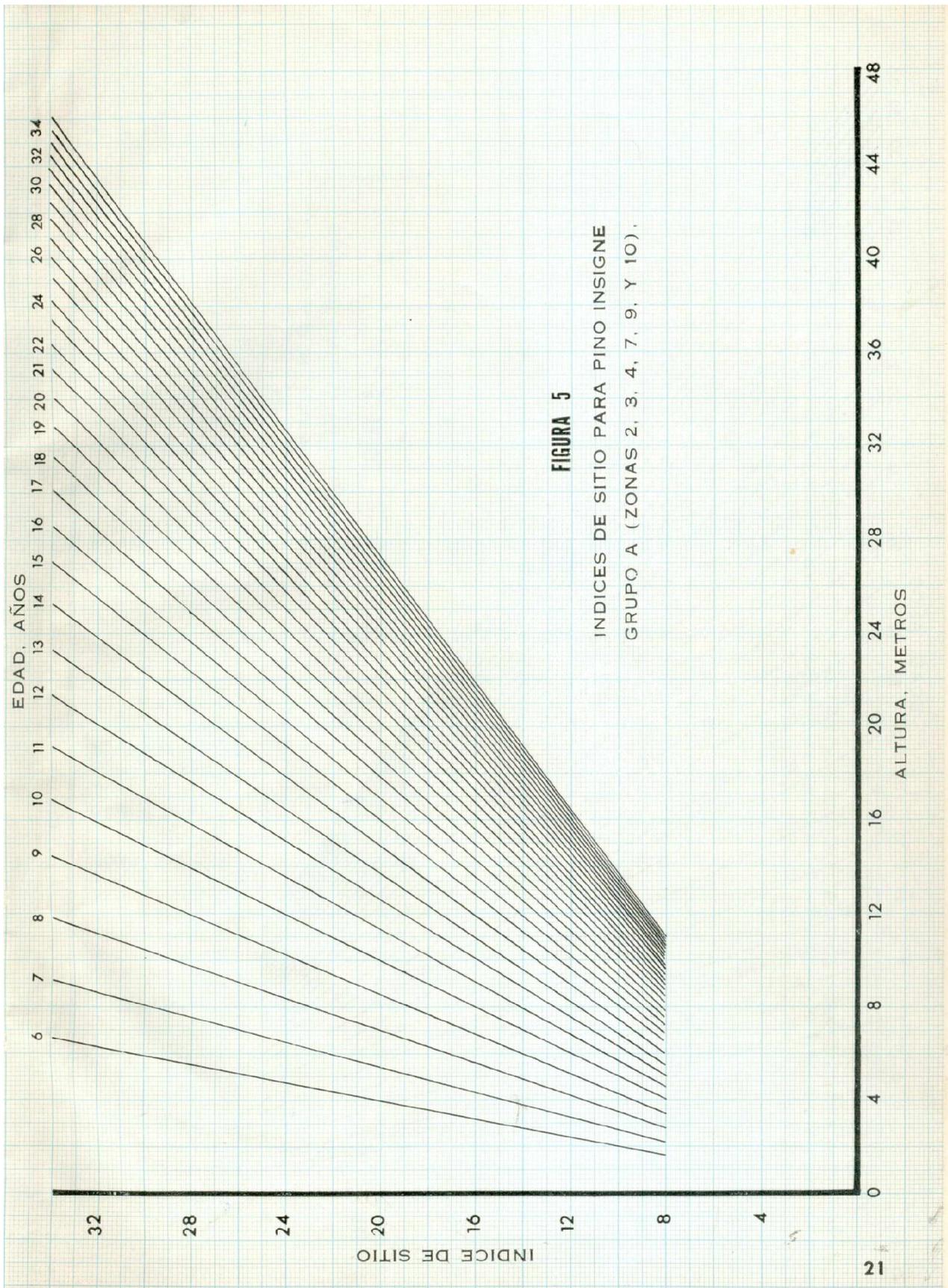


FIGURA 5
 INDICES DE SITIO PARA PINO INSIGNE
 GRUPO A (ZONAS 2, 3, 4, 7, 9, Y 10).

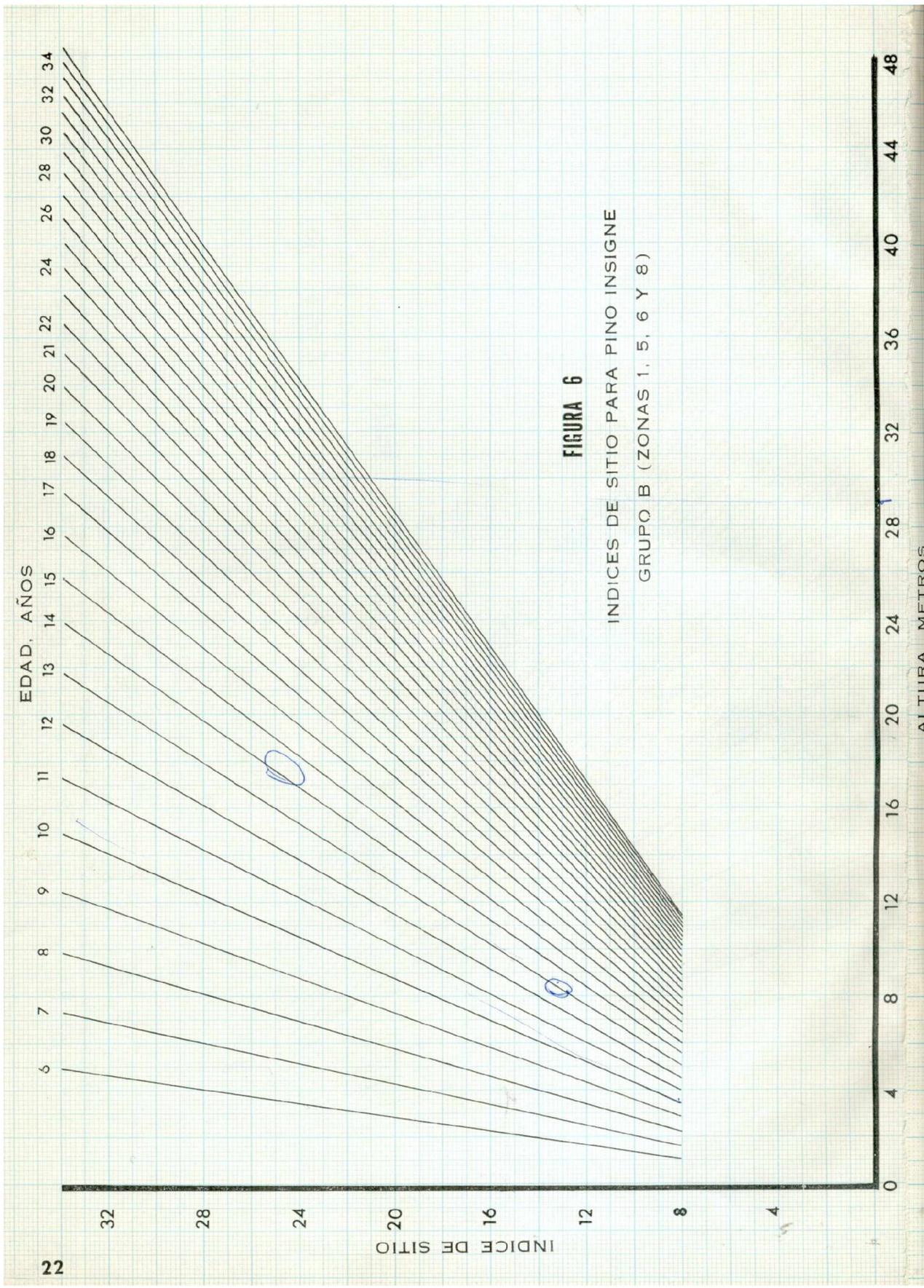


FIGURA 6

INDICES DE SITIO PARA PINO INSIGNE
GRUPO B (ZONAS 1, 5, 6 Y 8)

ALTURA METROS

entre las estimaciones de los coeficiente de regresión y la partición más equitativa del número de parcelas. Los coeficientes de las zonas dentro de cada grupo no son significativamente diferentes según las pruebas de Tukey o de Duncan.

Los valores estimados para los grupos son:

$$\text{Grupo A: } b = -14,11; S_b = 0,516$$

$$\text{Grupo B: } b = -16,41; S_b = 0,417$$

Reemplazando estos valores en las ecuaciones (5) o (6) se tienen las ecuaciones para construir las curvas de índice de sitio (Figura 3 y 4). Como edad clave se ha adoptado la de 20 años, al igual que en trabajos anteriores. Más cómodos y más precisos para fines de clasificación, que las curvas tradicionales de índice de sitio, resultan los gráficos de las figuras 5 y 6. Estos gráficos se construyeron usando las siguientes fórmulas derivadas de la ecuación (6):

$$\text{Grupo A: } S = 0,4939 e^{\frac{14,11}{E}} \cdot A$$

$$\text{Grupo B: } S = 0,4402 e^{\frac{16,41}{E}} \cdot A$$

Cuando se necesite más exactitud en la estimación de la calidad de sitio, es preferible usar curvas o ecuaciones de índice de sitio basadas en las estimaciones de b para las zonas correspondientes (Cuadro 2). Puede estimarse también el coeficiente de regresión b para cualquier grupo adecuado de zonas, usando la fórmula (7) y los valores del Cuadro 2.

4.5. Comparación con trabajos anteriores.

En el Cuadro 3 se presentan los coeficientes de regresión para la ecuación (3) estimados en varios estudios de índices de sitio para pino insignne efectuados en el país.

Las curvas de índice de sitio de la Corporación de Fomento de la Producción (1955) fueron calculadas en base a un ajuste gráfico de la curva guía. Para la presente comparación se estimó el valor del coeficiente de regresión correspondiente, graficando la curva guía en función de las variables transformadas $\ln A$ y $1/E$ y estimando la pendiente media de la curva resultante. El resto de las curvas de índice de sitio fueron calculadas originalmente en base a la ecuación (3), con logaritmos de base 10, de modo que, para la comparación con nuestros resultados, se expresaron los coeficientes y errores en términos de logaritmos naturales multiplicando por $\ln 10$.

Cuadro 3 - Comparación de estudios de índices de sitio.

Fuente	Lugar	Base	-b	S _b
Corporación de Fomento de la Producción, 1955	Linares a Malleco	225 parcelas temporales.	15	—
Urzúa, 1963	Malleco y Bío-Bío	284 parcelas de inventario.	10,91	—
Instituto Forestal, 1964	Linares a Malleco	Primera medición de 171 parcelas permanentes en rodales sin ralear. (Instituto Forestal, 1965).	15,04	—
Urbina, 1966	Serie de suelos Constitución	103 parcelas de inventario. (Instituto Forestal, 1966).	13,96	0,900
Urbina, 1966	Serie de suelos Cauquenes	57 parcelas de inventario. (Instituto Forestal, 1966).	15,62	1,075
Urbina, 1966	Serie de suelos San Esteban	114 parcelas de inventario. (Instituto Forestal, 1966).	18,50	0,389
Contreras, 1967	Linares a Malleco	2.219 parcelas de inventario. (Corfo, 1955 e I. Forestal, 1966).	8,62	—
Este estudio.	Grupo A	664 parcelas de inventario. (Instituto Forestal 1966 y 67).	14,11	0,516
Este estudio.	Grupo B	635 parcelas de inventario. (Instituto Forestal 1966 y 67).	16,41	0,417
Este estudio.	Valparaíso a Llanquihue según fórmulas (7) y (8).	1.299 parcelas de inventario. (Instituto Forestal 1966 y 67).	15,40	0,255
Este estudio.	Valparaíso a Llanquihue según regresión con total de datos.	1.299 parcelas de inventario. (Instituto Forestal 1966 y 67).	14,98	0,318

Con fines de comparación se estimó el coeficiente de regresión para el conjunto de todas las zonas usando la fórmula (7) y se incluyó además, la estimación obtenida de la regresión con el total de datos.

Puede observarse que, salvo dos excepciones, hay una buena concordancia de los valores del coeficiente b estimados en base a datos de distintas fuentes. (*).

Este hecho proporciona cierta seguridad en relación a la ausencia de errores groseros debidos a los datos básicos. Por otra parte, la diferencia entre el coeficiente estimado de la regresión con el total de datos y el estimado con la fórmula (7), da una idea de la conveniencia de la estratificación para reducir el efecto de la distribución de edades en los estudios de sitios en áreas de cierta extensión.

5. INDICES DE SITIO PROMEDIO POR ZONAS

5.1. Estimación del índice de sitio promedio.

El índice de sitio promedio para una zona podría estimarse como la altura que indica la curva guía de la zona a la edad de 20 años. Sin embargo, debido a que la curva guía se ajustó usando el logaritmo de la altura como variable dependiente, el valor estimado de esta manera correspondería a la media armónica de los índices de sitio y no a la media aritmética o valor esperado que es la cantidad que interesa. La media armónica es siempre menor que la media aritmética si la varianza es distinta de cero.

Suponiendo que el logaritmo de la altura para una edad dada tiene una distribución que se aproxima a la normal, es posible estimar el valor esperado del índice de sitio en base a la curva guía y su error típico de la estimada. Si el logaritmo del índice de sitio (logaritmo de la altura a los 20 años), tiene una distribución normal con

media \hat{Y}_{20} y varianza $S_{y,x}^2$, de acuerdo a la

ecuación (A4) del Apéndice, el valor esperado del índice de sitio es:

$$E[S] = \exp \left(\hat{Y}_{20} + \frac{s^2}{2} \right) \quad (9)$$

En esta ecuación \hat{Y}_{20} es el valor esperado del logaritmo natural de la altura a los 20 años, estimado por la curva guía y $S_{y,x}$ es el error típico de la estimada. (Cuadro 2).

Los índices de sitio promedio estimados con la ecuación (9) se presentan en el Cuadro 4.

(*) Los bajos valores de $-b$ dados por Urzúa (1963) y Contreras (1967) se deben probablemente al procedimiento de ajuste de la curva guía. Estos autores agruparon las observaciones en clases de edad de 3 en 3 años y ajustaron la curva usando los promedios aritméticos de las alturas dentro de cada clase de edad.

CUADRO 4 - Indices de sitio promedio.

ZONA	INDICE DE SITIO
1	22,3
2	23,5
3	24,9
4	24,9
5	28,6
6	20,9
7	15,3
8	24,4
9	28,7
10	24,9
General	23,9

5.2. Correlación entre el coeficiente de regresión, índice de sitio promedio y edad promedio.

Es interesante examinar las relaciones entre estas variables, puesto que podrían indicar que algunos supuestos del modelo son inadecuados.

Una correlación alta entre el coeficiente de regresión y el índice de sitio promedio, evidenciaría que el supuesto de proporcionalidad entre las curvas de índice de sitio es inaceptable.

A su vez, una correlación alta entre el coeficiente de regresión y la edad promedio de los rodales, indicaría que la ecuación elegida no representa adecuadamente la relación altura-edad.

La correlación entre la edad promedio de los rodales y el índice de sitio promedio sería más difícil de interpretar. Podría deberse a diferencias en las tendencias históricas del ritmo de plantación en zonas con distinta calidad de sitio promedio, a diferencias en la rotación de acuerdo

a la calidad de sitio, o a ambas causas a la vez. Para examinar estas posibilidades se calcularon los coeficientes de correlación de rango de Spearman y los valores de t para la prueba de su significación (Husch, 1963). Estas cantidades se presentan en el cuadro 5, donde b es el coeficiente de regresión, \bar{S} el índice de sitio promedio y \bar{E} la edad promedio.

Los valores de t obtenidos señalan que ninguno de los coeficientes de correlación de rango estimados, es significativamente distinto de cero a un nivel de confianza de 5%. Se puede concluir por lo tanto, que las relaciones entre las variables mencionadas no muestran evidencias en contra del modelo adoptado.

CUADRO 5 - Correlación entre el coeficiente de regresión, índice de sitio y edad promedio.

	Coeficiente de correlación de rango	t
Entre b y \bar{S}	0,14	0,40
Entre b y \bar{E}	0,45	1,42
Entre \bar{E} y \bar{S}	- 0,08	0,22

5.3. Significación de las diferencias de índice de sitio.

Del mismo modo que para los coeficientes de regresión, podría aplicarse una prueba de comparaciones múltiples a los índices de sitio promedio, conociendo sus errores de estimación. Sin embargo, en este caso resulta más sencillo efectuar la comparación en base a los valores esperados del logaritmo del índice de sitio (o sea, los valores esperados de y para $x = 0,05$), ya que los errores típicos de las estimaciones de estos valores son fáciles de calcular. Esto equivale a comparar las medias geométricas del índice de sitio en lugar de las medias aritméticas. Se supone además, al igual que en la comparación de los coeficientes de regresión, que la distribución de y no se aleja mucho de una distribución normal.

Los errores típicos de las estimaciones de los y medios para $x = 0,05$ ($E = 20$ años) se calcularon usando la fórmula

$$S_{\Delta y} = S_{y.x} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(0,05 - \bar{x})^2}{\sum x^2 - n\bar{x}^2}}$$

Los resultados de las pruebas de significación a niveles de 5% fueron:

Según la prueba de Tukey:

7 6 1 2 3 8 4 10 5 9

—————

Según la prueba de Duncan:

7 6 1 2 3 8 4 10 5 9

—————

Los números corresponden a las zonas ordenadas de acuerdo a la magnitud de las estimaciones de la media armónica del índice de sitio. Todo par de zonas no subrayadas por la misma línea presenta una diferencia significativa. Todo par de zonas subrayadas por la misma línea presenta una diferencia no significativa, de acuerdo a la prueba utilizada.

Puede observarse que el ordenamiento de las zonas indicado aquí, difiere ligeramente del que correspondería según el Cuadro 4. Esto se debe a que la diferencia entre la media armónica y la media aritmética depende de la dispersión de las alturas, la cual varía de una zona a otra.

Es necesario hacer notar que estos resultados deben interpretarse con ciertas reservas, ya que la zonificación se hizo considerando las clases de sitio de las parcelas ubicadas en los planos para delimitar zonas diferenciadas de las adyacentes. Este hecho puede hacer que las diferencias de índice de sitio promedio entre zonas calculadas en base a esta muestra estén algo exageradas en relación a las diferencias reales.

Del examen del Cuadro 4 y de los resultados de las pruebas de significación se puede concluir que la zona 7, correspondiente a la parte de peor calidad de la llamada zona de los arenales, tendría un índice de sitio promedio significativamente inferior que todas las demás zonas consideradas. Puede observarse también que las zonas 5 y 9, que corresponden aproximadamente a las provincias de Concepción y Cautín, probablemente tienen un índice de sitio promedio más alto que el resto. Se aprecia que no pueden distinguirse más de tres grupos de zonas claramente diferenciadas.

Cabe señalar que estas diferencias entre zonas se refieren solamente al índice de sitio promedio, y que dentro de una misma zona existe una variación considerable entre rodales individuales. Puede tenerse una idea de esta variación si suponemos que la distribución del logaritmo de la altura a una edad dada, se aproxima a una distribución normal. El coeficiente de variación de la altura, y por lo tanto del índice de sitio, se obtiene entonces usando la ecuación (A6) del Apéndice y los valores de $S_{y,x}$ del cuadro 2 (Cuadro 6).

CUADRO 6 - Coeficientes de variación de la altura.

Z o n a	Coeficiente de variación (%)
1	28
2	25
3	33
4	25
5	22
6	32
7	41
8	26
9	17
10	21
General	33

APENDICE

Valor esperado y varianza de $A = e^y$

El valor esperado y la varianza de $A = e^y$ pueden expresarse en términos de la función generadora de momentos de la variable aleatoria y . La función generadora de momentos de y se define como:

$$m(t) = E[e^{ty}], \quad (A1)$$

donde E indica el valor esperado y t es un parámetro (Mood and Graybill, 1963).

El valor esperado de A puede escribirse:

$$E[A] = E[e^y] = m(1) \quad (A2)$$

La varianza de A es:

$$\begin{aligned} \text{Var}[A] &= E[(A - E[A])^2] \\ &= E[A^2] - (E[A])^2 \\ \text{Var}[A] &= m(2) - [m(1)]^2 \quad (A3) \end{aligned}$$

Si y tiene una distribución normal con media μ y varianza σ^2 , su función generadora de momentos es (Mood and Graybill, 1963):

$$m(t) = e^{t\mu + (\sigma^2 t^2)/2}$$

Usando esta expresión en (A2) y (A3) se obtiene para el caso en que $y = \ln A$ tiene una distribución normal:

$$E[A] = e^{\mu + \sigma^2/2} \quad (A4)$$

$$\text{Var}[A] = e^{2\mu + \sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1) \quad (A5)$$

Para el coeficiente de variación de A se obtiene:

$$\begin{aligned} CV &= \frac{\sqrt{\text{Var}[A]}}{E[A]} \\ CV &= \sqrt{e^{\sigma^2} - 1} \quad (A6) \end{aligned}$$

BIBLIOGRAFIA

- BRUCE, D. y SCHUMACHER, F. X. Medición Forestal. México D.F., Herrero, 1965. 474 p. ilus.
- CONTRERAS S., Manuel. Indices de sitio para pino insigne (*Pinus radiata* D. Don). Santiago, Universidad de Chile, Escuela de Ingeniería Forestal, 1967. 5 p. ilus.
- CHILE. CORPORACION DE FOMENTO DE LA PRODUCCION. Mensura de las plantaciones forestales de Linares a Malleco, 1953-54. Santiago, Departamento de Industrias, 1955. v.l.
- CHILE. INSTITUTO FORESTAL. Tablas de rendimiento para pino insigne. Santiago, 1964. 13 p. (Informe inédito)
- Establecimiento de parcelas permanentes en plantaciones de pino insigne. Santiago, 1965, 24 p. (Informe Técnico 20).
- Inventario de las plantaciones forestales de la zona Centro-Sur de Chile. Santiago, 1966. 93 p. mapas. (Informe Técnico 24).
- Inventario de las plantaciones forestales de las provincias de Coquimbo a Talca y Valdivia a Llanquihue. Santiago, 1968. (Informe Técnico 30) (En prensa).
- DUNCAN, D.B. Multiple range and multiple F tests. **Biometrics**. Atlanta, Ga. 11 (1): 1-42. 1955.
- FURNIVAL, G.M. An index for comparing equations used in constructing volume tables. **Forest Science**, Washington, D.C. 7 (4): 337-341. 1961.
- HAMILTON, H. A. Multiple comparison procedures. Fort Collins, Colo. Rocky Mountain For. and Range Exp. Sta., 1965. 12 p. (U.S.D.A. For. Serv. Res. Note RM-44)
- HUSCH, B. Forest mensuration and statistics. New York, The Ronald Press Co., 1963. 474 p.
- KRAMER, C. Y. Extension of multiple range tests to group means with unequal numbers of replications. **Biometrics**. Atlanta, Ga. 12 (3): 307-310. 1956.
- MINOR, C. O. Site index curves for young growth Ponderosa pine in Northern Arizona. Fort Collins Colo., Rocky Mountain For. and Range Expt. Sta., 1964. 8 p. (U.S.D.A. For. Serv. Research Note RM-37).
- MCCOY, Alexander and GRAYBILL, Franklin A. Introduction to the theory of statistics. 2nd. ed. Tokyo, Kogakusha Co., 1963. 443 p.
- SCHUMACHER, F. X. A new growth curve and its applications to timber-yield studies. **Journal of Forestry**. Washington D. C., 37 (10): 819-820. 1939.
- SPURR, S. H. Forest Inventory. New York, The Ronald Press Co., 1952. 476 p.
- URBINA A., Carlos. Indices de sitios y densidad para pino insigne (*Pinus radiata* D. Don) en las series de suelos Constitución, Cauquenes y San Esteban. Santiago, Universidad de Chile, Escuela de Ingeniería Forestal, 1966. 70 p. Tesis.
- URZUA V., Domingo. Indices de sitios para pino insigne (*Pinus radiata* D. Don) en las provincias de Malleco y Bio-Bío. Santiago, Universidad de Chile, Escuela de Ingeniería Forestal, 1963. 55 p. Tesis.

García Vidal, Oscar

Índice de sitio para pino insignis en Chile.
Santiago, Chile, Instituto Forestal, 1969.

32 p. maps. (Serie de Investigación. Publicación 2).

Elaboración de curvas de índices de sitio para pino insignis según el método de las curvas armonizadas. Se examinó además la posibilidad de distinguir zonas con diferentes calidades de sitio dentro del área pinera que comprenden las provincias de Valparaíso a Llanquihue, excepto Arauco. La comparación de los resultados con trabajos anteriores indica que en general, hay una concordancia aceptable en la forma de las curvas de índice de sitio obtenidos con datos de diversas fuentes y usando distintos métodos.

García Vidal, Oscar

Índice de sitio para pino insignis en Chile.
Santiago, Chile, Instituto Forestal, 1969.

32 p. maps. (Serie de Investigación. Publicación 2).

Elaboración de curvas de índices de sitio para pino insignis según el método de las curvas armonizadas. Se examinó además la posibilidad de distinguir zonas con diferentes calidades de sitio dentro del área pinera que comprenden las provincias de Valparaíso a Llanquihue, excepto Arauco. La comparación de los resultados con trabajos anteriores indica que en general, hay una concordancia aceptable en la forma de las curvas de índice de sitio obtenidos con datos de diversas fuentes y usando distintos métodos.

García Vidal, Oscar.

Site index curves for Pinus radiata in Chile.
Santiago, Chile, Instituto Forestal, 1969.

32 p. maps. (Research Series. Publication 2).

Site index curves for Pinus radiata obtained by the harmonized curve methods. The possibility to distinguish zones of different site quality within the pine tree area was also studied. The surveyed area involved the provinces of Valparaíso to Llanquihue excluding the province of Arauco. The comparison of present results with the previous one shows that there exist an acceptable concordance in relation to the shape of curves obtained from different sources and using different methods.

García Vidal, Oscar.

Site index curves for Pinus radiata in Chile.
Santiago, Chile, Instituto Forestal, 1969.

32 p. maps. (Research Series. Publication 2).

Site index curves for Pinus radiata obtained by the harmonized curve methods. The possibility to distinguish zones of different site quality within the pine tree area was also studied. The surveyed area involved the provinces of Valparaíso to Llanquihue excluding the province of Arauco. The comparison of present results with the previous one shows that there exist an acceptable concordance in relation to the shape of curves obtained from different sources and using different methods.